

人口問題研究

第 168 号

昭和 58 年 10 月 刊 行

貸出用

調査研究

マイクロ・シミュレーションによる日本出生力の生物人口学的分析：	河廣 渡高	野嶋 邊橋子	稠清 吉重	果志利一	1~29
昭和55—57年度特別研究報告	高金		吉隆	郷一	
現代青年の結婚観——第8次出産力調査「独身者調査」の結果から——	阿小		藤島	誠宏	30~57

資料

全国の有配偶率で標準化した都道府県別合計特殊出生率	笠山	喜原	喜二	58~61
男女別労働力生命表：昭和55年	阿小	藤島	里江子	
			晃	62~71

書評・紹介

鬼頭 宏著『日本二千年の人口史』（阿藤 誠）	72
T. Paul Schultz, <i>Economics of Population</i> (大谷憲司)	73

雑報

人事の異動——定期研究報告会の開催——資料の刊行——昭和58年度実地調査の 施行——日本統計学会第51回大会——第3回エスカッブ人口委員会——中国家族 計画プロジェクト計画打合せ調査団参加——中国人口統計研修会	74~78
---	-------

調査研究

マイクロ・シミュレーションによる 日本出生力の生物人口学的分析： 昭和55—57年度特別研究報告

河野稠果・廣嶋清志・渡邊吉利
高橋重郷・金子隆一

I 序章：シミュレーションモデルの構想

本論文は昭和55年4月から58年8月にかけて施行された特別研究「人口推計の精密化とそのための人口モデルの開発に関する総合的研究」の報告である¹⁾。この特別研究の一部として、1981年に「人口推計のための出産力特別調査」と題した実地調査を行ない、その集計結果のうち出生力の生物人口学的条件に関する主要なものをまとめてすでに本誌に掲載しているが²⁾、本稿は、そこで得た多くの新しいデータを直接利用しており、その論文のいわば続編ということができよう。

さて、今回の出生力マイクロシミュレーション研究は、今まで日本であまり取り上げられなかった出生力の生物人口学的メカニズムの解明、今まで必ずしも正確に把握されていない多くの生物人口学的パラメターの推定、そしてこれらの要因の変化が出生力にどのような影響を及ぼすかの考察を目的とする。

出生力の決定には二つの大きな要因群を考えることができる。一つは間接的・背景的なもので、経済的条件、社会構造、規範体系、環境条件という1群である。個々の夫婦レベルではその社会経済的属性である。他の1群は Bongaarts の近成要因、Davis-Blake の中間変数という一連の生物学的、行動的変数である³⁾。本稿で展開する出生力モデルがシミュレートしようとするのは、主としてこれら近成要因と出生力との関係である。

ここで用いられたモデルの概要是図1に示されるとおりである。図1の真中の破線に囲まれた部分が、このモデルの中核をなす再生産周期の部分であるが、その右下に小さな橢円形で囲まれた「出生」

- 1) シミュレーションの宏大な計算にあたり、厚生省官房統計情報部情報企画課の各氏（多数に上るので一々御名前は記さないが）から多大の技術協力を受けた。記して感謝の意を表する。集計結果の分析、原稿作成の段階において本研究所池ノ上正子技官と三田房美技官がそれぞれ参加した。また、結婚の部分で同じく伊藤達也技官の援助を受けた。
- 2) 河野稠果・渡邊吉利、「出生力の生物人口学的条件：特別研究実地調査結果の解釈」、『人口問題研究』、第167号、1983年7月、pp. 1-17.
- 3) これらについては河野・渡邊の前掲論文で引用されているので、重ねての説明は省く。

の event がある。これがモデルの主要従属変数の一つである「出生」である。しかし、モデルではこの出生自体は「現存子供数」となり、「追加予定子供数」を構成して次の「出生」の条件となるというリサイクルの関係を示す。

図1 シミュレーション・モデルにおける再生産過程

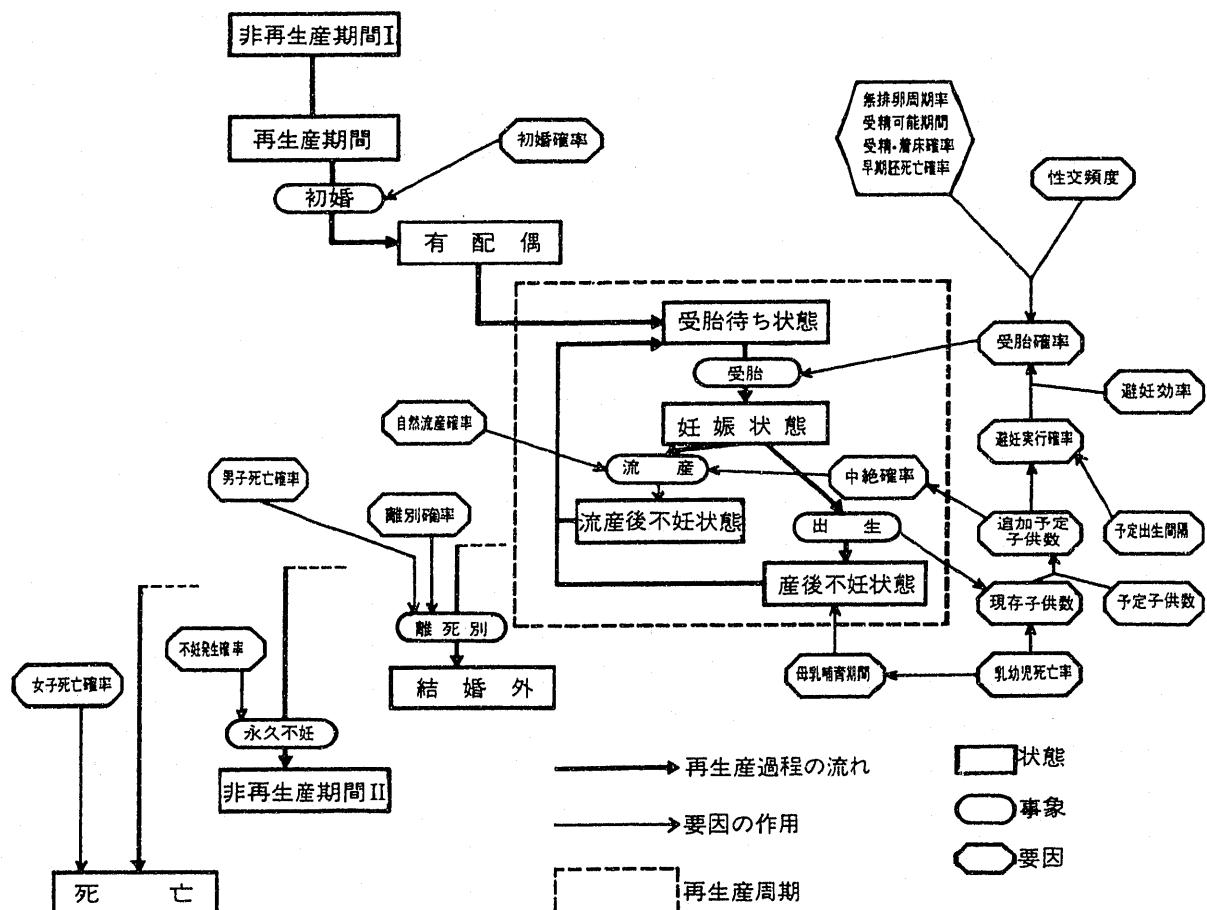


図1で示されたのは生物人口学的モデルの構造である。しかし、ここで注目したいのは、ここで関与している変数の中で、社会経済的条件、あるいは人口政策的要因ときわめて密接な関連を持つ変数がちりばめられていることである。初婚確率（初婚年齢）、予定子供数、予定出生間隔、避妊実行率、避妊効率、母乳哺育期間、中絶率等は、言わばこのモデルでの社会経済・政策変数の「窓」 window と言えよう。

本モデルはモンテカルロ法によるマイクロシミュレーションである。シミュレーションにはほかに決定論的マクロシミュレーションがあるが、今かりにこのマイクロシミュレーションと同じくらいの変数を問題にしようとするとき、15次元とか20次元の属性による出生力の組み合わせ集計が必要となる。これはほとんど不可能である。また例えば15の説明変数が関係する構造方程式を立てなければならないが、そのような関係式を立てることは不可能である。

本モデルのくわしい説明は次章においてなされるのでここではこれ以上行なわない。ただ、このモデル構築にあたって、国連人口モデルが大いに参考になったことを述べておきたい⁴⁾。国連モデルは

4) S. Inoue, "Choice of policy measures to affect fertility: A computer microsimulation study", United Nations, *Population Bulletin of the United Nations*, No. 10, 1977, pp. 14-35.

本モデルの母型 prototype である。ただし、本モデルはすべて年齢各歳の入・出力を持ったモデルでいくらかの改良点があり、また結婚・死亡・母乳哺育・中絶等のデータ面で今まで得られなかつたものを基礎にしている。

もちろん今回のシミュレーションには制限的要因も多い。第一に、コウホート間の相互作用が考慮されていないこと、したがって Easterlin 等が提唱している、前後のコウホートに対する当該コウホートの相対的大きさがその出生力に及ぼす影響を考慮することはできない。第二に、コンピューターの使用時間の関係でコウホートサイズをあまり大きく取れず、したがって標本誤差が少なからずあること⁵⁾。そして、第三として、今まで正確に計測されていないパラメーターがあり、そのいくつかについては推定値を取らざるを得なかつたことである。モデルの制限性はもちろんこれに尽きない。

しかし、このような方法論的制限・データの制約にもかかわらず、シミュレーションが作動し、例えば章Vに見られるように1945年頃から1984年までのわが国期間出生率をかなり適確にシミュレートし得たこと、そして主要変数の効果を測定したことの意義は充分あると考えられる。

II シミュレーションモデルの概要

1. シミュレーションの流れ

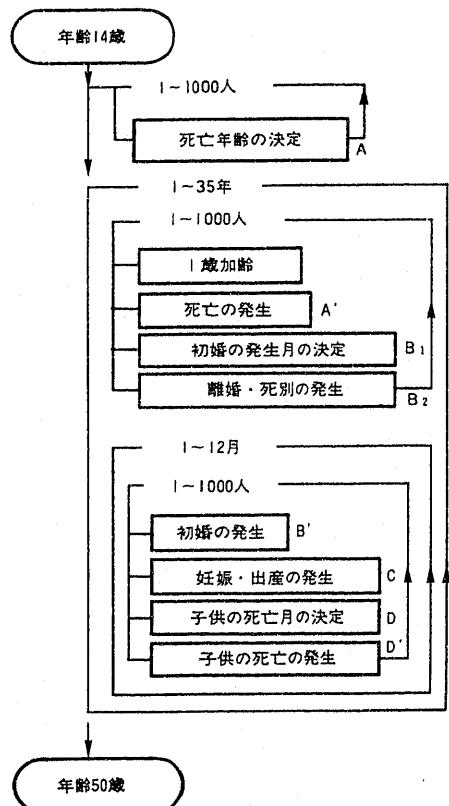
ここで構築されたシミュレーションモデルの基本的考え方は、すでに本稿の筆者の1人が本誌に解説を試みている⁶⁾。それで重複を避け、そこで充分述べられないシミュレーション処理の流れについて説明を行なう。なお、今回の生物人口学的モデルの内容的構成の中核をなす「妊娠と出産」セクターは本章の節4で説明される。

今回の生物人口学的モデルの一つの大きな特徴はコウホート・アプローチである。このモデルは女性の出産及びその周辺現象に関する単性モデルであるが、各コウホートはあらかじめ設定されたコウホート・パラメーターにしたがい、出産行動を順次実現して行く。

各コウホートの再生産年齢における事象発生のシミュレーション処理は図2に示される流れに沿って行なわれる。シミュレーション処理の開始時に各女子はすべて14歳にセットされ、50歳になるとき処理は終る。最初に各女子に対し逐次死亡年齢が決定される(図2A)。これは各人に5桁の乱数Rを発生させ、これと生存数 l_x , l_{x+1} を比較し、 $l_{x+1} < l_{15} \cdot R \leq l_x$ であるとき、この人の死亡年齢を x 歳とする。

このあと、実際のシミュレーションに入り、各人の年齢が1歳加齢され、死亡・初婚・離婚・死別の順で事象が発生する。再婚は各人の結婚歴を複雑にするので今回は発生

図2 15→49歳の再現のフロー
(コウホートの大きさが1,000人の場合)



5) 今、合計特殊出生率2.00の標本誤差は95%の信頼度で 2.00 ± 0.08 である。

6) 河野稠果、「人口モデルと出生力分析」、『人口問題研究』、第165号、1983年1月、pp. 1-19。

させないことになっている。

死亡はすでに発生年齢が定められているので、各年毎に各人がその年齢に達したかどうかについて判別され、発生させる（図2 A'）。初婚は未婚の女子について、初婚表の未婚残存数により毎回初婚が発生するかどうかによって判別させる。各人に対する乱数Rが年齢xの初婚発生確率 Q_x^m よりも小さいとき（ $R \leq Q_x^m$ ）発生すると考える。初婚が発生する場合は、発生月がランダムに決定される（B₁）。初婚の発生を月単位としたのは、結婚と出産がきわめて密接であり、結婚を1年のある時点に集中的に発生させると、それにより1年当たりの出生数が大きく変動することがあるからである。

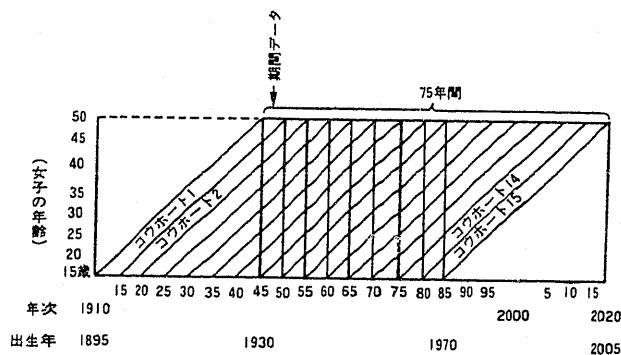
離婚は有配偶者に対して、5桁乱数Rを発生させ、その年齢の離婚発生確率 Q_x^d と比較して $R \leq Q_x^d$ ならば、離婚を発生させる（B₂）。死別は同じように有配偶者に対して5桁乱数Rを発生させ、夫の死亡確率 $Q_y = (l_y - l_{y+1})/l_y$ （ただし $y = x + d$ 、xは有配偶女子の年齢、dは夫妻の年齢差）と比較し、 $R \leq Q_y$ なら、死別を発生させる。

次に、各月のループに入り、毎月の状態を各女子に再現する。まず初婚の発生が判別され、発生した場合に配偶関係が変更される（B'）。この後、妊娠・出産に関わる各人の状態が経験される（C）。これについては、この章の節4の「妊娠と出産」の構造で説明する。

出産が発生した場合、ただちにその子供について死亡月（生存月数）が決定される（D）。子供の死亡が月単位に決められるのは、月齢が低いほど死亡率が高い結果を正確に表現するためである。子供の死亡は毎月その死亡月に到達したかどうかを判別することにより発生する（D'）。以上の手順で年齢50歳に達したとき、シミュレーション処理は終る。

すでに述べたように、このモデルの目的の一つは、ある期間（period）別における出生力指標を再現することである。このため、必要とする年次間に再生産状態になるすべてのコウホートについて、その出産活動の開始年齢（15歳）から妊娠・出産及びそれから派生する事象をシミュレートすること

図3 コウホート・データと期間データとの関係
(1945—1984年の期間データを求める場合)



になる。このような女子コウホート・シミュレーションによって、どのような期間データが作成されるかを示したものが図3である。この例は、1945—1984年の40年間の期間データを得るために、1895—1969年の期間に出生する15のコウホートを作動させる場合を示した。なお、図3では一つのコウホートは5歳階級の幅を持ったもののように見えるが、実際は1本1,000人の線であり、期間別の指標を計算するときは、同じものを五つ複製してそれぞれ関連する各歳階級を繋げて用いる。

2. 死亡・生存率に関するモデル

シミュレーションにおける死亡の発生はコウホート単位に行なわれる。したがって、コウホートの平均寿命に対応する年齢別生存数を決定するモデルが必要となる。

そのため、このシミュレーション・モデルでは、わが国の完全生命表をもとに各生命表間の年齢別生存確率を直線補間し、各年次別の年齢別生存確率を作成した。それをもとにコウホート別に組み替え計算を行い、出生年次別コウホート平均寿命と年齢別生存数を算定した（図4）。この平均寿命の値はシミュレーションの際に設定されるコウホート水準パラメターの値として用いられる。

図4 男女別出生コウホートの平均寿命

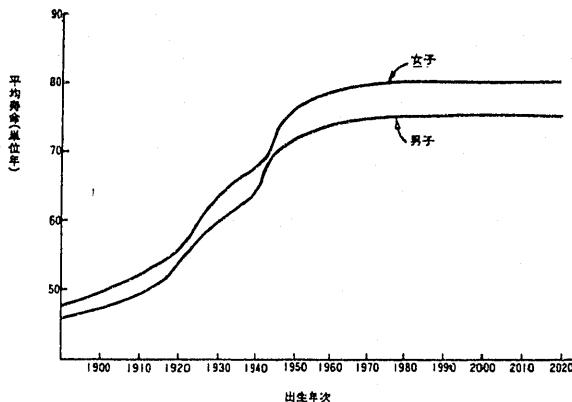
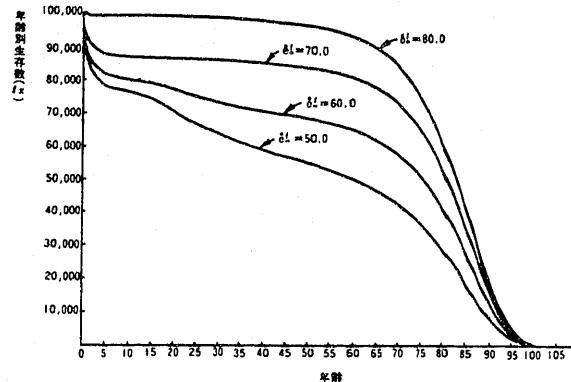


図5 女子のコウホート平均寿命
3水準の年齢別生存数



これらの年次別コウホート平均寿命と年齢別生存数をもとに図5で示す、経験的生命表に基づく男女別平均寿命16水準別の「コウホート・モデル生存数表」を作成した。

3. 結婚に関するモデル

結婚セクターは結婚・離婚・死別の発生部分からなる。

結婚は、未婚女子に年齢別初婚確率を適用して発生させる。年齢別初婚確率は、50歳まで未婚のまま残る女子の割合と50歳までに結婚する女子の平均初婚年齢によって決められる。50歳までに結婚する女子の中における平均初婚年齢に対応する年齢別結婚数の発生分布は、過去の国勢調査における未婚者割合の年齢別減少（結婚発生）パターンに基づいて作成した。

離婚は、有配偶女子に離婚確率を適用して発生させる。離婚確率は、1950年から1975年にいたる国勢調査年次についての年齢5歳階級別有配偶女子離婚率（中央率）から作成した。

死別の発生は、夫と妻の年齢差を指定し、有配偶女子に同じコウホートの男の死亡水準で年齢差だけずらした死亡確率を適用する。

4. 妊娠と出産に関するモデル

本セクターでは、図1に示される生物人口学的再生産過程の再生産周期のシミュレーションが取り扱われる。死亡年齢、結婚年齢の決定が年単位で行なわれるのに対し、ここで扱われる事象はすべて月単位によって発生が決定される。

各個人は図1に示されるとおり、数多くの要因の影響を受けながら、破線の示す再生産周期を繰り返す。個人は任意の月のあいだ必ず次の五つの状態のいずれかに含まれる。すなわち、(1)非再生産状態、(2)受胎待ち状態、(3)妊娠状態、(4)産後不妊状態、(5)流産後不妊状態である。図1において、(1)非再生産状態とは、それぞれ生理的に再生産が可能な年齢になるまでの非再生産期間I、初婚に至るまでの期間、離死別によって生じた結婚外期間、妻あるいは夫の永久不妊によって始まる非再生産期間II、および死亡のすべての状態を指す。

以上の五つの状態に関して、以下その構造と関連する入力データについて説明する。

(1) 非再生産状態

第一に、女子が再生産年齢以前（非再生産期間I）における場合である。再生産年齢の初年は、すべての試行で15歳とした。

第二に、女子が性的結合外にいる場合である。モデルにおいて、今回すべての出生活動の所在を有

配偶者のみに限定したので、ここでは性的結合とは有配偶の状態を指す。すなわち、有配偶でない者は非再生産状態にあるものとされ、一切受胎は生じない。ただし、離死別をした者がその以前の有配偶の時期に受胎をし、現在妊娠中である場合には、その妊娠は有配偶者と同様に継続され、そこから生ずる出生および流産等は計数の対象となる。

第三に、夫婦のいずれか、あるいは両方が永久不妊である場合にもその女子は非再生産状態として扱われる(非再生産期間Ⅱ)。永久不妊は、女子の年齢各歳別に与えられた永久不妊発生確率に基づいて、各月毎に発生の決定が行なわれてゆく。今回の試行では女子の年齢が50歳に達する時点で全対象が永久不妊となるように入力データを設定し、そして最終的にはこの時点をもってシミュレーションの終了とした。

最後に、女子が死亡した場合も非再生産状態として扱われる。

(2) 受胎待ち状態

永久不妊に到っていない女子が結婚した場合、また、永久不妊でない女子が産後不妊期間あるいは流産後不妊期間を終えた場合、その女子は受胎待ち状態となる。

受胎待ち状態にある女子は、各人に割り当てられた受胎確率に従い、毎月乱数によって受胎がシミュレートされる。この受胎確率の決定には本モデル中最も多くの要因が関わっているが、大きく分けると自然受胎確率の構成要因と受胎調節の要因に分けることができる。まず自然受胎確率は、無排卵周期率 (\bar{b}_1)、受胎可能期間 (v) (図 6 参照)、受精および着床の確率 (b_2)、早期胚死亡確率 (\bar{d})、性交頻度 (r) という五つの構成要素から成る。そのうち性交頻度を除く四つの要素については、次のように値を固定した。すなわち、無排卵周期率は 0.05⁷⁾、受胎可能期間は 2 日⁸⁾、受精および着床の確率は 0.9⁹⁾、そして早期胚死亡確率は 0.35¹⁰⁾ である。ただし、20 歳以前および 30 歳以後の生理的に低い受胎能力を設定するために、このうち受胎期間を除いた三つの要因の積に対して一括して年齢効果の係数 C を乗じた。性交頻度は女子の年齢各歳別に与えることが可能であり、今回はそれぞれの試行で実際の観測値および推定値に基づく関数値が与えられた。

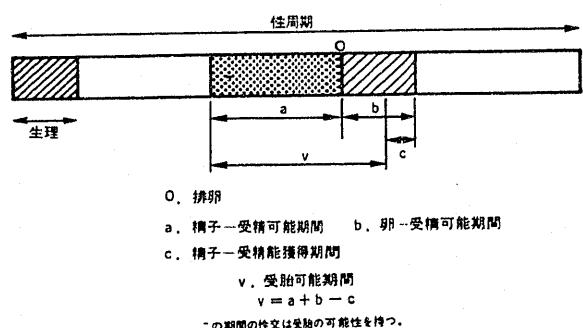
以上の各要素は、Bongaarts に従って自然受胎確率 (nf) に組み上げられる。すなわち、女子の年齢を x で表わせば、

ただし、 $b_1 = 1 - \bar{b}_1$, $d = 1 - \bar{d}$ である。

同一コウホートの女子の間では、自然受胎確率には分布を与えず一様とした。

次に受胎調節要因であるが、受胎確率に直接の効果を持つものとしては避妊実行確率および避妊効率がある。個人は後に述べる意図に基づいて避妊による受胎調節を行うことがあるが、これを行うかどうかはその個人の避妊実行確率に従って決められる。避妊実行確率は女子の年齢5歳階級別

図 6 性周期と受胎可能期間



7) R. Potter, "Length of fertile period", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 24, 1961, p. 132.

8) J. Barrett and J. Marshall, "The risk of conception on different days of the menstrual cycle", *Population Studies*, Vol. 23, 1969, p. 455.

9) W. James, "The incidence of spontaneous abortion", *Population Studies*, Vol. 24, 1970, p. 241.

10) J. Bongaarts, "Intermediate fertility variables and marital fertility rates", *Population Studies*, Vol. 30, 1976, p. 230.

および追加予定子供数別に異なる値が用意されている。今回これに用いられた数値は第7次出産力調査の結果に基づいている。個人が避妊を実行するか否かは、初婚直後に決められた後、出生や子供の死亡によって現存子供数に変化が生じた時に改めて決定し直される。避妊はその目的によって、スペース避妊（出生間隔を調節する意図を持って行なわれる避妊）とストップ避妊（以後の出生児数を抑制する意図を持って行なわれる避妊）の二つを考える。そして、追加予定子供数 >0 の夫婦が避妊を行なう場合にスペース避妊を、また、追加予定子供数=0の夫婦の場合にはストップ避妊をそれぞれ割り当てた。その違いは、ストップ避妊が一旦実行を開始すると、出生および子供の死亡によって現存子供数が更新され、改めて避妊の不実行が決定されない限り避妊実行を続けるのに対して、スペース避妊は順調に避妊を続けたとしても、希望出生間隔に基づく予定避妊継続期間を過ぎると実行を中止する点にある。なお、追加予定子供数は初婚当初に各人に与えられた夫婦の予定子供数からその後に出生した子供のうち生存している数、すなわち現存子供数を引いた値であり、現存子供数が予定子供数を上回る場合は、0とする。各人の予定子供数は、各コウホートの予定子供数の分布に従って与えられる。

以上のようにして、各人の各月の避妊実行・不実行が決定されるが、避妊の実行者はある避妊効率(e)が割り当てられ、これによってその受胎確率を減ずる。すなわち、新たに与えられる受胎確率を rf とすると、

ただし、避妊効率は年率 (E) によって入力されるために、これを月率に変換することが必要である。避妊効率の月率と年率との関係には自然受胎確率が関与する。すなわち、

これを e について解き(2)に代入すれば、

すなわち、避妊実行者は(4)で与えられる受胎確率 rf に従って受胎の決定が行なわれる。

避妊効率は分布を持つよう設計されているが、今回の試行では一様分布が用いられたため、同一コウホート内のすべての避妊は同一の効率を持つ。

(3) 妊娠狀態

受胎待ち状態を経て受胎が生ずると、女子は直ちに妊娠状態に入る。そして、さらにこの時点での妊娠の結果（出生、自然流産、中絶のいずれか）がそれぞれの発生確率に基づいて決定される。まず第一に自然流産が女子の年齢別自然流産確率によって判定され、次にその残りに対して中絶の実施が判定される。中絶は、追加予定子供数の有無、受胎時の避妊の実行・不実行によって異なる実施確率が用意されており、これに基づいて決定がなされる。これに用いられた値は、昭和56年度特別研究調査の結果に基づいている。以上によって、自然流産にも中絶にもならなかった妊娠は出生に帰結することになる（ただし、妊娠中に女子が死亡した場合は、当然その妊娠も失なわれる）。また、出産に関する子供の死亡（いわゆる死産）の確率は、出生後1カ月以内の乳児死亡確率に含まれる形で用意されている。出生、自然流産および中絶が発生するまでの妊娠期間は一定値に設定されており、今回これらはそれぞれ9カ月、2カ月、3カ月とした。

(4) 産後不妊状態

出生が生じて後、女子はある期間、産後不妊状態におかれ。その長さは新生児に対する母乳哺育期間 (I_L) に依存して定まる。すなわち、産後不妊期間 (I_n) は、

ただし、母乳哺育期間とは、その程度を問わず母乳による授乳が続けられている期間であると考える。母乳哺育期間は、コウホートに対して与えられた一定の分布に基づいて、出生を生じた母親に乱数を用いて割り当てられる。

(5) 流産後不妊状態

妊娠が自然流産または中絶に終ると、女子は以後一定期間、流産後不妊状態に陥る。その長さは、すべての流産・中絶に対して一定で、今回の試行では1カ月とされた。

III 自然出生力シミュレーション

自然出生力 (natural fertility, fécondité naturelle) とは、効果的な出生抑制 (birth control) が知られていない人口において実現される出生力と定義される¹¹⁾。また、抑制出生力 (controlled fertility) とは、逆に効果的な出生抑制が行なわれている人口の出生力である。しかし、抑制出生力と言えども、生物学的機能に根ざした自然出生力を基礎として、その上に種々の抑制手段を講じて実現されているものである。

本稿で展開されているシミュレーション・モデルは、わが国のような強い出生抑制の意図と手段をもって実現される出生力を模擬しようとするものであるが、その前段階としてやはり自然出生力を対象とする分析を怠ることはできない。その目的の第一は、実地調査等において今まで得られていない、あるいはわが国では得ることのきわめて困難な出生力の生物人口学的パラメターを推定することであり、第二はモデルにおける出生抑制要因を含まない純生物学的部分の妥当性を検証することである。自然出生力の記述は、必ずしもマイクロシミュレーションによらなくても解析的な方法によってある程度可能であるが、ここではそれはあくまでも次段階の抑制出生力再現を意図して行なわれている。したがってモデルの妥当性が確認された後、自然出生力から抑制出生力への移行過程を考える上で重要な、いくつかの出生抑制手段の出生力に対する単独効果を測るために実験を行なった。

本節の分析では、自然出生力シミュレーションの対象として、特に高い出生力を持つことで知られるハテライト (Hutterite) と呼ばれる集団を選んだ。ハテライトは、合衆国北部からカナダにかけて多くの自給的村落を形成する再洗礼教徒 (Anabaptist) の一派であるが、宗教的または慣習的理由から一切の出生抑制を排除するという特殊な事情により、一方で北米一般に見られる高い生活水準を享受しながら他方で自然出生力を実現している。集団内部では教育程度、経済条件をはじめ生活様式の均一性が高い。また人口学的データも比較的豊富である。これらの条件から、一般の人口の持つ潜在的出生能力を分析する対象としてこれまで多くの研究がなされている。

1. 入力データの作成

(1) 年齢別初婚確率

1928年、1938年、1948年におけるハテライト女子の年齢5歳階級別有配偶率¹²⁾に基づいて、仮説コウホート各歳別初婚表（表1）を作成した。これは有配偶率のみに基づいているために再婚の効果を含むが、再婚者の離死別から再婚に到るまでの結婚外にいる期間が考慮されないので、その分シミュ

11) Louis Henry, *Population: Analysis and Models*, London, Edward Arnold, 1976, Chapter 7.

12) J. W. Eaton and A. J. Mayer "The social biology of very high fertility among the Hutterites, The demography of a unique population", *Human Biology*, Vol. 25, 1953, pp. 206-264.

レーションの出生率は高めになることが予想される。なお、初婚表における各歳別の補間は Beers の方法によった¹³⁾。

(2) 年齢別永久不妊発生確率

Tietze は、209人のハテライト女子の最終出産年齢から年齢5歳階級別の不妊率（全夫婦中、不妊の夫婦の割合）を推定した¹⁴⁾。しかしながら、30代以降での自然受胎確率の低下に伴う出生間隔の延長や出産自体の不妊化への影響等を考えると、こうした方法は人口の潜在的な受胎の能力を知る上で適当ではないと考えられる。これに対して、Vincent はヨーロッパの集団を対象として、各年齢階級で新たに結婚したグループの第1子に対するパリティ拡大率に基づき一次不妊率を推定した¹⁵⁾。各年齢における潜在的受胎能力の有無という入力データの意味から見て、Vincent の推定はより適当であろう。したがって、ここでは、Vincent の5歳間隔の推定を応用し、これをBeers の補間法により各歳別不妊率とし（表1）、永久不妊の発生確率を与えた¹⁶⁾。

(3) 年齢別自然流産確率

Inoue は近年における Leridon の総括的研究に基づいて、ハテライトの出生力シミュレーション分析のための自然流産確率の年齢別スケジュールを作成した¹⁷⁾。本分析ではこの結果を各歳別として用いた（表1）。

(4) 自然受胎確率

モデルにおいて、自然受胎確率は前章に記述されたとおり無排卵周期率をはじめ多数の要素から構成されている。しかしながら、ハテライトに関してこれら個々の変数の値は得られていない。特に性交頻度に関しては人口によってかなりの違いが見られるので、他の集団から得られた値をそのまま入力することは適当ではない。したがって、

表1 ハテライト・シミュレーションの主な入力データ

年齢	未婚残存率	不妊率	自然流産発生確率	平均自然受胎確率
15	100,000	2,000	0.1444	0.0802
16	99,186	2,252	0.1444	0.1069
17	97,458	2,650	0.1500	0.1747
18	93,979	3,111	0.1558	0.1603
19	87,896	3,573	0.1619	0.1783
20	78,799	4,000	0.1682	0.1921
21	67,239	4,382	0.1747	0.2112
22	54,501	4,732	0.1815	0.2130
23	42,090	5,086	0.1886	0.2101
24	31,236	5,271	0.1959	0.2229
25	22,681	6,000	0.2035	0.2209
26	16,563	6,641	0.2114	0.2202
27	12,465	7,411	0.2197	0.2179
28	9,756	8,266	0.2282	0.1978
29	7,845	9,140	0.2371	0.1967
30	6,364	10,000	0.2463	0.1863
31	5,185	10,855	0.2560	0.1906
32	4,291	11,771	0.2659	0.1805
33	3,666	12,849	0.2762	0.1812
34	3,241	14,221	0.2870	0.1738
35	2,924	16,000	0.2981	0.1698
36	2,677	18,166	0.3097	0.1587
37	2,479	20,740	0.3218	0.1498
38	2,303	23,921	0.3343	0.1385
39	2,130	27,959	0.3473	0.1217
40	1,958	33,000	0.3608	0.1001
41	1,797	39,034	0.3748	0.0761
42	1,652	45,912	0.3894	0.0530
43	1,531	53,390	0.4046	0.0347
44	1,439	61,182	0.4203	0.0207
45	1,369	69,000	0.4367	0.0126
46	1,320	76,575	0.4536	0.0063
47	1,286	83,663	0.4713	0.0021
48	1,260	90,050	0.4896	0.0001
49	1,241	95,550	0.5087	0.0001
50	1,200	100,000		

13) Hugh H. Wolfenden, *Population Statistics and their Compilation*, Chicago, University of Chicago Press, 1954, p. 154.

14) Christopher Tietze, "Reproductive span and rate of reproduction among Hutterite women", *Fertility and Sterility*, Vol. 8, 1957, pp. 89-97.

15) P. Vincent, "La stérilité physiologique des populations", *Population*, Vol. 5, 1950, pp. 45-64.

16) この選択について詳しくは、近く刊行の特別研究報告書を参照のこと。

17) Inoue, *op. cit.*, p. 34.

ここではハテライトの有配偶出生率から直接に自然受胎確率を推定することを試みた。先にも紹介した通り Bongaarts は出生に関する中間変数による有配偶出生率の要因分解式を提案した。しかし、これは第 1 子に対する結婚からの出生間隔が考慮されていない。そこで、これを考慮して自然受胎確率を推定するために以下の手続きに従った。

年齢 x において、有配偶女子に占めるparity 0 の女子の割合を ϕ_x とし、第1子のみについての有配偶出生確率を MFR_x^1 、第1子以外についての有配偶出生確率を MFR_x^2 、さらに全体の有配偶出生確率を MFR_x とすると、

$$MFR_x^1 = 12(1-s_x) / \left(\frac{1}{enf_x} + \frac{a_x}{1-a_x} I_a \right) \dots \dots \dots (7)$$

$$MFR_x^2 = 12(1-s_x)/(\frac{1}{enf_x^2} + \frac{a_x}{1-a_x} I_a + I_p + I_g) \quad \dots \dots \dots \quad (8)$$

ただし、 s_x は不妊率、 a_x は自然流産確率、 I_a 、 I_p 、 I_q 、はそれぞれ流産後不妊期間、産後不妊期間、妊娠期間、また enf_x^1 、 enf_x^2 はそれぞれ第 1 子および第 2 子以降に関する出生に帰結する受胎確率 (effective fecundability) である。

ここに、 $\text{enf}_x^1 = \text{enf}_x^2 = \text{enf}_x$ とし¹⁸⁾、(6), (7), (8)を enf_x について解くと、

ただし、 $k = MFR_x / 12(1 - s_x)$, $\beta = I_p + I_g$

また、自然受胎確率 nf_x は

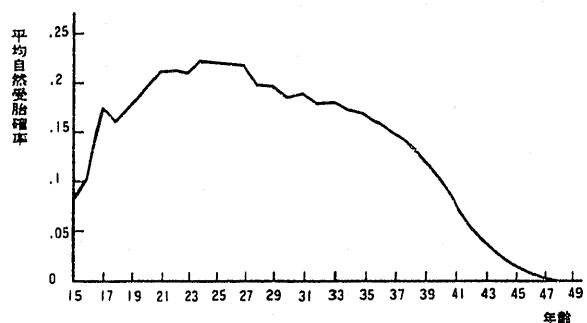
$$nf_x = enf_x / (1 - a_x) \quad \dots \dots \dots \quad (11)$$

したがって、各歳別有配偶出生率、不妊確率、自然流産確率によって、方程式(9)、(10)、(11)より平均自然受胎確率の各歳別推定値が与えられる（表1、図7）。

(5) 母乳哺育期間

モデルでは、産後不妊期間は新生児の母乳哺育期間に依存して一意的に定まる。ハテライトの授乳の状況に関しては、Huntington & Hostetler および Tietze に記述が見られる。それによれば、離乳時期は多くの例でおよそ生後 6 カ月—1 年内への切りかえが始まる。そこで、これらの報告に着目、Salbers¹⁹⁾ が米国人の 6—9 カ月の母乳哺育

図7 推定された平均自然受胎確率の年齢変化



18) 結婚直後の性交頻度の高さやその他の生理的理由により, $\text{enf}_x^1 > \text{enf}_x^2$ であることが考えられる。この問題については、William H. James, "The fecundability of U. S. women", *Population Studies*, Vol. 27, 1973, pp. 499-500 に簡単なレビューが見られる。

19) E. J. Salber, M. Feinleib and B. MacMahon, "The duration of postpartum amenorrhea", *American Journal of Epidemiology*, Vol. 82, 1966, p. 347.

期間が実現されるように分布を設定した。

(6) 乳児死亡確率

わが国コウホート生命表より、0歳時平均余命65歳水準を与えた（コウホート生命表については、II-2 参照）。

2. シミュレーション結果とその評価

以上の各種入力データを用いて、本シミュレーション・モデルによる自然出生力シミュレーションが行なわれた。出力はすべてシミュレーションの各過程で逐次記録されてゆき、最終的には人口学的指標として各種の出生力指標が計算されるよう設計されている。ここでは、各試行はサンプル・サイズ1,000人のシミュレーションをまったく独立に3回行なった。各種の出力結果はそれらを平均したものである。出力結果は実際人口の観測値と比較検討され、モデルのシステムとしての妥当性および入力データ作成の手続きの妥当性が検証される。したがって、結果の評価は実際人口の観測値の有無および信頼性によっても大きく制限されることとなる。ここでは、最も基本的な指標として、年齢別有配偶出生率、年齢別出生率、完結出生児数についての評価を試みる。

(1) 年齢別有配偶出生率

有配偶出生率は、死亡および結婚の影響を取り除いて、平均的な女子の出生能力を評価する上で有効である。表2および図8にハテライトの年齢別有配偶出生率の観測値およびシミュレーション結果

表2 出生率のシミュレーション結果と観察値との年齢5歳階級別比較

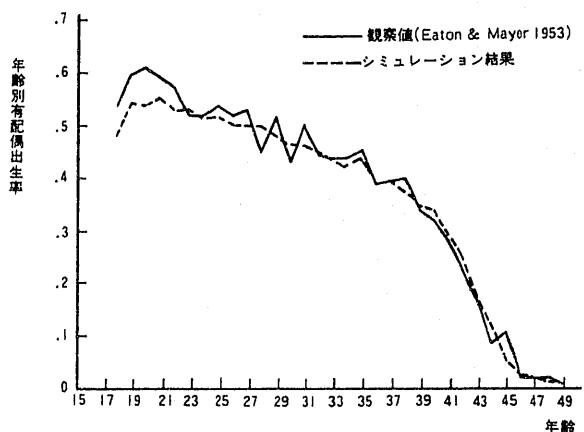
年齢	年齢別有配偶出生率		年齢別出生率	
	観察値*	シミュレーション	観察値*	シミュレーション
15—19	—	—	0.0134	0.0273
20—24	0.5626	0.5317	0.2475	0.2592
25—29	0.5094	0.4978	0.4141	0.4342
30—34	0.4492	0.4454	0.4110	0.4267
35—39	0.3934	0.3851	0.3749	0.3761
40—44	0.2102	0.2273	0.2120	0.2232
45—49	0.0342	0.0207	0.0395	0.0223
合計	10.795	10.5400	8.5620	8.8449

* Eaton and Mayer (注12) 参照。

を示した。適合の良さはきわめて良好である。もちろんシミュレーションの場合、自然受胎確率の年齢変化は有配偶出生率の観察値に基づいて推定されている訳であるから、これをもってただちにモデルの正当性は主張できない。しかし、推定の手続きにはいくつかの一般化の過程を含んでいるので、少なくともこの結果はモデルの確率過程としての妥当性と共に、これら入力パラメター推定の手続きの妥当性を示しているものと考える。年齢別に詳しく見ると、18—22歳で実測値に特異な高まりが見られ、このためにシミュレーション結果とのくい違いが生じているが、これは偶然の変動の他に結婚持続期間あるいはパリティに依存する自然受胎確率の急激な変化が原因として考えられる。すなわち、この年齢では結婚が急増することから実際人口では結婚直後の受胎確率の一時的な増大があるのかもしれない²⁰⁾。夫婦の完結出生率もほぼこの年齢でのくい違いの分だけ差が見られる。モデルへのこうし

20) W. James, 前掲論文 (注18) 参照。

図8 年齢別有配偶出生率のシミュレーション結果および観察値の比較



た効果の導入は今後の課題である。

(2) 年齢別出生率

結婚の影響を含めて一般的女子の出生のスケジュールを知るには、年齢別出生率の観察が必要である。そのシミュレーション結果の実測値との比較を表2および図9に示した。ただし、実測値は5歳階級の値をBeersの補間法²¹⁾によって各歳になおしたものである。したがってこの推定自体、特に周縁では誤差を免れない。シミュレーション結果は、離死別から再婚に到る結婚外期間が考慮されていないので、出生率は高めになるはずであるが、実際にはその効果は小さく、出生力水準は観測値ときわめてよく合っている。本モデルの目的上重要な指標であるコウホート合計特殊出生率(TFR)は観測値とほぼ同一であり、このモデルがその推定に有効な手段となることを示している。

(3) 完結出生児数分布

自然出生力の場合、完結出生児数の分布は主に、初婚年齢の違い、永久不妊となる年齢の違い、母乳哺育期間の違い、生理的出生機能(受胎確率、自然流産確率など)の違い、およびその他の偶然によって複合的に形成されると考えられる。今回は、出生児数分布などの人口の内部構成の分析は目的としていないので、人口には生理的機能の分布を与えていない。しかしながら、シミュレーションの結果は実測値ときわめて良好な適合を示した²²⁾(図10)。このことは、一つには少なくとも自然出生力集団において完結出生児数分布を形成する要因として、初婚年齢および永久不妊となる年齢の効果が他に比較して圧倒的に大きいのではないかと考えられる(母乳哺育期間はモデルでは個人として一貫していないので、完結出生児数分布の出力結果への効果は小さいと考えられる)。こうした人口内部の出生力の構造の分析は、今後の課題となるであろう。

3. 自然出生力におけるパラメター操作

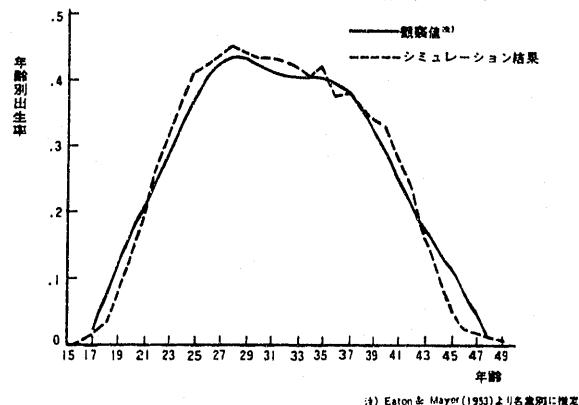
自然出生力を実現していると考えられる集団でも、その水準は集団によってさまざまである。それはそれぞれの自然出生力を構成している変量のうち、とくに行動面に関する変量が集団ごとに異なっているためであると考えられる。したがって、出生抑制の効果を導入する前に、ある程度この自然出生力の取り得る水準の幅を知っておくことが必要である。

ここでは、最も基本的な変量、初婚年齢、母乳哺育期間、乳児死亡率の三つについて、それぞれ単独に操作した場合、出生力に如何なる影響を与えるかについての実験を行なった。

21) H. Wolfenden, 前掲論文(注13)参照。

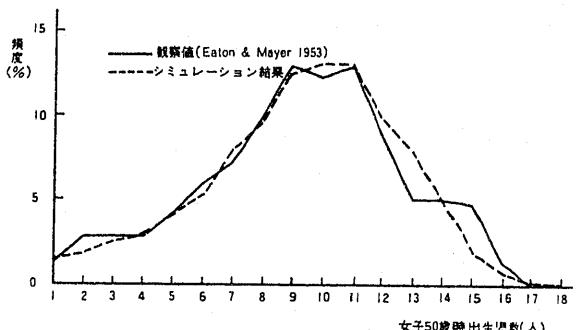
22) 完結出生児数分布の実測値はEaton and Mayerの論文(前掲注12)より引用。ただし、死亡の影響を除くため対象を75歳未満の女子に限定し、また無子夫婦に対するバイアスが考えられるので、これを除いて比較を行なった。

図9 年齢別出生率の観察値およびシミュレーション結果の比較



(注) Eaton & Mayer(1953)より各章別に複数

図10 完結出生児数分布の比較



(1) 初婚年齢の効果

自然出生力において、初婚年齢は個人の一生涯における再生産活動の期間に直接の影響を持ち、その最終的な出生力水準に及ぼす効果は大きいと考えられる。そこで、すでに得られたハテライトの入力データを用いて、他の変数はすべて同一条件のもとで、初婚スケジュールの違いによる出生率の変化を比較した。図11にそれぞれの平均初婚年齢による年齢別出生率の比較を行なった。平均初婚年齢に対応する初婚スケジュールは、本モデルの標準データとして準備されたわが国のある(II-3参照)。この比較によると、初婚年齢が上昇するに従って出生率の立ち上る年齢が順次遅れるが、有配偶率が同程度にまで達する30代前半からは出生率にまったく差はない。また、コウホートの合計特殊出生率では、10.2から7.4と大きな幅にわたってほぼ直線的な減少が見られる。すなわち、生物学的再生産能力の同一な集団でも、初婚年齢の違いによってその出生力水準には大きな幅が生じ、また、それは有配偶率の変動の影響をとともに被る20代の出生率にきわめて顕著であることが示唆される。初婚年齢は他の変量に比較して変動しやすいことから、その実際の出生力水準決定に果たす役割りはきわめて大きいものと考えられる。

(2) 母乳哺育期間

同様の手続きによって、母乳哺育期間の出生率への効果を比較した(図12)。ここでは母乳哺育期間には分布を与えないに、同一集団内の女子がすべて同一の母乳哺育期間を持つものとした。

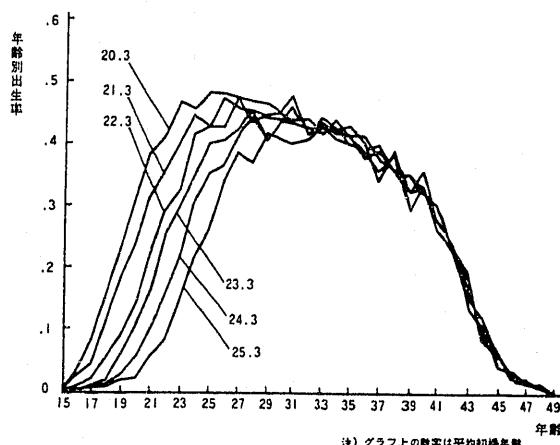
母乳哺育期間の出生力への効果の特徴は、再生産年齢全体にわたって出生率に影響が見られることと、8カ月以下の場合は、それ以上に比べて同じ幅の哺育期間の違いでも出生率に与える効果が大きいことである。前者については、母乳哺育期間は、産後不妊期間を左右することにより出生間隔に影響して出生率を変えるために、第2子以降の生まれる年齢ではどこでも同程度の効果を持つ

と見られた。また、後者については、産後不妊期間等から有配偶出生率を導く式(III-1-(4)参照)の性質により短い哺育期間での変化が大きいことがわかる。実際の人口では母乳哺育期間がある程度以上長くなると産後不妊期間は頭打ちとなるので、この傾向はさらに強いと予想される。コウホートの合計特殊出生率も、初婚年齢の場合と同様大きな幅を持ち、自然出生力集団では母乳哺育期間は初婚年齢ほどは変動し得ないにしても、出生力水準に対して重大な効果を持っていることがわかる。

(3) 乳児死亡率の効果

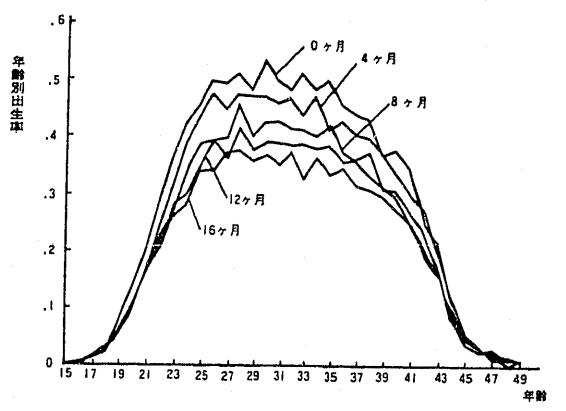
乳児死亡率の低下は多くの場合自然出生力集団が近代化の過程で第一に被る人口学的変化である。この意味で、その出生力に対する効果は興味深い。乳児死亡率は母乳哺育中の乳幼児の死亡を左右

図11 平均初婚年齢の違いによるシミュレートされた年齢別出生率の比較



注) グラフ上の数字は平均初婚年齢

図12 母乳哺育期間の違いによるシミュレートされた年齢別出生率の比較

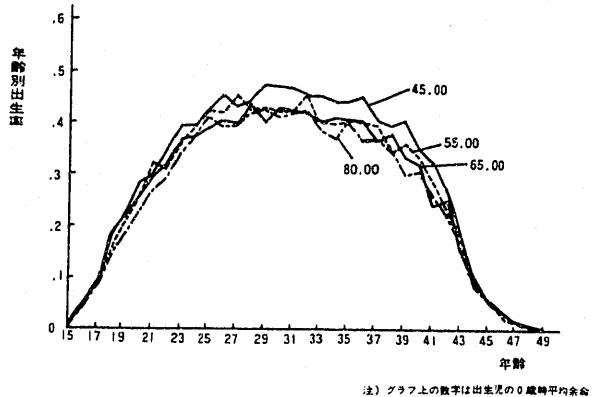


注) グラフ上の数字は母乳哺育期間

し、母乳哺育期間、産後不妊期間を通じて出生力に影響を与える。その影響はきわめて間接的なものである。ここでは、死亡水準として本モデルに標準データとして用意されたわが国コウホート生命表(II-2参照)を用いた。結果の比較を図13に示した。これによれば、出生率は0歳時平均余命の上昇とともに減少しているが、その幅は前述の2要因の場合に比較して小さい。またとくに、0歳時平均余命が55歳を越えると出生率に対する影響はごく僅かになる。これは、死亡水準の改善が進むにつれて、乳幼児死亡の改善の効率が悪くなる(高年齢層での死亡率の改善に重点が移る)ことによると考えられる。

ここでは、乳児死亡率の変化のみの単独の効果を観察したが、より現実的には親世代の死亡水準の変化が伴なうはずであり、今後はそうした試行が必要である。また、政策的観点からは、さまざまな変量の複合的な効果に対する分析が望まれる。

図13 乳児死亡水準の違いによるシミュレートされた年齢別出生率の比較



注) グラフ上の数字は出生児の0歳時平均余命

IV 単一コウホートを基礎にしたシミュレーション

戦後の出生コウホートのうち、1970年以降に出産適齢期に達した1950年出生コウホートに着目し、マイクロ・シミュレーションによって、コウホート年齢別出生率と合計特殊出生率の再現を試みた。また、コウホートに設定した諸変数のうち、いくつかの基本的変数の値を変化させることにより、それらのコウホート年齢別出生率と合計特殊出生率に及ぼす影響を検討した。さらに、コウホート出生率の変化が期間出生率に及ぼす影響、いわゆるコウホート効果について、とくに平均初婚年齢と予定子供数がそれぞれコウホート間で変化する場合の期間出生率に及ぼす影響を考察した。

1. 1950年コウホートの出生率再現

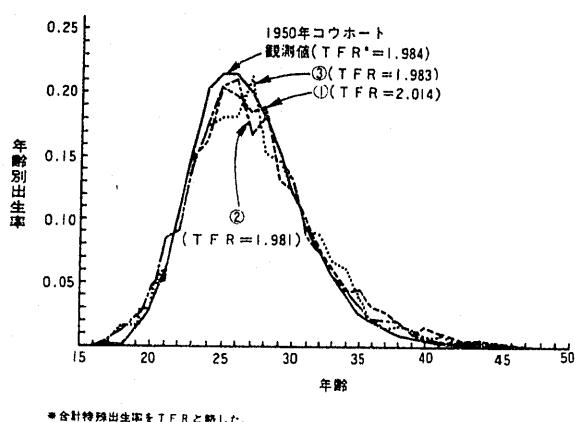
1950年コウホートは1982年末において年齢32歳である。したがって、このコウホートは再生産期間(15—49歳)の約半分を経過しているにすぎない。それゆえ、関連する人口学的情報に基づきこの未完結出生コウホートの各変数水準パラメーターを推定する必要がある。さらに、シミュレーション結果の比較の対象となるコウホート年齢別出生率も、同様の理由から推定値を用いざるを得ない。

1950年出生コウホートの年齢別出生率を次のように仮定した。すなわち、15—32歳の年齢別出生率は、動態統計に基づいて計算された期間(年次)別年齢別出生率をコウホート別に組み替えた。33歳以上のコウホート年齢別出生率は、1982年の期間年齢別出生率をコウホート年齢別出生率とみなして用いた。そのようにして計算された1950年コウホートの合計特殊出生率は1.984となった。

今回のシミュレーションで、1950年コウホートが経験した、あるいはしつつある各変数の水準値を表3のように設定した。

個々の変数の水準値は、出産力調査や今回のシミュレーションのために実施した1981年特別調査などに基づいて設定されている(表3の注参照)。

図14 1950年出生コウホート観測値とシミュレーションによる年齢別出生率



(1) 1950年出生コウホートのシミュレーション結果

コウホートの入力諸変数の値を用いて、女子コウホート1,000人を対象とするシミュレーションを、乱数の発生系列を変えながら3回行なった(図14)。

各シミュレーション(破線①, ②, ③)による年齢別出生率カーブは、いずれも実際コウホート(実線)のそれに近い。ただし、シミュレーションでは女子コウホート数を1,000人としたために率の振幅がみられる。

このシミュレーションによる年齢別出生率は、15—19歳と30歳以上で実際値と比較し高めに推定されている²³⁾。またいわゆる「生み盛り」の年齢(25歳前後)の出生率は逆にやや低い結果となつた。

合計特殊出生率で比較すると実際値(1.984)とシミュレーション結果(3回平均=1.993)にはほとんど差(-0.009)はない。

(2) 出生率に影響を及ぼす諸変数の効果

1950年出生コウホートの出生率は一応再現される事が判ったので、その再現結果(③を便宜的に選定)を基準としてここではその再現の際に用いた各変数の値を1回ずつ変化させて、その変数の変化が出生率に及ぼす影響を検討した。また、ここで取りあげた変数は紙面の都合上、1) 予定子供数、2) 中絶率、3) 平均結婚年齢の3変数に限った。

1) 予定子供数変化の効果

1950年出生コウホートの出生率再現の際に設定した基準コウホートの予定子供数は2.15であった。

23) ただし、33歳以上のコウホート実際値は期間出生率で代用しているから、33歳以上の出生率を厳密に比較できない。しかしながら、年齢別出生率の値は33歳未満で圧倒的に高いので、33歳以上の出生率差が合計特殊出生率に与える影響は少ない。

表3 1950年出生コウホートの変数別水準パラメター値

変 数	水準パラメター値
女子の平均寿命 (歳)	74.43
出生女児の平均寿命 (歳)	80.12
50歳時の女子未婚者割合	0.065
女子の平均初婚年齢 (歳)	24.6
女子の離婚水準	7 ¹⁾
夫婦の平均初婚年齢差 (歳)	3
避妊実行水準	0.589 ²⁾
避妊効率	0.960 ³⁾
中絶水準	0.700 ⁴⁾
平均スペース避妊間隔月数	18.0
予定子供数 (人)	2.15
母乳哺育水準	7 ⁵⁾

- 1) 離婚水準は年齢別離婚発生確率表に対する名義的な値であって、第7水準とは1950年から1980年までの各年の発生確率表を単純平均したものである。
- 2) シミュレーションで用いられる避妊確率は第7次出産力調査に基づき年齢別・追加予定子供数別に設定されたもので、避妊実行水準はこの確率表の代表値として、各率の値を単純に平均したものである。したがって、有配偶女子における避妊実行者割合などとは必ずしも一致しないが、それに近い。
- 3) 避妊効率は避妊によって減少させる受胎確率の割合であって、年率で示されている。これは優生保護統計などの結果と矛盾がないよう設定されたものである。
- 4) 中絶水準は妊娠に対する中絶確率表の代表値を示し、実質的には避妊実行者で追加予定子供数0人のものにおける中絶確率である。1950年コウホート値は1981年特別研究調査の結果を基にしている。
- 5) 母乳哺育水準は出産後の月別に母乳哺育をする確率の表に対して与えられた名義的な値である。1950年コウホート値は1981年特別研究調査の結果を基にしている。

それに加えて2.30を高位の水準とし、低い水準を2.00と設定した。

出生率カーブについてみると、予定子供数の違いは主として年齢25歳以上であらわされている（図15）。このことは予定子供数の多寡は25歳未満の年齢別出生率とそれほど関係がないことがわかる。また、予定子供数2.15と2.30を比較すると年齢別出生率の違いは主として30歳以上の年齢でみられる。これに対して、予定子供数2.00と2.15の場合、その差は25歳頃から生じている。

このように、予定子供数の変化はその水準に対応する出生順位の子供を生む年齢の出生率を変化させ、その結果出生率カーブを変化させる（これを図式化したのが後出の図21である）。

2) 中絶率の効果

中絶率の水準として、0.00, 0.35, 0.70（基準値）、および0.80を与えて実験的シミュレーションを試みた。各中絶率の水準別の合計特殊出生率はそれぞれ2.193, 2.153, 1.983、および1.887であった。このように中絶率が低ければ低いほど出生率は高くなる傾向がある。

図16 異なる中絶率の水準における年齢別出生率

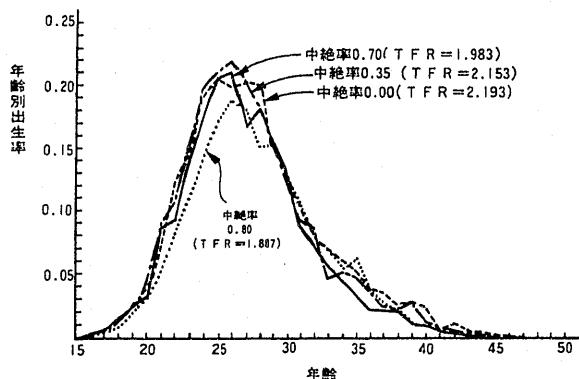


図16からわかるように、中絶率が0.00と0.35の年齢別出生率間にそれほど大きな差はない。これは、他の変数である予定子供数の水準が低いことや、避妊実行率、避妊効率が高いため、中絶を発生させる分母としての妊娠数が少ないと考えられる。

中絶率が高いほど、妊娠数は多くなる。これは中絶によって、通常の妊娠の際にみられる不妊期間の長さが大幅に短縮され、次の妊娠可能状態へすみやかに移行して行くことによる。結局、中絶率の上昇は妊娠数を増加させるが、それ以上に出生数を減少させるから、出生率を低下させる結果になることを示している（表4）。

3) 平均初婚年齢変化の効果

平均初婚年齢の上昇は若い年齢における有配偶率の低下を意味する。このことは出生率に対して2種類の影響を与えることを意味している。すなわち、第一に平均初婚年齢が上昇すれば人口再生産に参入する時期を遅らせ、再生産期間を短縮する。したがって妊娠にさらされる期間が短くなり出生率を低下させる。第二に再生産に参入する時期を遅れさせ、遅れば出生率の年齢パターンにおけるピ

図15 異なる予定子供数の水準による年齢別出生率

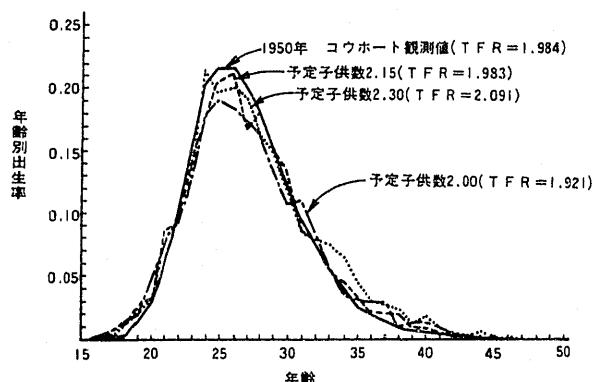


表4 中絶率の水準別妊娠数、中絶数、出生数

動態事象	中絶率の水準			
	0.00	0.35	0.70	0.80
妊娠数	2,773	3,049	3,187	4,569
中絶数	0	198	510	1,656
出生数	2,179	2,140	1,976	1,879

ークを年齢の高い方向にシフトさせる。

経験的に見て、結婚から最初の子供の出生までの期間は、結婚年齢とほぼ無関係と言えるくらい安定している²⁴⁾。そのため、初婚年齢が高くなるほど、出生率の年齢パターンは高い年齢の方にシフトする。このことは、逆に初婚年齢が若くなれば、出生カーブは若い方向にシフトすることを意味する。

平均初婚年齢の低下は若い年齢における有配偶率の上昇である。それは、婚前・婚外妊娠の比重を無視できるものとすれば、妊娠にさらされる期間を長くすることを意味する。しかも、もっとも高い受胎確率の期間にいわばフルにさらされる機会を持つ可能性が高いので（インドのようなあまりにも早い早婚はともかく、日本の現実の状態を考えて）、出生率は当然高くなり得る。またそのような情況では、高齢のため生めないままに終るという可能性はほとんどないと言えよう。

シミュレーションの結果は、こうした出生力の形式人口学的知識から予想される状況を良く裏書きしている。他の条件を一定とした場合、女子の初婚年齢別にみたコウホート合計特殊出生率は、22.6歳のそれが2.101、24.6歳（基準値）1.983、26.6歳1.833であった。このように初婚年齢が若いほど合計特殊出生率は高い（図17）。

図17を年齢パターンの点から見ると、出生カーブは初婚年齢に沿って平行移動をするかのように、左右にシフトしている。これをモデル化したもののが後出の図18である。しかし、前にも述べたように、ほぼ平行移動はするものの完全なものではない。「晩婚晩育」の場合でも、30代後半や40代になって盛んに生むわけではないので、高年齢になると初婚年齢の早い方も遅い方も出生カーブは一致して来る。

2. コウホート出生率の変化が期間出生率に及ぼす影響

コウホートが異なるれば、初婚年齢、中絶率、予定子供数等の近成変数の値が異なり、したがってコウホート出生率が異なるのが普通である。コウホートにこのような変化が起る場合、異なるコウホートの縦断面を寄せ集めて観察される期間出生率はコウホート出生率とどのように違うのであろうか。ここで初婚年齢と予定子供数の二つの変数を取り上げてみた。それぞれの変数について、他の一連の変数を固定し、今問題としている変数が最初のコウホートの水準から10年後のコウホートまで直線的に変化した場合、期間出生率にどのような影響を及ぼすかを検討した。

（1）コウホートの初婚年齢が変化する場合の期間出生率への影響

大雑把に言って、コウホートの平均初婚年齢が変化する場合、年齢別出生率は年齢軸に沿って右の方にシフトすることが認められている。図18に示されたように、今コウホート平均初婚年齢がある年数をかけて上昇したとすると、コウホート年齢別出生率カーブはAからBに徐々に変化していく。その際、期間合計特殊出生率は若い年齢から次第に新しいコウホート出生率の変化の影響を受ける。したがって、期間出生率は途中の漸移的時期に、コウホート出生率Bの若い年齢の部分とコウホート出

24) 結婚から第1児出産までの期間は、初婚年齢とは独立に比較的に安定している。第8次出産力調査に基づいて、初婚年齢別に結婚持続期間0—4年の平均出生児数をみると、初婚年齢19—20歳が0.75、21—22歳が0.78、23—24歳が0.88、25—26歳が0.70、27—28歳が0.80と、きわだって大きな差はないようと思われる。厚生省人口問題研究所、『第8次出産力調査第一報告書』、1983年、p. 131。

図17 異なる初婚年齢の水準における年齢別出生率

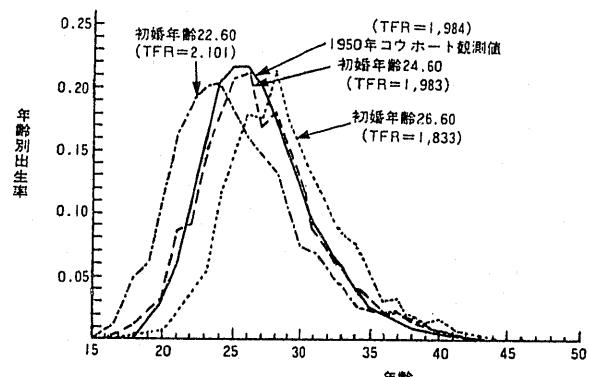
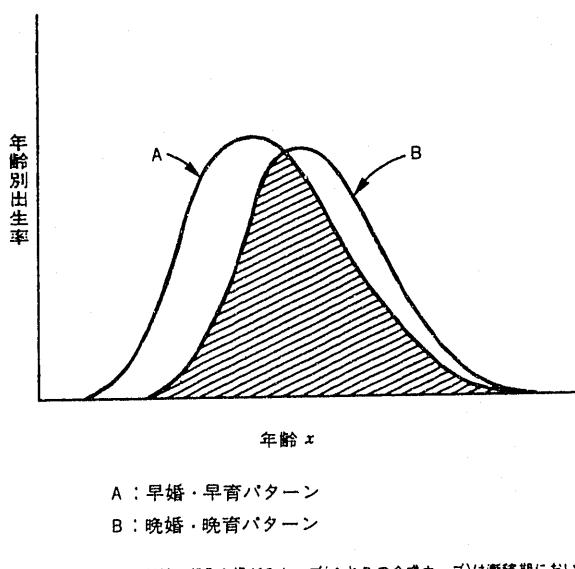


図18 平均初婚年齢の変化と年齢別出生率パターン



生率Aの年齢の高い部分の両方を合わせた年齢別出生率のカーブを具現することになる。そしてそれが合計特殊出生率最低の状況を象徴する。

シミュレーションによって得た平均初婚年齢22.6歳と24.6歳のコウホート年齢別出生率を一番最初の0年目と10年目のコウホートに設定し、そのあいだを直線補間して得た年次別コウホート年齢別出生率とその後一定のものを並べ、それを期間出生率に組み替えて、期間の年齢別出生率と合計特殊出生率を計測した(図19, 20)。

まず、合計特殊出生率について見ると、0年目のコウホート出生率と期間出生率は2.101とまったく等しいが、コウホート出生率は10年後の1.983へ向って直線的に低下する。しかし乍ら、期間出生率は5年を経過しても僅かな低下を示すだけである。そして、期間出生率はそれ以後コウホート出生率の低下よりも速やかに低下し、8年後にはコウホート出生率の安定線である1.983を割り、16年後に1.777の最低水準までに低下する。それ以後は、しかし徐々に回復し、25年後にはほぼ1.983の水準に達し、以後安定する。1.983という数字がたびたび出て来るが、これは初婚年齢24.6歳のコウホート合計特殊出生率である。

このようにコウホート合計特殊出生率は2.101から1.983へと0.118しか低下しないが、期間出生率は2.101から1.777へと最大0.324低下する。コウホート出生率は10年間だけ変化するのに対し、期間出生率は30年以上にわたってコウホート出生率変化の影響を受ける。35歳以上の出生率が非常に低いので、約30年くらいでコウホート出生率と同じになっているが、理論的に影響を受ける期間は、コウホート出生率が10年間で変化する場合、再生産期間の15—49歳の35年間に、出生率が変化したコウホートの年数10年間を加えた45年間である。

シミュレーションの結果は、年齢パターンのシフトをモデル的に示す図18で説明したと同様の動きを示した。図20から明らかなように、期間合計特殊出生率が最低の1.777となる16年目の年齢パターンは、年齢25歳未満のところで初婚年齢24.6歳のコウホート出生率にきわめて近く、また年齢30歳以

図19 初婚年齢が22.6歳から24.6歳へ変化する場合のコウホート・期間合計特殊出生率

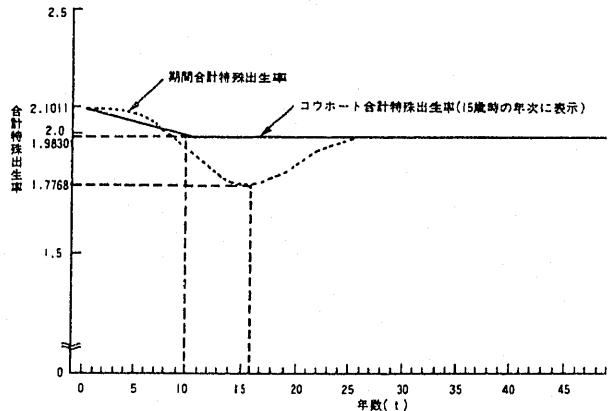
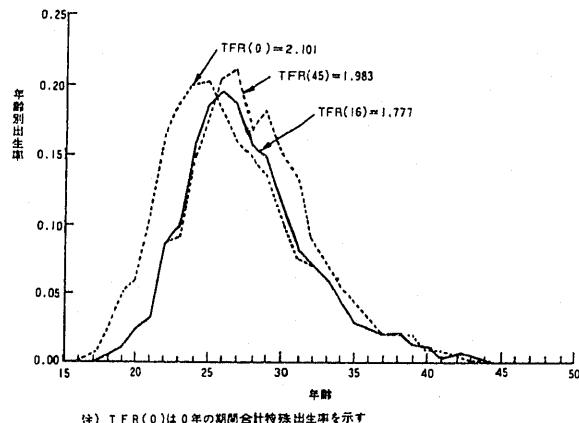


図20 コウホート出生率の初婚年齢変化と期間出生率年齢別出生率の変化



上では逆に22.6歳のそれにきわめて近い。

なお、逆に初婚年齢がコウホート間において低下する場合、合計特殊出生率はコウホート出生率の上昇以上に高くなる。例えば、コウホート平均初婚年齢が24.6歳から22.6歳へ10年間で変化する場合、期間合計特殊出生率は1.983からいったん2.307へと上昇し、その後2.101に達することがみられた。

以上のようにコウホート初婚年齢が変動する場合、期間出生率を予想以上に、つまり実際のコウホート合計特殊出生率の変動以上に変化させるメカニズムを持っていると言える。このことは、コウホート出生率の短期的にみてわずかな変動が、期間出生率の比較的大きな長期的変動を引き起す場合もあることを示唆している。

(2) コウホートの予定子供数が変化する場合の期間出生率への影響

実験的シミュレーションのところ(節1)でみたとおり、初婚年齢が変化する場合のコウホート年齢別出生率の変化は、他の変数が変化する場合と比較し例外的な変化であった。初婚年齢以外の他の変数の変化の場合、図21で示すような予定子供数が変化したときに現われる年齢パターンの変化に、どちらかというと似ている。予定子供数が小さい場合、コウホート年齢別出生率はAで示した年齢パターンを描くが、予定子供数が大きくなるに従い、Bで示した年齢別出生率パターンへと変化する。

それではこのようにコウホート出生率の年齢カーブが変化する場合、期間出生率に及ぼす影響は、平均初婚年齢の場合のそれと比較しどのように違うのであろうか。

平均初婚年齢の分析と同様に、一番最初の0年目のコウホートに予定子供数2.30の年齢別出生率を、10年後のコウホートに予定子供数2.00の年齢別出生率を設定し、直線補間して中間の数字を出

図22 予定子供数が2.3から2.0へ変化する場合のコウホート・期間合計特殊出生率

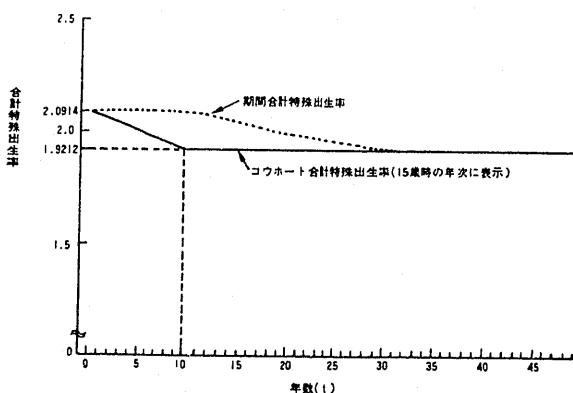
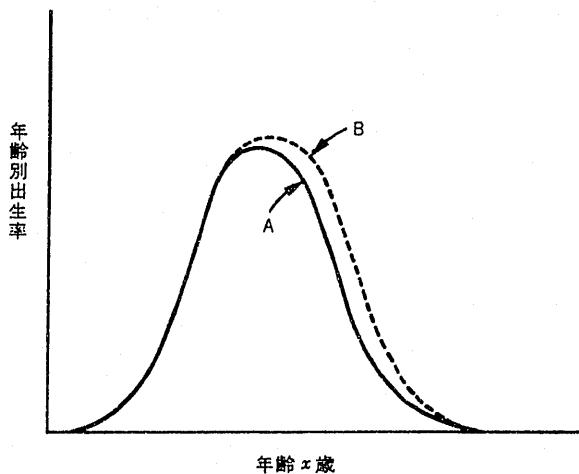
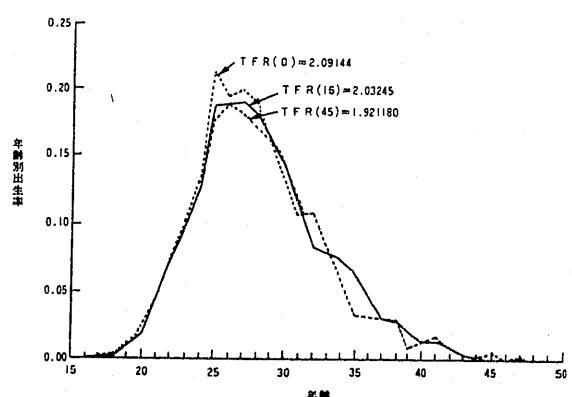


図21 予定子供数の変化と年齢別出生率パターン



A : 予定子供数の小さいパターン
B : 予定子供数の大きいパターン

図23 コウホート出生率の予定子供数変化と期間出生率年齢パターンの変化



し、期間別の年齢別出生率と合計特殊出生率を計算した。それらの比較を図22と図23に示した。

期間合計特殊出生率の推移をみると、コウホートの出生率が変化し始めて11年間はほぼ横這いで推移している。これはコウホートの予定子供数別の出生率が年齢25歳位まであまり差がないために起る現象である。その後ゆるやかに期間合計特殊出生率は低下し、34年後にコウホートの予定子供数2.0の合計特殊出生率1.921と等しくなる。

このように初婚年齢の場合と異なり、期間出生率はコウホート合計特殊出生率の水準を下回ることはない。また期間合計特殊出生率は予定子供数の変化によって大きな変化を被ることはなく、むしろコウホート出生率の変化よりも緩やかな変化となって現われていることに注目したい。

以上述べて来たように、他の条件が一定のもとでそれぞれ1個の変数だけを変化させるシミュレーションから、生物人口学的変数のいかんによって期間出生率へ及ぼす効果にかなり性格の異なる相違が見られることが明らかにされた。次の段階として、変数を同時に複数変化させ、期間出生率上の変化を見たい。また結婚年齢を x 歳上げたとき、期間出生力低下のトラフ(底)はどの位置にあり、回復に何年かかるかということをもう少し一般化してみたい。後者については、Norman Ryderのtranslation理論に結婚の要素を入れ、これを拡張し、数式化できないものかと考えている。

V 戦後の出生率動向のシミュレーション

1. 目的

本章では戦後日本の時系列的出生率の動向を再現し、戦後の各年にわたる出生率の模擬的復元を通して、その背景にある出生行動の条件を明らかにする。

すでに章IIIで自然出生力を基にし、章IVで1950年出生コウホートを用いた、要因分析のためのモデルシミュレーションが行なわれた。本章ではこれらの結果を踏まえて、戦後の各年次における期間データの再現のためのより現実的な入力パラメーターを再検討し、中でもっとも重要と仮定される初婚年齢と予定子供数の変化が期間出生率に及ぼす影響を定量的に分析する。

ここで行なわれたシミュレーションは、自然出生力、1950年出生コウホートのモデルシミュレーションの場合と同じく、各コウホート1,000人の女子である。標本誤差の観点から3,000人程度のコウホートが望ましいが、諸般の事情で今回は最小限1,000人とした。1945年から1984年までの40年間を対象として15コウホートを扱うので、全部で15,000人のシミュレーションを行なうことになる。

本章では紙面の都合上、死亡・結婚に関するシミュレーションの中間結果については、ほとんど割愛した。これについては、それ自体注目すべき結果が出されているので、近く刊行予定の特別研究報告書を参照されたい。

2. 入力データ

受胎確率、永久不妊発生確率、自然出生力に関するパラメーターについてはすでは章II、IIIで検討した結果に基づいている。今回の時系列的出生率をシミュレートするにあたり、出生抑制に関するパラメーターを各コウホートごとに設定する必要がある。

(1) 避妊実行率

シミュレーションに必要なものは年齢別・追加子供数別避妊実行確率である。ここでは厚生省人口問題研究所の出産力調査、1981年の出産力に関する特別調査、および毎日新聞全国家族計画世論調査の結果を基にして、年齢別、追加子供数別避妊実行確率を各コウホート毎に設定した。紙面の都合

上、避妊実行率の数字は割愛した。なお、本モデルは避妊確率が年齢に応じて変化しない構造となっているので、実質的避妊効率を考慮に入れて実行率は修正されている。

(2) 避妊効率

日本における避妊方法は過去の毎日調査で示されているように、コンドームの利用を中心として普及が行なわれた。そして、これは多かれ少なかれオギノ式と組み合わされている。このような避妊の現状から、避妊効率を正確に直接得ることは困難である。もちろん、方法ごとの効率が推定されているが、その数値は必ずしも確定的でないからである²⁵⁾。しかし、過去の毎日調査によても、効率の悪い「オギノ式」、「その他」が減り、効率の良いコンドーム、IUD、ピルの使用が増加しているので、避妊効率が時代とともにしだいに上昇していることは言えるであろう。

1981年の特研調査によると、妊娠2回の経験者で追加予定子供数のない有配偶女子についての累積失敗妊娠率が16.8%であること等から、避妊効率は90%台であることが推定された。このデータをたたき台として、実験的シミュレーションによる試行錯誤を加え、さらに公表されている中絶統計との照応を行なったのち、表5に示す値が一応妥当なものと考えられ、セットされた。中絶率は避妊効率の変動に敏感であるし、中絶統計との照応を行なったのは、本モデルでは失敗妊娠の主要部分が中絶として解消される可能性があったからである。

(3) 中絶率

ここで用いる中絶確率とは、自然流産が発生した後の残りの妊娠に対する確率である。追加予定子供数の有無別、避妊実行有無別の中絶率は、1981年特研調査によって得られたものをベースとした。分布を代表する水準パラメタ値として、現在避妊実行中で追加予定子供数0の階級の数字を代表させている。特研調査結果の場合0.680である。なお、追加予定子供数有で実行中は0.100、不実行で追加予定子供数が0で0.310、有で0.040と仮定している。

特研調査以前のこの種のデータは得られないので、優生保護法統計の趨勢と矛盾しないよう幾多の実験的シミュレーションを行ない、表5のように仮定した。

(4) 予定避妊継続期間

予定避妊継続期間、つまりスペース避妊実行者が新たに子供の出生を望んで避妊を中止するまでの避妊期間を各コウホートとともに各パリティ間で平均18カ月とした。これは、第1子については18カ月プラス妊娠期間9カ月で、結婚後27カ月の平均希望出生間隔であることを意味する。第2子以降については、産後不妊期間($2 + 0.5I_1$)カ月、つまり授乳期間 I_1 を6カ月とすると5カ月で、妊娠期間9カ月を加えた32カ月、2年8カ月が平均希望出産間隔になる。

(5) 予定子供数

シミュレーション・モデルで予定子供数が関係するのは、第一に避妊を実行するかどうか、あるいはスペース避妊を行なうかどうかを決める場合である。第二に、妊娠が発生した場合、それを中絶するかどうかを決める場合である。

予定子供数は、現実には不妊になったり、受胎確率が低い場合には妊娠が生起せず、実現されないことがある。逆に避妊が実行されなかったり、避妊効率が低い場合、完結出生児数の方が大きくなることがある。このように、あるコウホートの平均予定子供数がその平均完結出生児数と一致するかどうかは、不妊発生確率、受胎確率、避妊実行率、避妊効率等の水準いかんによって左右される。

25) 例えば、Inoue はコンドームの効率(年率)を80—95%，オギノ式のそれを55—80%等としている。Inoue, 前掲(注4)論文 p. 35参照。1981年特研調査の結果にこれらの値を用いると、最高94.0%，最低76.6%の効率となる。

今回のシミュレーション・モデルは一つのコウホート内での予定子供数を一定とするので、それぞれのコウホートの予定子供数は45—49歳時の数値を用いることが妥当と考えられた。ただし、戦前生まれのような古いコウホートについては、低い避妊効率等によって調査データに基づく平均現存子供数が見かけ上やや大きすぎると思われる所以、斟酌する必要がある。また、今回は予定子供数の数値をまず固定し、ついで他の変数を変えて効果を計るという意図が最初にあつたため、1940—44年生まれのコウホート以後は予定子供数を2.20人とした。

予定子供数が実際の出生率に及ぼすメカニズムは年齢とともに可変的であると考えた方が妥当であるかも知れないが、今回は年齢とともに変わらない設計とした。

(6) 母乳哺育水準

母親の母乳哺育期間はすでに述べたように産後不妊期間に影響を与える。母親が出生時に母乳哺育を行なう確率の出産後の月数別分布は各コウホートごとに設定される。くわしくは近く刊行の特研研究報告書にゆずるが、水準1は出産直後95%の母乳哺育が1年後50%，水準2は40%，水準3は35%に低下するパターンである（以後も比率は低くなりながらも継続する）。同様に、水準4は出発点90%で1年後30%、水準5は80%の出発で、1年後29%に低下。水準6は70%で始まり1年後18%、水準7は80%で始まり、1年後14%となる。

3. 結 果

以上のパラメーターの設定により、1945—84年の期間出生率を再現するための標準シミュレーションSM1が行なわれた。この各コウホートのパラメーターは表5に示される。

表5 戦後日本出生率動向シミュレーション(SM1)のコウホートパラメーター

コウホート番号	出生年次	女子平均寿命	女児平均寿命	50歳時未婚残存率	平均初婚年齢	離水	婚	夫婦年齢差	避妊実行率水準	避妊効率	中絶水準	予定避妊継続期間	平均予定子供数	母乳哺育水準
01	1895—99	48.12	57.65	0.020	20.90	7	3	1	0.850	0.800	18.0	2.75	1	
02	1900—04	49.24	61.67	0.020	20.90	7	3	2	0.850	0.800	18.0	2.75	1	
03	1905—09	50.32	64.86	0.035	21.35	7	3	3	0.850	0.800	18.0	2.75	1	
04	1910—14	51.56	66.80	0.030	22.50	7	3	4	0.850	0.800	18.0	2.75	1	
05	1915—19	53.00	68.81	0.030	22.85	7	3	5	0.900	0.800	18.0	2.75	2	
06	1920—24	54.58	74.43	0.040	23.35	7	3	6	0.900	0.800	18.0	2.50	2	
07	1925—29	57.65	76.62	0.050	23.50	7	3	7	0.900	0.800	18.0	2.50	3	
08	1930—34	61.67	77.95	0.050	24.30	7	3	8	0.920	0.750	18.0	2.25	4	
09	1935—39	64.86	79.12	0.030	24.45	7	3	9	0.920	0.750	18.0	2.25	5	
10	1940—44	66.80	79.63	0.035	24.45	7	3	10	0.940	0.750	18.0	2.20	6	
11	1945—49	68.81	79.92	0.050	24.35	7	3	11	0.960	0.750	18.0	2.20	6	
12	1950—54	74.43	80.12	0.060	24.90	7	3	12	0.960	0.750	18.0	2.20	7	
13	1955—59	76.62	80.16	0.075	25.05	7	3	13	0.960	0.750	18.0	2.20	7	
14	1960—64	77.95	80.28	0.075	25.05	7	3	14	0.960	0.750	18.0	2.20	7	
15	1965—69	77.95	80.28	0.075	25.05	7	3	15	0.960	0.750	18.0	2.20	7	

注) 離婚水準、避妊実行率水準、中絶水準、母乳哺育水準は、各コウホートに当てられる確率分布表の番号を示している。詳しくは本文の入力データの説明、および章IV表3の説明を参照せよ。

SM1による期間別有配偶出生率は、全般的によく適合しているが、25—29歳でやや過小、30歳以上でやや過大の結果となった。図24に1980年のシミュレーションが示されている。15—19歳の年齢階級で一番差があるが、実際には有配偶率が低いので、年齢別出生率には影響が少ない。

同じく SM1 による期間別の結婚の発生を、国勢調査の年齢別未婚率との比較によって観察すると、よく適合していた（詳細は省略）。シミュレーション期間別有配偶率を、国勢調査によるそれと比較すると、30歳以上でシミュレーションの有配偶率が3—7%低い。この結果は、現在のモデルに再婚のループがないために、死離別に留まる女子が過大になることが主な原因と思われる。

標準シミュレーション SM1 による期間別出生率の結果は、その初婚年齢設定を最近の年次でえたシミュレーション SM4 とともに、図25に示されている。このほかに、仮想的条件設定による実験的シミュレーション SM2, SM3 が行なわれ、図26に示されている。これらの性格は次のとおりである。

SM1：標準パラメーターによるシミュレーションであり、現段階でちょうど人口推計の「中位」値に匹敵するものである。ただし、これが一番現実の趨勢に近いとは必ずしも限らない。むしろ現在の方法論的発展の過程で、そして現在入手できる基礎データに対し最も忠実に従うよう組み立てられた入力パラメーターによるシミュレーションであると言える（図25と26）。

SM2：1930—34年の出生コウホート以後初婚年齢を24.3歳に固定したシミュレーションである（図26）。

SM3：1945—49の出生コウホート以後予定子供数を2.0に固定したものである（図26）。

SM4：SM1に一番近く、表5に示された1950—54出生コウホートの平均初婚年齢を24.90歳でなく24.35歳とし、あとはSM1に比較し1コウホートずつ遅れるように配列されたものである（図25）。

まず SM1 の標準シミュレーションの合計特殊出生率の期間別推移をみると、1950年以降1982年まで、フィットは良好である。もちろん今の段階では、1960—65年間と1970—75年間のところが少し乖離を示しており、またもちろん「丙午」の突発的な出生率の陥没（trough）はシミュレートできていない。「丙午」のような人口外的な、しかも経済外的な原因によって起きた現象は、現在のレベルのシミュレーションでは再現することはできない。現在の人口学の発展水準では、恐らくいかなる

図24 シミュレートされた日本女子年齢5歳階級別有配偶出生率と動態統計による率との比較、1980

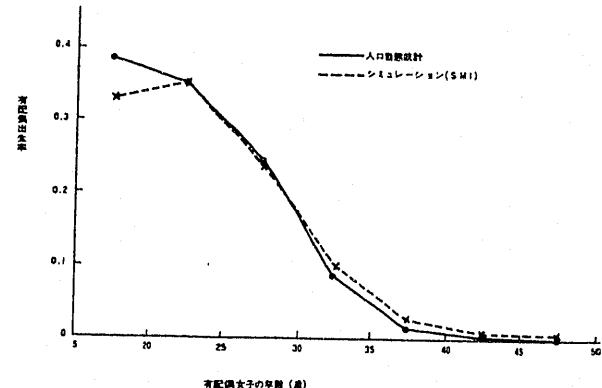


図25 シミュレートされた日本女子期間合計特殊出生率と動態統計による率との比較、1945—1989：SM1, SM4, 動態統計による率

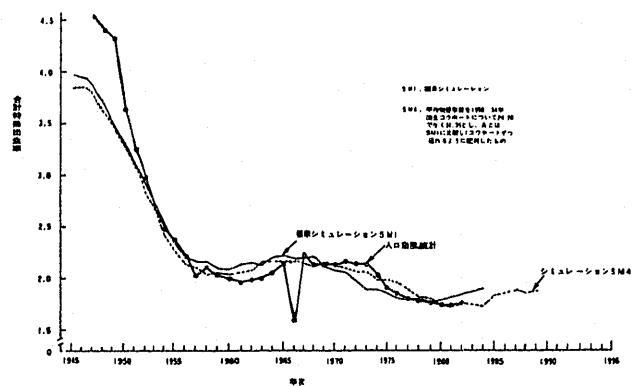
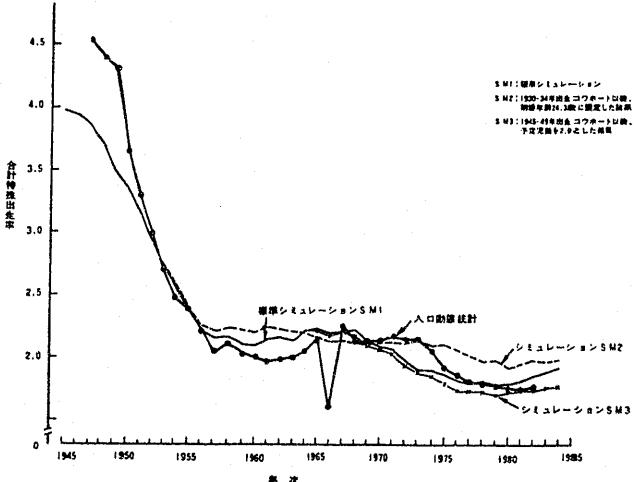


図26 シミュレートされた日本女子期間合計特殊出生率と動態統計による率との比較、1945—1989：SM1, SM2, SM3, 動態統計による率



方法によっても *ex post facto* としての推定以外にはできないであろう。1970—74年のところは SM 4 によっていくらか改善されているが、しかし1975—79年のところでは逆に実際値からの偏差が大きくなっている。

図27は、SM 1 の1980年の女子年齢別出生率のカーブを、動態統計に基づくそれと比較したものである。全般的にまず当てはめは良好と言えるが、シミュレーションの場合ピークの25—29歳のところが実際よりも低く、逆に31歳以後実際よりも高くなっている²⁶⁾。これは、先に述べたシミュレートされた期間有配偶出生率が25—29歳で実際よりも低く、30歳以上で高かったことに呼応している。

SM 1 からはコウホート合計特殊出生率を得ることができる(もちろんほかの SM も同様)。SM 1 の集計によると、コウホート合計特殊出生率は戦争直後の出生コウホート以後 2.0 を割っているが、これはシミュレーションではこのコウホート以降避妊効率を94%から96%に上昇させたことに一部関係しているかも知れない。

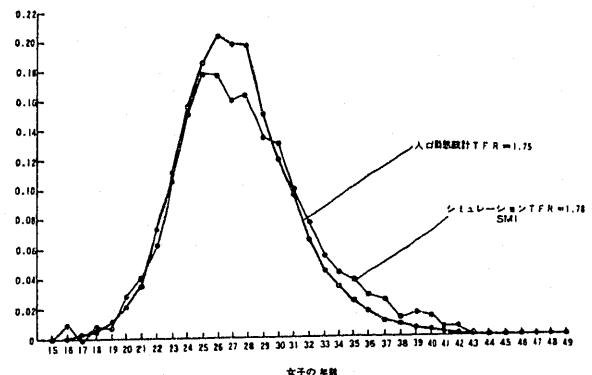
いずれにせよ、SM 1 によれば期間合計特殊出生率で最低1979年1.77(実態1981年1.74)の水準がシミュレートされた。このことは、予定子供数が2.2人でも他のパラメーターの配列で期間合計特殊出生率が1.7まで低下し得ることを示している。ちなみに SM 4 では最低は1981年1.73で、同年の実際の1.74と酷似している。またこのようなコウホート出生率と期間出生率とのズレの原因は章IVで説明したように、結婚年齢の上昇に伴なう年齢別出生率曲線のシフトであると考えられる。

そこでこのような結婚の変化の影響をより明らかにするため、初婚年齢を1930—34出生コウホート以後24.3歳で固定し行なわれたシミュレーションがSM 2 である(図26)。これによると、SM 1 との期間別合計特殊出生率の差は最大0.25(1976年)である。ところがコウホート出生率でみると、最大が0.14(1960—64コウホート)だが、それ以外では0.03—0.05程度の差にすぎない。期間出生率の低下がコウホートのそれよりもかなり大きい。この現象は、章IVのモデルシミュレーションにおいて、初婚年齢の上昇がコウホート出生率よりも期間出生率に大きな変化を与えたことに似ている。

以上に関連して、SM 1 の1984年までの推計値、ならびにSM 4 の1989年までの推計値をみると(図25)、1980年前後を底として合計特殊出生率が上昇しているのは興味深い。

他方、最近出生意欲自体にも変化があったと仮定した場合どうなるのか変化をみた。1945—49年生まれのコウホート以後、予定子供数が2.2ではなく2.0に低下しているものとしてシミュレーションを行なった。これがSM 3 である。これによると(図26)、合計特殊出生率は1.69までに低下する。このような低い値は動態統計では現われていないので、予定子供数が2.0では低くなりすぎると思われる。なお、SM 1 との差を期間別とコウホート別に眺めると、期間では合計特殊出生率の差の最大値は0.08(1975—79)であるに対し、コウホートでは0.04(1960—64)で、初婚年齢低下の場合のような両者間での大きな差は見られない。

図27 シミュレートされた日本女子年齢別出生率と動態による率との比較、1980



26) Coale-Trussell のモデル出生率表でも日本のような突出型はない。A. J. Coale and T. J. Trussel, "Model fertility schedules", *Population Index*, Vol. 40, No. 2, April 1974.

最後に中絶のことをSM1に即して考察したい。表6はSM1のシミュレーションによる期間年次別の中絶率を、優生保護統計と比較したものである。これによると、1955—69年までシミュレーションの結果は優生保護統計の値に近い。1970年以後は、しかし、シミュレーションによる中絶率がやや高い。女子1人当たりの中絶経験数を見ると、1945—49出生コウホート以後0.9回程度となっている。これに対して優生保護統計によると0.6—0.9回となるので²⁷⁾、シミュレーションによる中絶率はほぼ妥当な範囲内にあると言えよう。

表6 シミュレーションによる中絶率と優生保護統計による中絶率との比較

年 次	中 絶 率 (%)	
	シミュレー ション	優生保護統計 によるもの
1945 — 49	93.4	
1950 — 54	86.8	
1955 — 59	70.8	67.6
1960 — 64	59.6	66.2
1965 — 69	52.9	46.2
1970 — 74	50.7	37.8
1975 — 79	51.1	35.2
1980 — 84	50.1	37.9

注) 中絶率は中絶数/出生数×100による。優生保護統計の値はそれぞれ1955, 60, 65, 70, 75, 80年の値

VI シミュレーション結果の解釈と含蓄

今回の日本の出生力シミュレーションは、一応当初の計画通りシステムが作動し、自然出生力、日本の1950年コウホート、および長期的な戦後の出生率の動向をシミュレートすることができた。次の各節で注目すべき点を取り上げ、その含蓄と意味を考える。

1. 自然出生力のシミュレーション

自然出生力のセクターでは、ハテライト出生力のシミュレーションによって、本シミュレーションの根幹をなす受胎・妊娠モデルが果たしてうまく作動するかのチェックを目的とした。ハテライト出生力に関するシミュレーションと観察値との合致性はきわめて高い。これは、モデルの基本的メカニズムが非常に良く作動していることを示しているのは言うまでもない。

自然出生力のシミュレーションで多くの興味ある結果を得たが、ここで再び論ずるスペースがないので一つだけその含蓄を言えば、この自然出生力シミュレーションを、わが国徳川時代の歴史人口学研究に応用できるのではないかということである。もし当時の死亡水準、初婚年齢等の水準が比較的正確に地域レベルで判っていれば、このモデルを応用して、当時はたして出生抑制が行なわれていたか、あるいは当時の出生率はどのくらいだったかという問題に対し、新しい光を投げ掛けることができるのではないだろうか。

2. 単一コウホートを基礎にしたシミュレーション

1950年出生コウホートだけによるシミュレーション、及びパラメーターの少しずつ違ったランを複製し、時間の進行とともに一つずつずらして配列した複合コウホートによる解析によって、多くの興味ある結果を得た。ここで二つのことが注目できる。一つは、初婚年齢の変化、第二は中絶率の変化が出生率に及ぼす影響である。

初婚年齢の変化に関しては、常識的な変化の範囲(22.6, 24.6, 26.6歳)の中でも、この変数の変化がコウホート出生率に対して最大の影響を持つているように思われる。この单一コウホートモデル

27) 河野稠果・渡邊吉利、前掲(注2)論文、p. 11.

が正当であるとすれば、現代日本においては結婚の要因は大きな影響力を出生率に対して持つ。

また、非常に興味深いのは、第二の中絶率の変化である。このモデルでは女子平均の既往出生児数が予定数に達し（追加予定数 0），現在避妊を実行している女子の平均中絶実行率は、1950年コウホートに対し 0.70 としたが、この比率が 0，すなわち中絶がないと仮定したシミュレーションではコウホート合計特殊出生率は 2.19，中絶率が 0.35 の場合が 2.15 と標準の中絶率 0.70 の 1.98 より高い。しかし、たとえ中絶率を 0 としても合計特殊出生率は上昇するが、他の抑制要因（予定子供数、避妊実行率）が強いため、予想したよりは上昇しない。また、逆に中絶率を上げると不妊期間の短縮により、妊娠数が逆に増える効果を持ち、出生率はそれほど低下しない。このような結果は、もう少し正面きて将来中絶・妊娠・家族計画の効果を研究する場合、参考になる。

次の複合コウホートの分析の結果、①初婚年齢と②平均予定子供数という最も出生力の変化に理論的に重要と考えられる二つの変数をとり、それぞれの水準の出生率を最初のコウホートと、10年後のコウホートに設定し、その間の出生率を直線的に変化させるように設定した場合、期間出生率にどのような影響を与えるかという考察を試みたものである。

シミュレーションの結果として、予定子供数の変化は、期間合計特殊出生率にごく緩慢な、そしてコウホート出生率の変化よりも変化の小さい影響しか与えない。これに反し、初婚年齢の変化（22.6 歳から 24.6 歳へ）はコウホート出生率のそれよりもはるかに動的に、しかもコウホート出生率をはるかに下回る期間合計特殊出生率を現出する。そして期間合計特殊出生率はコウホートの初婚年齢の上昇が始まってから 25 年間もかかってようやく安定する。つまりコウホート出生率が安定期に入つてから 15 年間のうちに、期間出生率は「pregnant porpoise いるかの妊娠した腹²⁸⁾」の形をみて、コウホート出生率を下回り、のちにその水準に回帰する。

このことは、予定子供数の変化がいわばその起る時間の幅だけに起き、しかも主として生み盛り、そしてそのあと出産年齢の高いところだけに効くのに対し、初婚年齢の変化は出産年齢の低い方から高い方まですべてに影響し、累積的に効くためであろう。

さて、わが国最近の予定子供数がほとんど不变なのに期間合計特殊出生率が予想外に低下している。この状況は、この実験シミュレーションにおいて、コウホートの初婚年齢を 10 年間上昇させた時に見られる期間合計特殊出生率の低下カーブと似ているように思えることである。動態統計によると、1974 年から 81 年まで女子平均初婚年齢は 24.3 歳から 25.3 歳へと 1 歳上昇した。もちろんこれはコウホートの平均初婚年齢の上昇ではない。しかし、この crude な結婚年齢の増加がコウホートのそれと大体同じ程度とすると、ほかの条件が一定ならば、期間合計特殊出生率は 1981 年の水準からさらに少し低下したのち、やがて浮上して来る図式になっているようにも思える。もっとも実際は、結婚だけが要因ではなくもっと複雑があるので、このように簡単には言えないけれども。

3. 日本の期間出生率再現シミュレーション

最後は、今回のシミュレーション研究の頂点とも言うべき、日本の期間出生率再現のシミュレーションから得られる含蓄である。

第一は、それぞれのコウホートパラメーターを理論的範囲の中で試行錯誤によって変化させ、コウホート出生率から転換によって得た期間出生率が、観察されたわが国の 1945 年から 1982 年までの合計特

28) このことについては Potter も結婚年齢上昇効果について同じような考察をしている。Robert G. Potter, "A critique of the article 'Choice of policy measures to affect fertility: A computer microsimulation study'", United Nations, *Population Bulletin of the United Nations*, No. 11, 1978, p. 59.

殊出生率に合うように（もちろん途中の過程では各年次の期間年齢別出生率に合うように）操作を行なった。このような実際値とシミュレーション値との近似的合致を得たことは、モデル自身の正当性、それを形造るインプット・パラメターの適合性を立証するものである。そのことは、実地調査では必ずしも適確に得られない入力パラメターの水準を、数量的に、辻棲の合うものとして、一応確定し得たことを意味する。

第二は、このモデルを用いての将来出生率推計の可能性である。ここでの標準シミュレーションを将来に延長して、1984年に1.90の合計特殊出生率を得た。もう一つの初婚年齢を標準型から現在に向かって5年ずらした場合の合計特殊出生率は、1989年に1.88の数字を示している。このことは、前節の実験シミュレーションにおけるのと同じように、結婚年齢の変化が及ぼすコウホート出生率と期間出生率との時間ラグによって、わが国の出生率は近い将来反騰することを示唆している。実は、弧を描くこの合計特殊出生率のカーブは初婚年齢を10年間上昇させたときの実験シミュレーションの「いるかの腹」の一部に似ており、結婚年齢の上昇が停止し、安定しても出生率の回復に時間が掛かることを示している。

第三は、結婚年齢の変化の影響と予定子供数の変化が期間出生率に及ぼす効果の評価である。両者を比較すると初婚年齢の変化の影響の方が大きい。このことは、日本の場合、直今のところでは結婚の影響の方が相対的に大きいことを意味するかも知れない。

A Bio-demographic Analysis of the Japanese Fertility via Micro-simulation

Shigemi KONO, Kiyosi HIROSIMA, Yoshikazu WATANABE,
Shigesato TAKAHASHI and Ryuichi KANEKO

The present study deals with bio-demographic factors affecting the levels and trend of the Japanese fertility via micro-simulation. The prototype of this micro-simulation study was the United Nations Population Division model developed by S. Inoue in 1977. But some considerable modifications have been made by the authors at the Institute of Population Problems in the areas of conception, mortality and nuptiality. Furthermore, for the purpose of partly filling in the gaps in bio-demographic data, the Institute conducted a field survey in 1981 with a sample of 3,000 married couples, making inquiries of pregnancies, use of contraception, breast-feeding experiences, state of sterility and infertility, etc. The result of this survey became important inputs to the study.

The present model was designed to generate age-specific fertility rates and other fertility indices such as marital fertility rates, parity distribution of women, rates of pregnancies and induced and spontaneous abortions. The input variables to the model amounts to 20, which include residual fecundability, period of breast feeding, infant mortality, foetal mortality, use effectiveness of the methods, family planning practice rate, expected fertility, etc. Out of 20, 12 variables can be changed freely of their levels, thus permitting us to assess the effects of each variable or of a combination of a number of variables. An additional feature of the present model is its power to make a dynamic simulation. This feature can produce fertility trends over a period of 45 years with changing assumptions and is expected to clarify the time dimension of variables. Chart 1 in this paper illustrates the construct of the model by the status and event variables and by the directions of procession of simulation.

The findings of the present simulation exercise are numerous and it is not easy to present them in details. The only rundown is given as below.

1. The present microsimulation study can present an array of bio-demographic parameters after the model was able to simulate pretty nicely the trend and level of the Japanese fertility both in cohort and period measures from 1945 to 1982. Many bio-demographic indicators were not available from the present stock of data and it is considered to be meaningful that this model can provide some concrete figures on the length of infertile period while breastfeeding, abortion rate, use-effectiveness, etc. It also facilitates to ascertain the validity of some of the well-known values obtained from the field survey such as the expected number of children.

2. One of the most interesting features of this model is that once the simulation demonstrates a good fit, it is possible to assess the effect of the change in each variable

upon the change in fertility. The study has shown that among the other variables, the age at first marriage and the expected fertility are very important factors in determining the very low fertility among the Japanese women in recent years.

3. In the present study, the model simulation was performed to appraise the extent to which the change in cohort fertility affects the period fertility. Although the other factors do not give much different results, whether cohort or period, the factor on marriage, especially a change in age at marriage, gives a very interesting result. It shows that by increasing age at marriage by two years during a period of ten years, the period total fertility rate dips very deeply and it takes about 30 years to come back to the level where the cohort total fertility rate has been stabilized after ten years of change in age at marriage.

4. According to the simulation, the Japanese total fertility rate in the periodic measure would start increasing in a year or two and it would come back to the level of 1.90 by arround 1990 or earlier. The course of swing starting in 1974, bottomming up in 1981, and returning to 1.9 in 1990, resembles a shape of pregnant porpoise underneath the stabilization level of the cohort total fertility rate as mentioned in the above section 3.

現代青年の結婚観

—第8次出産力調査

「独身者調査」の結果から—

阿藤 誠・小島 宏

はじめに

厚生省人口問題研究所は昭和57年6月3日、第8次出産力調査（副題：結婚と出産力に関する全国調査）を実施した¹⁾。今回は第7次調査まで続けてきた「夫婦調査」（再生産年齢期間（15～49歳）にある妻をもつ夫婦を対象とする調査）に加えて、結婚適齢期にある独身男女を対象とした「独身者調査」を別途実施した（以下においては、前者を『第8次・夫婦調査』ないし『夫婦調査』と呼び、後者を『第8次・独身者調査』ないし『独身者調査』と呼ぶことにする）。

『夫婦調査』の結果については、すでに報告書ならびに本誌第166号にその概要を紹介した²⁾。本稿では『独身者調査』の結果について概説し、この調査結果が近年の晩婚化現象、出生率低下現象をめぐる議論にとってもつ意義を述べてみたい。

『独身者調査』の狙いは大きくみて二つあった。第一にこれまでの分析によって昭和48年以降の出生率低下の主な理由が有配偶率の低下、なかんずく晩婚化であることが分かってきた³⁾。若者の結婚行動が変化してきているのである。かりに、この若者の結婚行動の変化が、結婚革命と呼ばれるほどに結婚観、結婚制度の変質を意味するのだとすると、出生率の今後の動向も予断を許さない。なぜならば、結婚する人々（夫婦）の子供の生み方に今後も大きな変化がないとしても、結婚する人が少くなり、結婚が極端に遅くなれば出生率は長期停滞を免れないからである。

独身者の結婚観の調査はこの点を考慮したもので、独身者の結婚の意思、希望結婚形態、希望結婚年齢、希望夫妻年齢差、異性との交際、結婚後の親との同居志向、婿養子縁組に対する態度などについて調べ、全体として若者の結婚観に大きな変化が起きつつあるか否かを明らかにしようとした。

第二に、夫婦出生力の調査を無作為抽出された再生産年齢期間の有配偶女子について行うと、10歳代後半、20歳代前半の女子の標本規模は非常に小さくなる（『第8次・夫婦調査』の場合10歳代後半の妻は全標本（8,433人）中8人、20歳代前半の妻は341人にすぎない）。それは、ふつう20歳代前半までの未婚率が高いためであり、また最近は年齢構造における若年層の先細りのためもある。

1) 第8次出産力調査の経緯については、阿藤誠、「第8次出産力調査（結婚と出産力に関する全国調査）の意義」、行政管理庁統計主幹監修『統計情報』、第31巻5号、1982年、pp. 231-237.

2) 厚生省人口問題研究所（阿藤誠・高橋重郷・小島宏・大谷憲司・池ノ上正子・三田房美・笠原里江子）、『昭和57年第8次出産力調査（結婚と出産力に関する全国調査）—第I報告書—日本人の結婚と出産』、実地調査報告資料、1983年3月。阿藤誠・大谷憲司、「わが国夫婦の出生意識と出生行動—第8次出産力調査の結果から—」、『人口問題研究』、第166号、1983年、pp. 1-34.

3) 阿藤誠、「わが国最近の出生率低下の分析」、『人口学研究』、第5号、1982年、pp. 17-24.

ところが、夫婦出生力の将来を予測する目的からすると、今後結婚・出産過程に入ってくる若い世代の出生目標を十分把握しておく必要がある。独身者の子供観の調査はこの点を考慮したもので、結婚前の若者が希望する結婚後の子供数、希望する男女児の組合せ、第1子出産希望時期、それに避妊知識などを調査し、全体として若者の子供観に大きな変化が起きつつあるか否かを明らかにしようとした。

本稿では紙数の関係もあり、独身者の子供観については報告書⁴⁾にゆずり、もっぱら独身者の結婚観についての調査結果を『第8次・夫婦調査』の夫婦の結婚に関するデータと比較しつつ概説する。

I 調査の概要

1. 近年の晩婚化と『独身者調査』の意義

『人口動態統計』によると、わが国の平均初婚年齢は昭和47年の男子26.7歳、女子24.2歳から昭和56年の男子27.9歳、女子25.3歳まで、9年間に各々1.2歳と1.1歳上昇している。また昭和50年と55年の『国勢調査』によって男女の年齢別未婚率を比べてみると男子の25~34歳、女子の20~29歳の未婚率の上昇が著しい。この二つの統計は、少なくとも昭和40年代の末から若者の間に明らかに晩婚化が起こっていることを示している。

問題は近年の晩婚化がいかなる理由で起きたか、この晩婚化が一体いつまで続くのか、さらには晩婚化がそのまま将来の生涯未婚率の上昇にもつながるのかということである。晩婚化、言い換れば結婚の遅れの理由を明らかにするためには、そもそも人々の結婚年齢がどのようなメカニズムによって決められるのかを考えてみる必要がある。

いま結婚年齢の決定メカニズムの問題を経済学における消費者選択理論の枠組を用いて考えてみよう⁵⁾。ある一人の独身者にとっては(a)独身生活を捨てて結婚生活に入るか、(b)結婚するとすればどのような相手を求めるか、(c)どのような形の結婚をするかなど、結婚は一連の選択の結果である。そして結婚が選択的行為であるかぎり、財やサービスの購入選択に働くのと同様の要因が結婚に関する選択にも働くと想定できる。

第一の要因は人々の嗜好(taste)、あるいは価値・規範意識である。ここには(a)結婚生活それ自体(あるいは独身主義)の是非の観念、(b)好ましかるべき配偶者の属性、(c)望ましい結婚形態が含まれる。(a)については説明を要しまい。(b)については相手の人柄とか容姿といった個々人に特有の属性はもちろんだが、社会学的には多くの人々に共通する構造的属性、すなわち人口学的(年齢、人種など)、地理的(距離、都市・農村など)、文化的(民族、宗教、言語など)、社会階層的(資産、学歴、職業、家柄など)、家族関係的(血縁、兄弟姉妹関係、親との同別居など)属性が重要である。また(c)には結婚に際して親がどの程度関与すべきか、早婚か晩婚か、見合志向

4) 厚生省人口問題研究所(阿藤誠・高橋重郷・小島宏・大谷憲司・池ノ上正子)、『昭和57年第8次出産力調査(結婚と出産力に関する全国調査)一第II報告書—独身青年層の結婚観と子供観』、実地調査報告資料、1983年7月。

5) 経済行動以外の社会行動、とりわけ人口学的行動(demographic behavior)に対する経済理論の適用に関して先鞭をつけたのはライベンスタイン(H. Leibenstein)やベッカー(G. S. Becker)である。結婚に関する精緻な経済学理論としては以下の文献が代表的である。

Gary S. Becker, "A Theory of Marriage: Part I", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 4, 1973, pp. 813-846.

Gary S. Becker, "A Theory of Marriage: Part II", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2 (pt. 2), 1974, s11-s26.

Gary S. Becker, *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA, Harvard University Press, 1981.

か恋愛志向か、結婚後に親と同居することの是非などが含まれよう。

第二の要因は結婚に要する費用 (cost) である。ここには (a) 新居、家財道具など結婚に要する直接的費用のほかに (b) 結婚によって失われる独身生活のメリット、経済学でいうところの機会費用 (opportunity cost) あるいは間接的費用が含まれよう。

第三の要因は本人のもつ資源 (resources) であるが、ここには (a) 所得や資産などの経済的資源のみならず、(b) 本人の社会的、個人的属性 (第一の要因の (b) に対応) が含まれる。

以上の三つの要素は経済学における消費者選択理論に含まれる効用、価格、所得に対応する訳で、この三要素のバランスするところで結婚に対する需要 (demand) が決まると考えることができよう。

「結婚市場 (marriage market)」における実際の取引量、すなわち結婚数は需要要因のみで決まるわけではなく、ある時点での結婚候補者 (candidate to marriage) が需要にみあつただけ存在するか、すなわち結婚候補者の供給 (supply) 状況いかんによっても左右される。供給条件としては (a) 結婚市場への結婚適齢期人口の絶対的供給量、(b) (構造的) 属性別人口の性比の均衡状態、(c) 結婚適齢期の男女の仲介機構が考えられる。

(a) は男女に共通するもので、結婚適齢期の人口規模それ自体、あるいは結婚適齢期人口中の結婚候補者の数に影響を及ぼす要因 (たとえば法定婚姻年齢、大学在学者数、兵役) を指す。(b) は需要要因でふれた (男女が互いに望ましいと考える) 属性別の男女人口の数が合うか合わないかという問題である。たとえば男女とも、夫が妻よりも 5 歳年上が望ましいと考えているとすると、結婚適齢期人口中 5 歳年齢差のある男女人口の相対比が問題になる。最後に (c) は男女の出会いの機会を左右する社会的制度、たとえば見合制度、結婚紹介所などの普及程度である。

以上で概略した結婚に関する経済学的枠組に従ってわが国における最近の晩婚化現象を考えてみると、近年の晩婚化に際して結婚の需要サイドと供給サイドのどちらの側面にどの程度の変化があったかを解明する必要があることが分かる。

需要サイドについてはまず結婚をめぐる人々の価値・規範意識が大きく変わったか否かが問題になる。若者の間で結婚生活への愛着が薄れ、代わって生涯独身志向が強まってきたのか、従来とくに女子の間に強かったとされる結婚適齢期規範意識が弱まってきたのか、あるいは男女ともに晩婚志向が強まったのか、その他、見合結婚 (あるいは恋愛結婚) に対する考え方、結婚に際しての親の関与 (干渉、援助) に対する考え方、結婚後の親子同居に対する考え方、配偶者選択の判断規準、等々が大きく変わっているのであろうか。

このような結婚観の変化を知る方法としては、結婚観調査を定期的に繰り返して比較する方法、あるいは『人口動態統計』などによって結婚の種々の側面に関する推移を捉え、独身者の結婚観を直接的に調査して過去の推移と比較することが考えられる。

今回の『第 8 次・独身者調査』は最近における独身青年層の結婚観を尋ね、これによって結婚に関する価値・規範意識の変化の有無を探ることを大きな目的とした。ただし今回の調査は人口問題研究所としては初めての試みであり、直接的に比較できる過去の調査がないため、他の類似調査との比較の他は、主として『第 8 次・夫婦調査』の結婚に関する調査結果との比較の方法をとった。

結婚の需要要因の他の側面、とくに結婚適齢期の若者の経済状況 (新婚者の住宅取得の容易さ、若者の所得水準、所得上昇期待感など) については今回の調査でも若干とりあげたが、今のところ分析が進んでいないため、本稿ではふれられていない。晩婚化が進行した時期がちょうどわが国の経済が高度成長から低成長へと転換した時期と一致するため、経済状況の悪化が若者が結婚しにくく状態を

つくり出しているのではないかという仮説は一応は検討に値しよう。

結婚の供給要因の変化としては、まず昭和40年代に急激に進んだ大学進学率の上昇を考慮する必要がある。わが国では学生結婚が少ないから、平均在学年数の延長はそのまま若い年齢層の結婚候補者の減少を導いたであろう。つぎに、戦後の出生大変動のエコー効果として昭和40年代後半から結婚適齢期人口の年齢構造が激変している。ベビーブーム世代（昭和22～24年生まれ）の女子にとっては年上の男子が少なく、ベビーブーム期から出生急低下期（昭和22～30年頃）にかけて生まれた男子にとっては年下の女子が少ないので、夫妻年齢差規範に変化がないかぎり両者は年齢構造上の“結婚難（marriage squeeze）”に陥った可能性がある。

さらに結婚適齢期男女人口の地域的分布（とくに都市・農村間）の不均等化が強まった可能性も考えられる。また結婚後に自分の両親との同居を望む男子（とくに長男）とそれを受け入れる女子との間の関係なども、兄弟姉妹数が減少し、男子のなかの長男の割合、女子のなかの“あととり娘”的割合が増大しているだけに無視できない要素である。

最後に、わが国の結婚形態が戦後見合結婚中心から恋愛結婚中心に変わってきたことはよく知られている。構造上の性比の不均衡化により結婚市場での需給ギャップが拡がると独身男女の仲介機構が一層必要になってくるが、現在の日本では見合制度が弱体化し結婚紹介所のような組織が未成熟なため仲介機構が逆に弱まっているが可能性が強い。この仲介機構の弱体化が結婚難を一段と促進しているということも一つの仮説として考えられる。

以上のごとき結婚の供給要因については、今回の『独身者調査』でも異性の友人の有無、結婚後の親子同居に関する男女間の志向のズレなどをとりあげて解明の糸口をつかもうとしたが今の段階ではあまり分析が進んでいない。

2. 調査実施の概要

本調査（『第8次・独身者調査』）は全国の18歳以上35歳未満の独身男女を母集団とする全国標本抽出調査である。これは妻の年齢50歳未満の夫婦を対象とする『第8次・夫婦調査』と同時並行的に実施された。以下、『独身者調査』の方法を概説する。

(1) 調査の時期

本調査は、昭和57年6月1日現在の事実について調査した。

(2) 調査の対象と客体

全国の18歳以上35歳未満の独身（未婚、離別、死別）男女を母集団とし、次項で述べる標本抽出法により、5,807人の独身男女を調査客体として設定した。

(3) 標本の抽出

本調査の標本抽出においては、厚生省大臣官房統計情報部の実施する『厚生行政基礎調査（指定統計第60号）』のための調査区の中から再抽出したものを調査区として設定し、そこに居住する18歳以上35歳未満の独身男女すべてを調査客体としている。

昭和57年に実施された『厚生行政基礎調査』は、総理府統計局が昭和55年に実施した『国勢調査』のための「国勢調査区」（合計約74万）の中から、「後置番号」1（一般調査区）および8（50人以上の寄宿舎・寮等のある区域）に分類されている約71万調査区を母集団とし、そこから系統抽出法によって1,800調査区を調査対象地区として抽出している。『第8次出産力調査（独身者調査および夫婦調査）』は、この1,800調査区の中から「後置番号」1の一般調査区（1,755地区）を対象に再び系統抽出法を用いて325調査区を選定し、そこに居住する前述の独身者を調査客体とした。

(4) 調査方法

従来の『出産力調査』と同様、配票自計・密封回収方式によった。

(5) 調査票の回収状況

調査客体数 5,807人

回収票数 5,334票 (回収率91.9%)

有効票数 4,987票 (有効回収率85.9%)

ただし、未回収票(473票)は調査拒否および不在等の理由によるもので、調査員、調査協力機関(都道府県、政令指定都市、保健所)各位の御協力により、この種の調査としてはきわめて高い回収率をあげることができた⁶⁾。回収票のうち347票は白票あるいは記入率の極端に悪い調査票であった。そこで、これらの調査票は無効票と判断し、集計に含めなかった。

(6) 本稿の集計対象

『独身者調査』の対象は18歳以上35歳未満の独身男女であり、その中には未婚者のみならず離別者と死別者も含まれる。しかし、今回の集計・分析に際しては対象を未婚者4,842人(男子2,732人と女子2,110人)に限定した。それは①調査票が未婚者を念頭に置いて設計されており、②離死別者の数が少ない上に調査漏れ率が高いと考えられ、③未婚者と離死別者では結婚観がかなり異なる可能性があるからである。

II 調査結果の概説

1. 結婚の意思

(1) 生涯独身志向

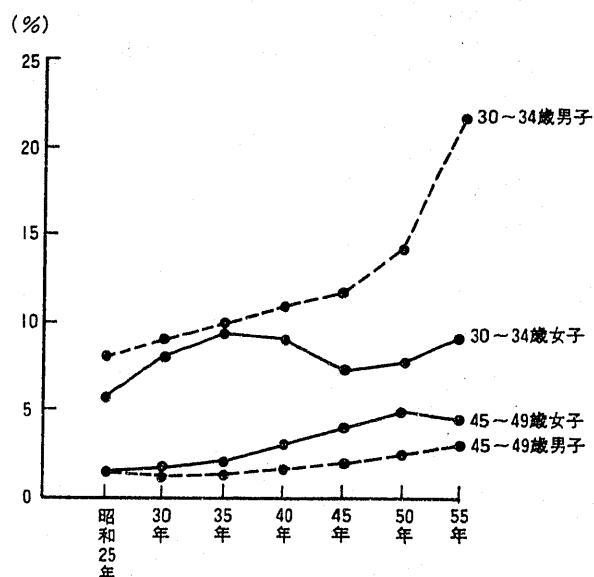
図1は『国勢調査報告』による30~34歳と45~49歳の男女の未婚率を示したものである。生涯未婚率に相当する45~49歳男女の未婚率は徐々に高まっているとはいえる、いまだに5%未満である。ところが、30~34歳の未婚率は女子では弱いながらも上昇気味であるし、男子では急上昇している。

この若い世代の結婚の遅れが生涯未婚率の上昇につながるかどうかを推しはかる手がかりとするため、『独身者調査』では調査対象者に結婚する意思の有無を尋ねた。

表1に示された通り、男子の場合には「一生結婚するつもりはない」と答えた者は20歳代までは3%未満、30歳代前半でさえ5%程度に過ぎない。したがって構造的な理由による結婚難がひどくならない限り、男子の生涯未婚率が大幅に上昇することはあまり考えられない。

6) 本調査の回収率と有効回収率は『第8次・夫婦調査』の結果(それぞれ98.7%と95.3%)に比べるとやや低いが、独身者を対象とするこの種の調査としては抜群に高い。

図1 『国勢調査報告』による30~34歳と45~49歳の未婚率



(資料出所)『国勢調査報告』

表1 結婚意思の有無

(%)

年齢	男子					女子				
	計	近い将来結婚する	いずれ結婚する	一生結婚しない	不詳	計	近い将来結婚する	いずれ結婚する	一生結婚しない	不詳
18~19歳	100.0 (494人)	3.2	92.7	1.8	2.2	100.0 (466人)	3.0	92.5	2.6	1.9
20~24歳	100.0 (1,138人)	6.8	90.3	1.2	1.7	100.0 (1,106人)	10.6	86.9	1.9	0.6
25~29歳	100.0 (730人)	19.2	76.6	2.9	1.4	100.0 (373人)	18.0	74.5	4.0	3.5
30~34歳	100.0 (370人)	30.0	62.4	5.1	2.4	100.0 (165人)	14.5	58.2	23.6	3.6
計	100.0 (2,732人)	12.6	88.3	2.3	1.8	100.0 (2,110人)	10.5	83.7	4.1	1.7

女子の場合には30歳代前半になると結婚する意思のない者が4分の1近くまで増えるが、30~34歳の女子人口全体に占める未婚者の割合は1割にも達しないし、30歳未満で結婚する意思のない者はごくわずかである。しかも、表2によって異性の友人の有無別に生涯独身志向割合を比べてみると、25~34歳で異性の友人のない女子の生涯独身志向は16%にも達するが、異性の友人のある女子では6%に過ぎない（なお、このことは異性との交際機会の多寡が結婚する意思を大きく左右していることを暗示する）。したがって、少なくとも意識の面からみるかぎり、近い将来女子の生涯未婚率が大幅に上昇することは考えにくい。

表2 女子における、異性の友人の有無別にみた結婚意思の有無

(%)

年齢	異性の友人の有無	女子				
		計	近い将来結婚する	いずれ結婚する	一生結婚しない	不詳
計	あり	100.0 (1,386人)	8.5	88.8	2.2	0.4
	なし	100.0 (724人)	14.4	73.9	7.7	4.0
	小計	100.0 (2,110人)	10.5	83.7	4.1	1.7
18~24歳	あり	100.0 (1,082人)	7.3	91.1	1.3	0.3
	なし	100.0 (490人)	10.6	82.9	3.9	2.7
	小計	100.0 (1,572人)	8.3	88.5	2.1	1.0
25~34歳	あり	100.0 (304人)	12.8	80.6	5.6	1.0
	なし	100.0 (234人)	22.2	55.1	15.8	6.8
	小計	100.0 (538人)	16.9	69.5	10.0	3.5

(注) 「異性の友人なし」には「その他」と「不詳」が含まれている。

(2) 属性別にみた生涯独身志向⁷⁾

「一生結婚するつもりはない」と答えた者の割合を調査対象者の属性別に比べたが、男女ともあまり大きな格差がみられない。ただし、女子の場合には学歴と職業による違いがやや大きいので、表3に示した。一般的には大卒者やホワイトカラーのキャリアウーマンで生涯独身志向が強いと考えられているようであるが、本調査からは逆の結果が得られた。

表3 属性別にみた「一生結婚するつもりはない」と答えた女子の割合

a) 学歴 (%)			b) 職業 (%)		
学歴	女子		職業	女子	
	計	18~24歳		計	18~24歳
中卒	18.1	7.0	28.8	自営・家族従業者	6.9
高卒(共学)	2.9	1.4	8.9	ホワイトカラー	2.4
高卒(別学)	4.6	2.1	11.4	ブルーカラー	8.7
専修学校卒(高卒後)	2.5	2.4	3.0	臨時雇い	6.4
短大・高専卒	2.9	1.7	7.1	無職	9.8
大卒	3.1	2.1	5.6	学生	3.9
					3.9
					—
					15.4
					5.9
					20.0
					12.1
					19.3

すなわち、学歴別にみると、大卒者（在学中も含む）において結婚する意思のない者が特に多いわけではなく、むしろ中卒者に多い。また、同じ高卒者の中では男女共学高校出身者よりも男女別学高校出身者の方が生涯独身志向がやや強い。

職業別には、自営・家族従業者やブルーカラーで生涯独身志向が強く、ホワイトカラーでは弱い。

以上の調査結果は、結婚相手と出会う機会が相対的に少ない層（高年齢、低学歴、自営・家族従業者やブルーカラー）に属する人々の間でやや生涯独身志向が強いことを示している⁸⁾。実際、これらの属性をもつ女子の場合、異性の友人をもつことが多いことは第3節において明らかにされる。

総理府広報室による昭和47年の『婦人に関する意識調査』と54年の『婦人に関する世論調査』では類似の質問がなされているが、「生涯結婚する気はない」と答えた35歳未満の未婚男女の割合はやはりごくわずかであり、高年齢、低学歴、自営層で生涯独身志向が強い点も本調査の結果と共通している⁹⁾。

2. 希望結婚形態

（1）希望する結婚形態

前節では未婚男女の大部分が結婚する意思をもっていることが示されたが、彼（女）らはどのよう

7) 本節および以下の各節においては学歴、職業、現住地の性格、地方ブロック、親との同別居、統柄といつた調査対象者の各種属性による意識と行動の格差を検討する。これらの属性変数の効果は必ずしも個別的に作用しているわけではなく、むしろ複合的に作用している場合が多い。従って、それぞれの属性による効果を正確に把握するためには多変量解析法による分析を行う必要があるが、本稿執筆時点ではそのような分析が行われていないため、ここでは代表的な属性による格差を個別的に取り上げるにとどめる。

8) 少なくとも高年齢未婚女子におけるこのような傾向はある程度の普遍性をもつようで、イギリス人口センサス調査局による昭和51年の出産力（家族形成）調査結果においても、30歳以上になると未婚女子のうちで異性の友人をもつ者が減るとともに生涯独身志向をもつ者が増える傾向が示されている。

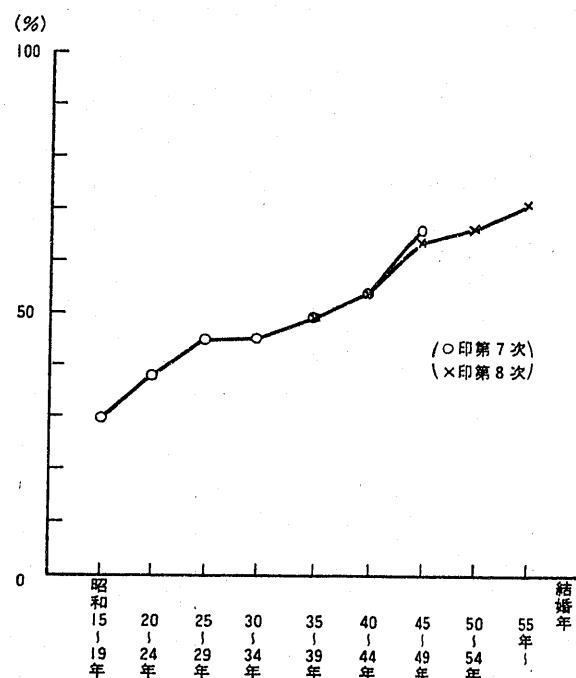
Office of Population Censuses and Surveys (Karen Dunnell), *Family Formation 1976*, London, Her Majesty's Stationery Office, 1979, pp. 76-77.

9) 内閣総理大臣官房広報室, 『婦人に関する意識調査（昭和47年10月調査）』, 第1~3分冊, 1973年, 第1分冊, pp. 81-82, 第2分冊, p. 53, 第3分冊, pp. 68-71.

内閣総理大臣官房広報室, 『婦人に関する世論調査（昭和54年5月・10月調査）』, 1981年, p. 5, pp. 64-69.

な形の結婚（見合か恋愛か）を望んでいるのであろうか。また、最近結婚した夫婦の実際の行動と比べてどう違うのであろうか。

図2 『第7次出産力調査』と『第8次・夫婦調査』による恋愛結婚割合の推移



(資料出所)『第7次出産力調査(昭和52年)』ならびに『第8次出産力調査(昭和57年)夫婦調査』

(注) 第7次調査については「恋愛結婚」と「その他」を加えたものの割合である。

図2は『第7次出産力調査』と『第8次・夫婦調査』の結果によって恋愛結婚割合を示したものである。これによると戦中期には見合結婚が約7割を占めており、恋愛結婚は3割程度しかなかったのがだいに増加し、最近では逆に7割を占めるに至っている。

『独身者調査』の結果を示した表4によれば、男女とも恋愛結婚を望む者が約半数を占め、見合結婚を望む者は4%に満たないが、「どちらでもかまわない」と答えた者が4割強ほどいる。従って、見合結婚を積極的に望む者は少ないが、消極的に認める者は決して少なくないと言えよう。また、『第8次・夫婦調査』の結果からみて、このような見合結婚併用論者の半数程度は実際に見合で結婚する可能性がある。

男女とも年齢が高まるにつれて見合結婚併用論者が増えていく、恋愛結婚至上主義者が減っていく。『第8次・夫婦調査』の結果に現われた実際の行動もこのような意識と対応しており、夫妻とも結婚年齢が高くなるほど見合結婚が増え、恋愛結婚が減っている¹⁰⁾。二つの調査結果をつきあわ

表4 希望結婚形態

年齢	男子					女子				
	計	恋愛結婚	見合結婚	どちらでもよい	不詳	計	恋愛結婚	見合結婚	どちらでもよい	不詳
18~19歳	100.0 (474人)	67.9	2.5	27.2	2.3	100.0 (445人)	62.5	2.9	33.7	0.9
20~24歳	100.0 (1,105人)	58.7	2.7	36.3	2.3	100.0 (1,078人)	54.4	3.2	41.6	0.9
25~29歳	100.0 (699人)	37.3	4.9	55.5	2.3	100.0 (345人)	43.2	2.3	53.3	1.2
30~34歳	100.0 (342人)	24.0	6.1	67.8	2.0	100.0 (120人)	27.5	3.3	64.2	5.0
計	100.0 (2,620人)	50.2	3.7	43.9	2.3	100.0 (1,988人)	52.6	3.0	43.2	1.2

せてみると、若者の間に恋愛結婚至上主義が定着する一方で、異性と交際する機会が少なくなる20歳代後半以降には見合が活用されるようになるということがうかがわれる。また、これからは見合結婚がこれまでのように急速に減ることはなくなるのではないかとも考えられる。

10) 厚生省人口問題研究所、前掲(注2)、『日本人の結婚と出産』、pp. 30-31。

(2) 属性別にみた希望結婚形態

見合結婚を望む者は少なく、調査対象者の属性別にみてもあまり大きな違いがみられない。そこで、恋愛結婚を望む者の割合を属性別に比べてみると、学歴、職業、現住地の性格、地方ブロックによる格差が比較的大きい(表5)。

まず学歴別には、男女とも中卒者で恋愛結婚志向が弱く、高卒者の中では男女別学高校出身者が男女共学高校出身者よりも恋愛結婚志向が弱い。

職業別にみると、男子については自営・家族従業者で恋愛結婚志向が弱い。女子についてはブルーカラーと無職で恋愛結婚志向が弱く、ホワイトカラーで強い。

現住地の性格別には、男女とも都市的地域(人口集中地区)で農村的地域(非人口集中地区)より

表5 属性別にみた恋愛結婚志向割合

(%)

属性	男子			女子		
	計	18~24歳	25~34歳	計	18~24歳	25~34歳
a) 学歴						
中卒	36.3	54.2	25.8	44.6	56.6	28.2
高卒(共学)	58.3	67.6	38.3	57.5	62.1	37.6
高卒(別学)	48.0	60.6	30.3	54.8	60.9	36.0
専修学校卒(高卒後)	55.5	60.5	44.8	47.1	52.1	33.9
短大・高専卒	44.2	50.0	34.2	51.5	53.8	42.7
大卒	48.4	59.2	32.8	48.2	46.7	52.3
b) 職業						
自営・家族従業者	40.6	63.0	28.0	51.9	65.6	31.8
ホワイトカラー	46.6	60.6	34.5	54.7	58.6	43.0
ブルーカラー	47.6	60.0	28.8	44.3	53.4	14.8
臨時雇い	57.1	70.0	34.8	54.3	58.1	48.3
無職	51.9	54.9	46.2	44.1	55.5	25.4
学生	62.5	62.7	50.0	51.6	51.6	50.0
c) 現住地の性格^{注)}						
非人口集中地区 (Non-DID)	47.2	58.5	30.3	51.4	55.1	35.7
人口集中地区 (DID) 200万人未満	52.3	63.6	33.3	54.0	58.3	40.5
人口集中地区 (DID) 200万人以上	50.9	62.0	37.1	51.3	56.3	41.0
d) 地方ブロック						
北海道	57.5	63.0	46.2	54.9	65.3	31.8
東北	44.2	51.1	34.1	47.3	50.8	34.3
関東	54.1	65.1	39.8	53.9	57.6	44.2
中部	47.0	59.1	29.9	58.3	61.4	42.9
近畿	50.8	62.8	27.2	51.5	56.9	30.9
中国・四国	39.6	53.1	19.4	42.1	43.2	37.5
九州	53.8	67.0	31.0	54.8	61.8	37.5

(注) 第8次出産力調査における人口集中地区の区分は昭和55年『国勢調査』における区分に基づく、

も恋愛結婚志向がやや強いが、女子の場合は差が比較的小さい。

地方ブロック別にみると、男女とも北海道、関東、九州で恋愛結婚志向が強く、中国・四国と東北で恋愛結婚志向が弱い。

以上の結果は『第8次・夫婦調査』の結果とも比較的よく対応している。恋愛結婚をした夫婦の割合が低いのは夫妻が中卒者、夫が自営業者、夫妻の婚前住所が農村、東北と中国・四国の場合で、その割合が高いのは夫妻の婚前住所が都市、北海道と関東の場合である¹¹⁾。

総理府広報室による昭和47年の『婦人に関する意識調査』では「見合」、「恋愛」ということばこそ使われていないが、似たような質問がされている。結婚相手を「ぜひとも自分でみつけたい」と答えた未婚女子の割合は本調査で恋愛結婚を望んだ未婚女子の割合より1割強高いが、やはり年齢が高まるとともに低くなる傾向がみられる¹²⁾。

3. 異性との交際

(1) 異性の友人の有無

すでに前節で示した通り、最近は結婚の7割を恋愛結婚が占め、未婚男女の半数以上が主に恋愛結婚を望んでいる。このような恋愛結婚の前提をなすのは異性との交際である。そこで、『独身者調査』では交際している異性（以下では「異性の友人」と呼ぶ）がいるかどうかを尋ねた。

表6は異性の友人の有無と内訳を示したものである。男子では59%，女子では66%が異性の友人をもっている。この割合は男子の方が7%ほど低いが、調査対象者数は男子の方が約3割多いため、異性の友人をもつ者の絶対数は女子より男子の方が2割ほど多い。この事実は複数の異性と交際する者が男子より女子に多いということを示すのかもしれない。

異性の友人の内訳をみると、男女とも婚約者をもつ者が5%前後、恋人をもつ者が2割弱で、4割前後がその他の友人をもっている。また、男女とも婚約者をもつ者の割合は20歳代後半、恋人をもつ

表6 異性の友人の有無 (%)

年 齢	計	異性の友人あり				異性の友人なし	その他・不詳
		小計	婚約者	恋 人	その他の友人		
男 子							
18~19歳	100.0 (494人)	58.7	1.8	15.4	41.5	36.8	4.5
20~24歳	100.0 (1,138人)	66.0	3.6	21.9	40.5	29.6	4.4
25~29歳	100.0 (730人)	55.5	8.1	14.5	32.9	40.3	4.2
30~34歳	100.0 (370人)	42.7	5.9	9.7	27.0	52.2	5.1
計	100.0 (2,732人)	58.7	4.8	17.1	36.8	36.8	4.5
女 子							
18~19歳	100.0 (466人)	61.8	1.5	17.0	43.3	35.2	3.0
20~24歳	100.0 (1,106人)	71.8	6.5	20.8	44.5	25.0	3.3
25~29歳	100.0 (373人)	62.5	9.1	14.2	39.1	32.2	5.4
30~34歳	100.0 (165人)	43.0	4.8	12.7	25.5	45.5	11.5
計	100.0 (2,110人)	65.7	5.7	18.2	41.8	30.1	4.2

11) 厚生省人口問題研究所、前掲(注2)、『日本人の結婚と出産』、pp. 31-32。

12) 内閣総理大臣官房広報室、前掲(注9)、『婦人に関する意識調査』、第1分冊、pp. 90-91、第2分冊、p. 64、第3分冊、pp. 82-83。

者の割合は20歳代前半でピークに達するが、その他の友人をもつ者の割合は18歳～19歳と20～24歳ではほぼ同じくらい高い。

男女とも異性の友人をもたない者の割合は20歳代前半でもっとも低く、年齢とともに高まり、30歳代前半では異性の友人をもつ者の割合より高くなる。この事実は、年齢が高くなるにつれて見合結婚を併用しようと考える独身者が増えたり、実際に見合結婚をする者が増えたりするのが、実は年齢とともに異性と接触する機会が減少してくるためであることをうかがわせる。

(2) 属性別にみた異性の友人の有無

次節で示す通り、異性の友人と知りあったきっかけとしては学校と職場の占める割合が特に高い。

表7 属性別にみた「異性の友達はない」と答えた者の割合 (%)

属性	男子			女子		
	計	18～24歳	25～34歳	計	18～24歳	25～34歳
a) 学歴						
中卒	50.9	41.4	56.2	50.0	40.4	59.3
高卒(共学)	34.8	31.9	40.7	27.5	26.4	31.7
高卒(別学)	43.9	37.9	52.2	33.2	30.4	41.0
専修学校卒(高卒後)	33.0	29.9	39.1	32.6	31.2	36.4
短大・高専卒	29.0	32.4	23.1	28.2	27.0	32.3
大卒	32.2	27.0	39.9	24.3	22.9	28.2
b) 職業						
自営・家族従業者	42.0	36.9	44.9	29.3	15.6	46.2
ホワイトカラー	33.7	26.0	40.3	25.3	24.6	27.3
ブルーカラー	43.8	38.5	51.1	43.3	38.0	57.1
臨時雇い	36.9	26.8	54.2	24.4	15.6	36.4
無職	51.7	44.4	63.6	48.0	37.1	62.5
学生	33.1	32.7	54.5	34.1	34.3	—
c) 現住地の性格						
非人口集中地区 (Non-DID)	40.9	38.1	45.0	33.5	30.9	43.5
人口集中地区 (DID) 200万人未満	35.6	29.4	45.7	30.0	27.7	36.8
人口集中地区 (DID) 200万人以上	31.6	24.8	39.8	22.8	21.1	25.8
d) 親との同別居						
同居	40.0	34.6	48.0	31.4	29.2	39.0
別居	30.3	26.5	36.3	23.9	21.4	28.9
e) 地方ブロック						
北海道	39.0	39.3	38.5	33.3	23.5	54.2
東北	38.1	33.1	45.3	26.1	21.9	38.3
関東	34.8	29.8	41.1	24.9	23.3	28.9
中部	37.2	33.9	41.6	29.9	27.5	41.0
近畿	37.2	31.0	49.4	32.5	30.7	38.1
中國・四国	36.9	32.7	42.9	41.1	41.5	39.6
九州	39.8	31.4	54.1	33.1	30.2	39.3

そのため、異性の友人をもたない者の割合を属性別に比べてみると学歴と職業による格差が大きい。そのほかに現住地の性格、親との同別居、地方ブロックによる格差が比較的大きいので、これらに関する表を表7として示した。

学歴別には、男女とも中卒者で異性の友人をもたない者の割合が特に高く、高卒者の中では男女別学高校出身者でやや高い。逆に大卒者と短大・高専卒業者（いずれも在学中の者を含む）では異性の友人をもたない者の割合がやや低い。男女別学高校出身者が男女共学高校出身者に比べて異性の友人をみつける上で不利なのは当然であろう。中卒者の場合は卒業後の年数が長いことにもよるのであるが、異性と接触する機会が少ない職場で働くことが多いこともよるのである。

職業別にみると、男女とも無職とブルーカラーで異性の友人をもたない者の割合が高く、ホワイトカラーで低い。男子の場合、自営・家族従業者でも異性の友人をもたない者の割合が高い。無職の場合は論外であるが、やはり異性と接触する機会が少ない職場で働く者が異性の友人をみつける上で不利なようである。なお、同じ理由によると思われるが、勤務先（ないし家業）が従業員数29人以下の場合と官公庁（公社、公団を含む）の場合、異性の友人をもたない者の割合が高い。

他方、現住地の性格別には、男女とも農村的地域（非人口集中地区）で異性の友人をもたない者の割合が高く、大都市地域（人口集中地区200万人以上）でその割合が低い。また、親との同別居による違いもみられ、男女とも親と同居している場合の方が異性の友人をもたない者の割合が高い。さらに、地方ブロック別に異性の友人をもたない者の割合を比べてみると、男子の場合には全体としてあまり大きな格差がみられないが、女子の場合には関東で低く、中国・四国で高い。

総理府広報室による昭和47年の『婦人に関する意識調査』によれば、男女とも「結婚してもよい友人がいる」と答えた未婚者の割合は20歳代後半でピークに達しており、本調査の結果とやや異なるが、男子における属性別の格差については同様な傾向がみられる¹³⁾。

以上で述べたような属性別にみた異性の友人の有無の格差は、前節で述べた独身者の恋愛結婚志向の格差や『第8次・夫婦調査』の結果から明らかになった恋愛結婚割合の格差とかなりの面で対応している。例えば、中卒者、自営・家族従業者、農村居住者、中国・四国では恋愛結婚志向が弱く、恋愛結婚の割合が低い¹⁴⁾。

未婚者における恋愛結婚志向と異性の友人の有無、夫婦における恋愛結婚割合は相互に密接に関係しているのであろうが、これらはいずれも異性と接触する機会の多寡によって規定されているように思われる。

13) すなわち、「結婚してもよい友人がいない」と答えた未婚男子の割合は中卒者、自営・家族従業者、ブルーカラー、農村的地域で高いが、未婚女子では未婚男子ほど大きな格差がみられない。

内閣総理大臣官房広報室、前掲（注9）、『婦人に関する意識調査』、第1分冊、p. 81、第2分冊、pp. 72-73、第3分冊、pp. 96-97。

なお、総理府青少年対策本部による昭和46年の『青少年の性に関する調査』でも異性の友人をもっていない未婚男女（15～24歳）が自営業、ブルーカラーや農村的地域で多いことが示されている。

総理府青少年対策本部、『青少年の性意識（青少年問題研究調査報告書）』、大蔵省印刷局、1972年、pp. 61-62、p. 157。

農村で異性の友人をもつ未婚者が少ないと云うのは普遍的なようで、フランス国立人口研究所による昭和52年の結婚調査でも同様な傾向がみられる。

Louis Roussel et Odile Burguignon, *Générations nouvelles et mariage traditionnel: enquête auprès de jeunes de 18-30 ans*, (INED «Travaux et Documents», Cahier No. 86), Paris, PUF, 1979, p. 202.

14) 厚生省人口問題研究所、前掲（注2）、『日本人の結婚と出産』、pp. 31-32。

4. 交際のきっかけ

(1) 異性の友人と知りあったきっかけ

独身者が異性の友人と知りあったきっかけについて検討する前に、まず表8によって実際に結婚した夫婦が知りあったきっかけの分布をみてみよう。見合結婚はしだいに減っているとは言え、いまだに4分の1以上で最も大きな割合を占めている。しかし、最近では「職場」と「友人の紹介」で知りあった夫婦が2割を越え、「見合」結婚の夫婦に匹敵する割合を占めるようになっており、これらが夫妻が知りあう三大機会となっている。「学校」「地域のサークル」「偶然の出会い」で知りあった夫婦は漸増傾向にあるものの、いずれも1割に満たない。

表8 『第8次・夫婦調査』による夫妻が知りあったきっかけ別夫婦割合の推移 (%)

結婚年	夫妻が知りあつたきっかけ										
	計	学校	職場	隣人関係	地域のサークル	友人の紹介	見合	結婚相談所	偶然の出会い	アルバイト	不詳
昭和35～39年	100.0 (1,350組)	1.6	20.3	7.7	3.9	11.7	46.4	0.1	4.7	0.1	3.4
40～44年	100.0 (1,472組)	2.8	25.6	5.2	3.1	12.9	42.4	0.1	4.8	—	3.1
45～49年	100.0 (1,801組)	4.6	29.0	5.2	3.8	14.7	32.5	0.2	6.8	0.1	3.3
50～54年	100.0 (1,472組)	4.9	26.6	2.9	5.7	19.7	30.2	0.1	7.1	0.2	2.6
55年～	100.0 (665組)	7.7	23.5	2.9	5.9	22.4	26.3	0.2	8.6	0.5	2.3

(資料出所)『第8次・夫婦調査』

次に、異性の友人をもつ独身者に対して知りあったきっかけを多項目選択方式によって尋ねた結果をみると、分布がかなり異なる(表9)。「学校」と「職場」が2割を越えて二大機会となっており、「友人の紹介」「地域のサークル」「偶然の出会い」がそれに次ぐ¹⁵⁾。

年齢別にみると、20歳未満では「学校」で異性の友人と知りあった者が特に多く、男子で57%，女子で43%を占めている。20歳代前半になると、男子では「学校」が36%でいまだに単独首位で、「友人の紹介」と「職場」がそれに続くが、女子では就職した者が多いためか、「職場」と「学校」が3割強で首位に並んでいる。これが20歳代後半以降になると「職場」の割合が特に高くなり、男子で3分の1強、女子で2分の1弱を占めるようになり、「学校」の割合は急速に低下する。

『第8次・夫婦調査』の結果と比べてみると、「見合」で異性の友人と知りあった未婚者の割合が見合結婚をした夫婦の割合よりかなり低いが、これは「見合」で知りあった相手と結婚する場合、交際期間が比較的短いためであろう。また「学校」で異性の友人と知りあった未婚者の割合は「学校」で知りあって結婚した夫婦の割合よりもかなり高いが、このことは、「学校」で知りあった異性の友人の多くが必ずしも結婚相手にはならないことをうかがわせる。さらに、「職場」や「友人の紹介」で知りあった男女の場合は「学校」で知りあった男女よりも結婚する確率が高いのではないかと思われる¹⁶⁾。

15) 異性の友人と知りあったきっかけ別に男女の絶対数を比べてみると、一般的には一つのきっかけで異性の友人と知りあった男子の数が女子の数を上回る傾向があるが、「職場」で異性の友人と知りあった者については女子の数が男子の数を3割近く上回っている。このことは複数の異性の友人を「職場」で得た者が女子より男子に多いことを示すのかもしれない。また、女子がいう異性の友人の中には既婚男子がかなり含まれていることによるのかかもしれない。

16) 以上の点は、異性の友人の内訳別に知りあったきっかけをみても認められる。婚約者または恋人をもつ者の場合、その他の友人をもつ者よりも「学校」で知りあった者の割合が低く、「職場」「友人の紹介」「見合」で知りあった者の割合が高い。

表9 異性の友人と知りあったきっかけ

(%)

年 齢	異性の友人と知りあったきっかけ										
	計	学 校	職 場	隣人関係	地 域 の サークル	友人の紹介	見 合	結 婚 相談所	偶 然 の 出会い	アルバイト	不 詳
男 子											
18~19歳	100.0 (290人)	57.2	6.2	7.2	10.0	16.2	0.3	—	11.4	0.7	1.4
20~24歳	100.0 (751人)	35.8	18.6	5.7	12.1	19.4	0.8	0.3	13.2	1.1	3.1
25~29歳	100.0 (405人)	13.6	34.8	4.9	16.8	17.3	4.2	—	13.1	—	4.2
30~34歳	100.0 (158人)	3.8	34.2	6.3	14.6	18.4	7.0	—	17.1	—	4.4
計	100.0 (1,604人)	30.9	22.0	5.9	13.2	18.2	2.2	0.1	13.2	0.6	3.2
女 子											
18~19歳	100.0 (288人)	43.1	19.1	5.2	11.1	19.4	0.3	—	11.5	0.7	5.2
20~24歳	100.0 (794人)	30.9	31.6	5.7	13.7	16.6	2.0	—	9.7	1.6	2.4
25~29歳	100.0 (233人)	13.7	48.1	6.0	11.2	16.7	6.4	—	5.2	—	2.6
30~34歳	100.0 (71人)	4.2	46.5	7.0	12.7	8.5	8.5	—	9.9	—	4.2
計	100.0 (1,386人)	29.1	32.5	5.7	12.7	16.8	2.7	—	9.3	1.1	3.1

(注) 異性の友人は1人とは限らず、回答は多項目選択方式であるため、総計は必ずしも100%にならない。

『独身者調査』と『第8次・夫婦調査』の結果を合わせて考えてみると、若いうちは「学校」で異性の友人と知りあう者が多いが結婚にはあまり結び付かず、年を取るにつれて「職場」や「友人の紹介」で知りあった異性の友人の中から結婚相手を選んで恋愛結婚をする者が増えていく、同時に恋愛結婚をするには至らなかった人々の間で見合結婚に頼る者が増えていくのではないかと推量される。

(2) 属性別にみた「知りあったきっかけ」

異性の友人と知りあったきっかけの中では「学校」と「職場」が二大機会であり、各々について学歴と職業による違いが大きい。

表10によって、学歴別に「学校」で異性の友人と知りあった者の割合を比べると20歳代前半までは在学中の者が男子で3分の1、女子で5分の1程度含まれているため、男女とも学歴が高卒より高い

表10 学歴別にみた、異性の友人と「学校」で知りあった者の割合

(%)

学 歴	男 子			女 子		
	計	18~24歳	25~34歳	計	18~24歳	25~34歳
中 卒	6.1	12.0	1.6	10.2	15.6	—
高 卒(共 学)	28.5	38.0	5.3	28.2	31.7	11.3
高 卒(別 学)	13.4	20.0	1.3	9.3	11.5	1.8
専修学校卒(高卒後)	37.6	49.4	11.1	30.6	38.2	8.1
短 大・高 専 卒	34.8	50.0	11.5	29.3	35.1	6.3
大 卒	42.9	55.5	20.5	62.6	72.9	34.0

者でその割合が高い。しかし、高卒者の中でも男女共学高校出身者の場合には「学校」の割合がそれほど低くない。また、大卒女子（在学中の者を含む）ではその割合が飛び抜けて高い。

学生がほとんどなくなる20歳代後半以降でもこのような傾向はある程度持ち越され、「学校」で異性の友人と知りあった者の割合は男女とも中卒者、男女別学高校卒業者で特に低く、大卒者で特に高い。

表11 職業別にみた、異性の友人と「職場」で知りあった者の割合 (%)

職業	男			女		
	計	18~24歳	25~34歳	計	18~24歳	25~34歳
自 営・家族従業者	11.6	6.3	15.1	15.4	19.2	7.7
ホワイトカラー	32.8	26.8	39.4	39.4	35.3	52.3
ブルーカラー	22.7	16.9	32.7	42.6	41.1	50.0
臨時雇い	32.4	24.1	62.5	50.9	48.6	55.0
無職	10.5	7.7	16.7	20.7	21.2	19.2
学生	2.9	3.0	—	3.7	2.8	100.0

次に、職業別に「職場」で異性の友人と知りあった者の割合を示した表11をみると、当然のことながら男女とも無職では低く、自営・家族従業者でも低い。また、男子の場合、この割合はホワイトカラーよりもブルーカラーの方が低いが、女子ではやや逆の傾向がみられる。

未婚者における異性の友人と知りあったきっかけの属性別の差異は、『第8次・夫婦調査』の結果においてみられた夫妻が知りあったきっかけの属性別の差異に対応している。すなわち、夫妻のいずれかが中卒者の場合、「学校」で知りあった夫婦の割合が特に低く、大卒者の場合には逆に高くなる。妻が大卒者の場合には特に高く、2割にも達する。さらに、夫がホワイトカラーの場合には職場結婚が多く、ブルーカラーや自営業の場合には少ない¹⁷⁾。

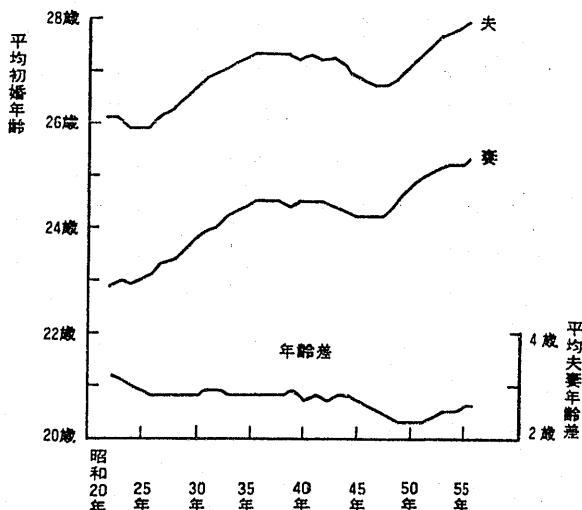
5. 希望結婚年齢と希望夫妻年齢差

(1) 希望する結婚年齢

図3は『人口動態統計』による平均初婚年齢の推移を示したものである。昭和40年代半ばから後半にかけて人口規模が大きなベビーブーム・コールドートが結婚したため、一時的に平均初婚年齢が低下したが、趨勢としては戦後以来上昇している。今後も平均初婚年齢が上昇し続けるかどうかを占うため、独身者に対して「何歳ぐらいまでに何歳ぐらいの相手と結婚したいか」（希望結婚年齢と希望相手年齢）を尋ねた¹⁸⁾。

表12は年齢別に希望結婚年齢を示したものである。全体をみて言えるのは、希望結婚年齢の分布が実際の結婚年齢の分布のようになだらかな形を

図3 『人口動態統計』による平均初婚年齢と平均夫妻年齢差の推移



(資料出所)『人口動態統計』

17) 厚生省人口問題研究所、前掲(注2)、『日本人の結婚と出産』、pp. 31-32。

18) 質問の性格上、希望結婚年齢としてその上限を答えた者が多いかもしれないが、むしろその方が現実の行動に近い回答が得られるのではないかと思われる所以、このような質問の形式をとった。

表12 希望結婚年齢 (%) (歳)

年齢	希望結婚年齢													平均希望結婚年齢
	計	20歳以下	21歳	22歳	23歳	24歳	25歳	26歳	27歳	28歳	29歳	30歳	31歳以上	
男子														
18~19歳	100.0 (474人)	1.1	0.8	2.3	7.6	5.5	26.8	12.0	11.0	11.2	1.5	14.8	0.6	4.9 26.24
20~22歳	100.0 (690人)	—	0.3	1.3	3.9	4.8	22.6	13.3	14.1	16.2	0.4	15.2	1.7	6.1 26.77
23~25歳	100.0 (591人)	—	—	—	0.5	1.5	10.3	13.5	17.9	24.4	2.5	23.2	1.2	4.9 27.71
小計	100.0 (1,755人)	0.3	0.3	1.1	3.8	3.9	19.6	13.0	14.5	17.6	1.4	17.8	1.3	5.4 26.94
26~28歳	100.0 (440人)	—	—	—	—	—	—	1.1	6.4	23.2	7.5	48.6	6.1	7.0 29.39
29~31歳	100.0 (259人)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.5	17.4	67.2	13.9 32.19
32~34歳	100.0 (166人)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	89.8	10.2 34.97
小計	100.0 (865人)	—	—	—	—	—	—	0.6	3.2	11.8	4.3	29.9	40.5	9.7 31.24
計	100.0 (2,620人)	0.2	0.2	0.8	2.5	2.6	13.1	8.9	10.8	15.7	2.4	21.8	14.2	6.8 28.32
女子														
18~19歳	100.0 (445人)	3.6	7.2	11.0	34.6	12.1	19.3	3.1	2.7	1.6	0.2	1.3	—	3.1 23.54
20~22歳	100.0 (726人)	0.6	1.0	7.4	24.2	18.7	28.8	5.6	3.9	2.9	0.4	3.2	0.1	3.2 24.43
小計	100.0 (1,171人)	1.7	3.3	8.8	28.2	16.2	25.2	4.7	3.4	2.4	0.3	2.5	0.1	3.2 24.09
23~25歳	100.0 (453人)	—	—	—	3.1	10.2	34.7	17.7	12.1	7.7	1.1	8.2	0.4	4.9 26.03
26~28歳	100.0 (202人)	—	—	—	—	—	—	3.5	11.9	20.3	6.4	41.1	4.0	12.9 29.03
29~31歳	100.0 (91人)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.1	27.5	53.8	17.6 31.93
32~34歳	100.0 (71人)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	71.8	28.2 34.65
小計	100.0 (817人)	—	—	—	1.7	5.6	19.2	10.6	9.7	9.3	2.3	17.7	13.5	10.3 27.96
計	100.0 (1,988人)	1.0	2.0	5.2	17.3	11.9	22.7	7.1	6.0	5.2	1.2	8.8	5.6	6.1 25.61

していないことである。男子では希望が25歳、28歳、30歳に集まり、女子では23歳、25歳、30歳に集まる傾向がある。このような設問の回答としては5の倍数とその間の数が好まれるということもあるが、やはり男子では25~28歳、女子では23~25歳が結婚適齢期の目安となっているためであろう。また、20歳代の独身者は30歳を結婚適齢期の上限と考えているということがうかがわれる。

年齢別にみると、男子の場合、22歳以下では希望結婚年齢のモード（最頻値）が25歳であるが、23~25歳では28歳に移り、26~28歳では30歳に移る。女子の場合、18~19歳では希望結婚年齢のモードが23歳であるが、20~25歳では25歳に移り、26~28歳では30歳に移る。

結婚最盛期の直前にある男女、つまり25歳以下の男子（男子対象者の67%）と22歳以下の女子（女子対象者の59%）について平均希望結婚年齢を計算してみると、男子で約27歳、女子で約24歳となっており、いずれも最近における男女の平均初婚年齢を下回っている。以上の調査結果は、若い未婚者の間でことさら晩婚志向が強まってはいないことを示している。

(2) 属性別にみた希望結婚年齢

25歳以下の男子と22歳以下の女子について平均希望結婚年齢を属性別に計算してみると学歴、職

表13 属性別にみた平均希望結婚年齢

a) 学歴			(歳)		b) 職業			(歳)	
学歴	男子	女子			職業	男子	女子		
中卒	26.57	24.10			自営・家族従業者	26.94	23.58		
高卒(共学)	26.51	23.73			ホワイトカラー	26.86	23.93		
高卒(別学)	26.52	23.45			ブルーカラー	26.26	23.93		
専修学校卒(高卒後)	26.90	24.50			臨時雇い	27.91	24.33		
短大・高専卒	27.06	24.87			無職	27.48	23.74		
大卒	27.61	25.83			学生	27.33	24.59		
c) 現居住地の性格			(歳)		d) 地方ブロック			(歳)	
現居住地の性格	男子	女子			地方ブロック	男子	女子		
非人口集中地区 (Non-DID)	26.51	23.79			北海道	26.43	24.59		
人口集中地区 (DID) 200万人未満	27.13	24.19			東北	26.38	24.07		
人口集中地区 (DID) 200万人以上	27.40	24.56			関東	27.33	24.33		
					中部	26.72	23.88		
					近畿	27.00	24.20		
					中国・四国	26.73	23.73		
					九州	26.92	23.86		

(注) いずれも男子は18~25歳、女子は18~22歳の対象者について集計した結果である。

業、現居住地の性格、地方ブロックによる格差が比較的大きかったので、これらに関する表を表13として示した。

学歴別にみると、男女とも中卒者は別として学歴が高くなるほど希望結婚年齢が高くなる傾向がある。男子では中卒者の平均希望結婚年齢が高卒者のそれとほぼ等しいが、女子では前者が後者を上回っている。

職業別には、男子の平均希望結婚年齢がブルーカラーよりホワイトカラーでやや高い。また、現居住地の性格別にみると、男女とも農村的地域(非人口集中地区)より都市的地域(人口集中地区)の方が平均希望結婚年齢が高い。さらに、地方ブロック別には、男子の平均希望結婚年齢が北海道と東北で低く、関東で高い。女子のそれは北海道と関東でやや高い。

総理府広報室による昭和47年の『婦人に関する意識調査』でも、「女性にとって結婚適齢期が大事だ」と答えた未婚女性のうちで、結婚適齢期として高目の年齢を挙げる者が大卒者と大都市居住者に多かった¹⁹⁾。

『第8次・夫婦調査』の結果においても、学歴が高くなるほど夫妻の平均初婚年齢が上がる傾向と、中卒の妻の平均初婚年齢の上昇がみられた。また、ブルーカラーの夫よりもホワイトカラーの夫の方が平均初婚年齢が高く、都市的地域や関東で夫妻の平均初婚年齢が高いことが見出された²⁰⁾。本調査の結果はこのような格差が今後もある程度維持される可能性があることを示唆している。

(3) 結婚相手との希望年齢差

図3に示された通り、戦後夫妻の平均初婚年齢が大幅に変動したにもかかわらず、平均夫妻年齢差は3歳弱で比較的安定しており、昭和40年代半ばから後半にかけて一時的に縮小したが、その後元の

19) 内閣総理大臣官房広報室、前掲(注9)、『婦人に関する意識調査』、第2分冊、pp. 62-63。

20) 厚生省人口問題研究所、前掲(注2)、『日本人の結婚と出産』、pp. 19-21。

水準に戻りつつある。

表14は年齢別に希望夫妻年齢差を示したものである。これは希望結婚年齢から希望相手年齢を差し引いた結果である（ただし、女子の場合は符号を逆にしてある）。25歳以下の男子は平均3.3歳年下の妻、22歳以下の女子は平均3.1歳年上の夫を希望している。希望夫妻年齢差としては3歳がモードと

表14 希望夫妻年齢差 (%) (歳)

年齢	希望夫妻年齢差											平均希望夫妻年齢差
	計	妻が2歳以上年上	妻が1歳年上	夫と妻が同年齢	夫が1歳年上	夫が2歳年上	夫が3歳年上	夫が4歳年上	夫が5歳年上	夫が6歳以上年上	不詳	
男子												
18~19歳	100.0 (474人)	1.1	0.6	12.2	8.2	21.7	17.3	10.5	14.8	7.2	6.3	2.85
20~22歳	100.0 (690人)	0.7	1.0	9.0	5.7	16.4	20.4	11.6	16.1	10.9	8.3	3.34
23~25歳	10.00 (591人)	0.3	1.4	6.3	4.4	12.0	18.1	14.4	24.0	11.7	7.4	3.70
小計	100.0 (1,755人)	0.7	1.0	8.9	5.9	16.4	18.8	12.3	18.4	10.1	7.5	3.33
26~28歳	100.0 (440人)	1.1	—	2.7	0.5	4.5	10.7	14.3	33.0	24.8	8.4	4.75
29~31歳	100.0 (259人)	0.4	—	0.8	—	1.9	3.9	5.4	22.0	50.6	15.1	6.28
32~34歳	100.0 (166人)	—	—	0.6	—	1.8	2.4	16.3	68.1	10.8	7.30	
小計	100.0 (865人)	0.7	—	1.6	0.3	2.9	6.9	9.4	26.5	40.8	10.9	5.68
計	100.0 (2,620人)	0.7	0.7	6.5	4.1	11.9	14.9	11.3	21.1	20.3	8.6	4.08
女子												
18~19歳	100.0 (445人)	0.9	—	4.5	6.5	22.0	26.5	13.9	13.5	6.7	5.4	3.19
20~22歳	100.0 (726人)	1.0	0.4	7.3	5.1	19.4	25.9	12.7	16.3	6.5	5.5	3.12
小計	100.0 (1,171人)	0.9	0.3	6.2	5.6	20.4	26.1	13.2	15.2	6.6	5.5	3.14
23~25歳	100.0 (453人)	1.1	0.7	7.5	5.7	20.1	24.3	13.0	15.9	5.5	6.2	3.10
26~28歳	100.0 (202人)	4.0	0.5	15.3	4.5	18.8	16.8	9.4	9.4	6.4	14.9	2.44
29~31歳	100.0 (91人)	5.5	—	19.8	4.4	12.1	17.6	6.6	11.0	3.3	19.8	2.11
32~34歳	100.0 (71人)	2.8	—	15.5	8.5	16.9	11.3	4.2	11.3	—	29.6	1.98
小計	100.0 (817人)	2.4	0.5	11.5	5.5	18.6	20.6	10.6	13.3	5.0	11.9	2.76
計	100.0 (1,988人)	1.6	0.4	8.4	5.6	19.7	23.8	12.1	14.4	5.9	8.1	2.99

なっており、2歳と5歳も比較的多いが、これは28歳の夫と25歳の妻、25歳の夫と23歳の妻、30歳の夫と25歳の妻といった組合せの希望が比較的多いためであろう。なお、妻が年上（いわゆる姉さん女房）の組合せを望む者は非常に少ない。

男子の場合、本人の現在年齢が高くなても結婚相手としては25歳前後の女性を望むため、年齢が高くなるにつれて平均希望夫妻年齢差が拡大する。これに対して、女子の場合は本人の現在年齢が高くなるとともにあまり年齢が離れていない結婚相手を望むようになるため、平均希望夫妻年齢差は年齢とともに縮小する。男女それぞれにおいてみられる現在年齢と平均希望夫妻年齢差の関係は、『人口動態統計』によって示される夫妻それぞれの初婚年齢と平均夫妻年齢差の関係に対応している²¹⁾。

21) すなわち、毎年の『人口動態統計』によると夫の初婚年齢が高まるにつれて平均夫妻年齢差が拡大し、妻の初婚年齢が高まるにつれて平均夫妻年齢差が縮小する傾向がみられる。ただし、独身者には妻が年上の組合せを望む者がほとんどいないのにもかかわらず、現実にはそのような組合せの夫婦が少なからず存在するという点では意識と行動の間にずれがみられる。

6. 結婚後の親子同居と婿養子縁組への態度

(1) 自分の親との同居志向

結婚後に親との同居を望むか否か、また婿養子縁組を望むか否かは配偶者選択に当たってしばしば問題となる。最近では戦後の出生率低下の結果として、若年層に占める「あとつき」（長男および男きょうだいのない女子）の割合が高まりつつある。そこで、『独身者調査』では結婚後における自分の親との同居と結婚相手の親との同居に対する態度、および婿養子縁組に対する態度を尋ねた。

表15 『第7次出産力調査』と『第8次・夫婦調査』による、結婚年別結婚直後の親との同居割合 (%)

結 婚 年	総 数	同 居 し た			同居しなかつた	不 詳
		総 数	夫 の 親	妻 の 親		
昭和20~24年	100.0 (944組)	59.2	—	—	40.8	—
25~29年	100.0 (971組)	56.5	—	—	43.5	—
30~34年	100.0 (1,256組)	42.9	—	—	57.1	—
35~39年	100.0 (1,350組)	41.0	36.4	4.7	56.0	3.0
40~44年	100.0 (1,472組)	36.5	31.3	5.2	60.7	2.7
45~49年	100.0 (1,801組)	31.4	26.5	4.9	66.4	2.2
50~54年	100.0 (1,472組)	32.1	27.6	4.6	66.0	1.8
55年~	100.0 (665組)	32.5	29.0	3.5	66.2	1.4

(資料出所) 昭和20~24年から昭和30~34年までの数値は『第7次出産力調査』により、昭和35~39年以降の数値は『第8次・夫婦調査』による。両調査の質問方法が異なるため厳密な比較は難しいが、参考のために掲げた。

表15は『第7次出産力調査』と今回の『第8次・夫婦調査』の結果に基づいて、結婚直後における同居割合を示したものである。結婚直後に夫妻のいずれかの親と同居した者の割合は昭和20年代前半の約6割から低下を続け、40年代後半には3割強で底を打ち、その後やや上昇気味である。昭和30年代後半以降についてその内訳をみると、妻方同居の割合は5%程度で安定しているが、夫方同居の割合は昭和40年代後半に底を打ち、その後ゆるやかな上昇傾向を示している。

表16 自分の親との同居志向 (%)

年 齢	計	同 居 し た イ				同居したくない	その 他	不 詳
		小 計	結婚直後	しばらくして	親の老後			
男 子								
18~19歳	100.0 (474人)	69.8	19.8	26.2	23.8	20.5	5.3	4.4
20~24歳	100.0 (1,105人)	70.8	21.1	23.6	26.1	18.2	7.6	3.4
25~29歳	100.0 (699人)	71.7	27.6	21.3	22.7	15.9	9.6	2.9
30~34歳	100.0 (342人)	69.3	31.0	19.0	19.3	18.7	7.9	4.1
計	100.0 (2,620人)	70.6	23.9	22.9	23.9	18.1	7.7	3.5
女 子								
18~19歳	100.0 (445人)	58.0	9.0	15.5	33.5	27.4	10.8	3.8
20~24歳	100.0 (1,078人)	57.8	8.5	17.9	31.4	25.6	12.2	4.4
25~29歳	100.0 (345人)	58.3	11.0	15.7	31.6	22.0	14.5	5.2
30~34歳	100.0 (120人)	53.3	9.2	15.0	29.2	21.7	20.0	5.0
計	100.0 (1,988人)	57.6	9.1	16.8	31.7	25.2	12.8	4.4

(注) 「同居したくない」と「その他」には、他の兄弟姉妹との関係で親との同居が不可能、あるいは不必要な者が含まれる。

表16によって独身者における自分の親との同居志向をみると、男子の約7割がいずれは自分の親と同居することを希望している。しかし、結婚直後からの同居を望む者は全体の24%に過ぎない。この割合は年齢が下がるにつれて低くなる傾向があるが、これは親の平均年齢が下がることにより同居の必要性が低くなるためかもしれない。このことだけをみて将来結婚直後からの同居が減るかどうかを推測することは難しい。

女子でも6割弱の者がいずれは自分の親と同居することを望み、全体の9%が結婚直後からの同居を望んでいるが、男子の場合よりも実現可能性が低い願望と考えた方が良いのかもしれない。

(2) 属性別にみた自分の親との同居志向

結婚後に自分の親と同居するか否かは、なんと言っても親との続柄によって左右される度合が大きい。まず、表17によって『第8次・夫婦調査』の結果をみると、かつては長男夫婦の約6割、最近でも約4割が結婚直後に夫の親と同居しているが、夫が次三男の場合にはその割合が2割にも満たない。また、表18によって妻の親と結婚直後に同居していた夫婦の割合を妻の続柄別にみると、妻が一人っ子の場合、かつては45%にも上ったが、最近ではその3分の1の16%に過ぎなくなっている。妻

表17 『第8次・夫婦調査』による、
結婚年別夫の続柄別結婚直後の
夫の親との同居割合 (%)

結婚年	長男	長男以外
昭和35~39年	58.3	16.8
40~44年	51.5	15.5
45~49年	44.1	12.1
50~54年	41.5	12.1
55年~	40.8	15.2

(資料出所) 『第8次・夫婦調査』

表18 『第8次・夫婦調査』による、結婚年別妻の続柄別
結婚直後の妻の親との同居割合 (%)

結婚年	男きょうだいなし				男きょうだいあり
	小計	一人っ子	他の長女	長女以外	
昭和35~39年	19.0	44.8	30.4	4.3	2.5
40~44年	19.8	33.3	27.5	10.0	2.1
45~49年	15.5	23.1	23.8	7.7	2.1
50~54年	12.1	29.7	11.9	5.4	2.1
55年~	7.9	16.0	10.1	4.1	1.5

(資料出所) 『第8次・夫婦調査』

表19 続柄別にみた自分の親との同居志向 (%)

続柄	計	同居したい				同居したくない	その他	不詳
		小計	結婚直後	しばらくして	親の老後			
男子								
長男	100.0 (1,706人)	83.6	30.4	27.3	25.8	9.6	3.9	3.0
長男以外	100.0 (914人)	46.5	11.7	14.6	20.2	33.9	15.0	4.6
計	100.0 (2,620人)	70.6	23.9	22.9	23.9	18.1	7.7	3.5
女子								
男きょうだいなし								
小計	100.0 (764人)	72.3	11.3	20.7	40.3	16.0	8.9	2.9
一人っ子	100.0 (142人)	78.9	17.6	19.0	42.3	12.7	4.2	4.2
他の長女	100.0 (289人)	76.5	9.7	26.3	40.5	13.8	7.3	2.4
長女以外	100.0 (333人)	65.8	9.9	16.5	39.3	19.2	12.3	2.7
男きょうだいあり	100.0 (1,224人)	48.5	7.8	14.4	26.4	30.9	15.2	5.4
計	100.0 (1,988人)	57.6	9.1	16.8	31.7	25.2	12.8	4.4

(注) 「同居したくない」と「その他」には、他の兄弟姉妹との関係で親との同居が不可能、あるいは不必要な者が含まれる。

表20 属性別にみた「結婚直後から自分の親と同居したい」と答えた者の割合

a) 学歴		(%)		b) 職業		(%)	
学歴		男子	女子	職業		男子	女子
中卒		30.1	12.0	自営・家族従事者		37.5	11.1
高卒(共学)		24.7	9.0	ホワイトカラー		23.5	8.7
高卒(別学)		30.6	11.5	ブルーカラー		31.1	7.8
専修学校卒(高卒後)		21.4	9.3	臨時雇い		22.2	6.9
短大・高専卒		35.6	7.4	無職		18.2	12.4
大卒		17.1	6.9	学生		13.5	9.1

c) 現住地の性格		(%)		e) 地方ブロック		(%)	
現住地の性格		男子	女子	地方ブロック		男子	女子
非人口集中地区 (Non-DID)		35.8	12.7	北海道		12.5	5.6
人口集中地区 (DID) 200万人未満		17.2	7.1	東北		40.2	12.6
人口集中地区 (DID) 200万人以上		16.7	6.6	中部		20.8	6.6

d) (現在の) 親との同別居		(%)		地方ブロック		(%)	
親との同別居		男子	女子	九		男子	女子
同居		31.0	9.7	近畿		17.4	7.6
別居		7.4	6.2	中国・四国		25.3	16.3

が男きょうだいのない長女の場合はもかつては30%ほどあったのが、最近では10%程度になっている。

このような夫婦の実態に比べて、表19に示された独身者の意識は男子でやや低目にしており、女子でやや高目に出ているが、いずれにしても統柄による差異が顕著にみられる。男子では長男の8割強が自分の親との同居を肯定し、3割が結婚直後からの同居を希望しているが、次三男ではそれぞれ5割弱と1割強に過ぎない。女子でも男きょうだいのない場合にはある場合よりもはるかに自分の親との同居志向が強いが、結婚直後からの同居を望む者は一人っ子以外ではそれほど多くない。むしろ、親の老後に同居を望む者が多い。

男子における自分の親との同居志向を統柄以外の属性によって比べてみると、同居それ自体を肯定する者の割合はあまり変わらないが、結婚直後からの同居を望む者の割合にはやや大きな差異がみられる。表20として比較的大きな格差をもたらす学歴、職業、現住地の性格、(現在の)親との同別居、地方ブロックに関する表を示した。

学歴別にみると、中卒者と男女別学高校卒業者で結婚直後からの同居志向が強く、大卒者で弱い。職業別には、ブルーカラーはホワイトカラーよりも同居志向が強く、自営・家族従業者はさらに強い。現住地の性格別にみると、農村の地域で結婚直後からの同居志向が強く、都市的地域で弱い。また、現在親と同居している者は別居している者よりも同居志向が強い。地方ブロック別には、東北、中部、中国・四国で結婚直後からの同居志向が強く、北海道で弱い。

独身者においてみられる結婚直後からの親との同居志向の属性別差異は、『第8次・夫婦調査』の結果によって示される結婚直後に親と同居していた夫婦の割合の差異と対応している。実際、夫婦においても親との統柄以外では夫の職業、婚前居住地の性格と地方ブロック、婚前の親との同別居によ

表21 続柄別にみた結婚相手の親との同居志向

(%)

続 柄	結婚相手の親との同居志向				
	計	かまわない	場合による	いやだ	不詳
男 子					
長 男	100.0 (1,706人)	20.4	54.3	20.9	4.3
長 男 以 外	100.0 (914人)	21.9	53.6	20.8	3.7
計	100.0 (2,620人)	20.9	54.1	20.9	4.1
女 子					
男きょうだいなし					
小 計	100.0 (764人)	26.8	54.7	16.6	1.8
一 人 っ 子	100.0 (142人)	21.1	57.7	16.2	4.9
他 の 長 女	100.0 (289人)	30.4	54.3	13.5	1.7
長 女 以 外	100.0 (333人)	26.1	53.8	19.5	0.6
男きょうだいあり	100.0 (1,224人)	36.4	46.2	15.8	1.6
計	100.0 (1,988人)	32.7	49.5	16.1	1.7

る格差が大きい²²⁾。

(3) 結婚相手の親との同居志向

結婚後に自分の親と同居するか否かは本人の希望だけではなく、結婚相手の意向にも左右される。そこで、結婚後に相手の親と一緒に暮らすことの是非を尋ねた。その結果は表21として示されている。

まず女子の回答をみると、夫の親との同居を「いやだ」と拒否する者は16%に過ぎず、その倍に当たる33%の者が「かまわない」と容認している。また、続柄別にみると、男きょうだいのない者はある者に比べて夫の親との同居を容認する者が1割ほど少ない。特に一人っ子の場合は少なく、21%しかいない。

次に男子の回答をみると、妻の親との同居を容認する者の割合と拒否する者の割合がいずれも21%となっている。また、長男と次三男の間にほとんど差がない。

結婚相手の親との同居志向については、男子では年齢による差があまりみられない。女子では18~19歳と30~34歳で相手の親との同居を容認する者が若干少なく、拒否する者がやや多い。

続柄と年齢以外の属性による格差はあまり大きくないが、自営・家族従業者や農村居住者、東北で相手の親との同居を容認する者が多い。

本調査の結果における自分の親との同居志向と結婚相手の親との同居志向を比べてみると、結婚直後から自分の親との同居を希望する男子(女子)の数と結婚後に相手の親と同居してもかまわないとする女子(男子)の数がほぼ見合っているが、そのような者同士がうまく出会えるかどうかはまた別の問題である²³⁾。

22) すなわち、夫の職業が農林漁業である場合、夫の婚前居住地が農村的地域および東北、中部、中国・四国である場合、さらに夫が婚前に親と同居していた場合には、それ以外の場合よりも結婚直後に夫の親と同居していた夫婦が多い。

23) 設問の形式が異なるため、単純な比較はできないが、総理府広報室による昭和47年の『婦人に関する意識調査』でも未婚男女に結婚後の親との同居志向を尋ねている。自分の親との同居を望む者は男子で19%，女子で6%であったのに対して、相手の親との同居を望む者は男子で0%，女子で4%であった。この結果を見る限り、全体として男女の希望が折り合わないようであるが、本調査の結果からみて、相手の親との同居を希望しなくとも容認する者が現実には少なからざいるようである。

内閣総理大臣官房広報室、前掲(注9)、『婦人に関する意識調査』、第1分冊、p. 95、第2分冊、pp. 68-69、第3分冊、pp. 88-91。

(4) 婦養子縁組に対する態度

本調査の結果によれば、未婚女子の約7%が一人っ子で、約14%が男きょうだいのない長女である。未婚男子のうちで次三男が占める割合が35%なので、続柄別にみた男女の数の上からは彼女たち全員が婿養子を迎えることが可能である。しかし、潜在的な候補者の数だけではなく、未婚男女の婿養子縁組に対する態度も重要な要素となる。

表22 続柄別にみた女子の婿養子縁組志向

(%)

続柄	女子の婿養子縁組志向					
	計	自分も親も望む	親が望む	どちらでもよい	必要なし	不詳
男きょうだいなし						
小計	100.0 (764人)	8.1	22.3	36.0	31.0	2.6
一人っ子	100.0 (142人)	9.2	26.1	33.8	26.8	4.2
他の長女	100.0 (289人)	11.4	26.0	38.4	23.2	1.0
長女以外	100.0 (333人)	4.8	17.4	34.8	39.6	3.3
男きょうだいあり	100.0 (1,224人)	0.6	1.4	8.7	84.5	4.9
計	100.0 (1,988人)	3.5	9.4	19.2	63.9	4.0

表23 続柄別にみた男子の婿養子縁組志向

(%)

続柄	男子の婿養子縁組志向				
	計	かまわない	場合による	いやだ	不詳
長男以外	100.0 (1,706人)	9.6	32.3	53.9	4.2
計	100.0 (914人)	16.7	39.5	41.4	2.4
計	100.0 (2,620人)	12.1	34.8	49.5	3.6

表22は女子の婿養子縁組志向を続柄別に示したものである。婿養子縁組を望む者は女子全体の13%程度であるが、一人っ子では35%，男きょうだいのない長女で37%，男きょうだいのない次三女では22%にも達している。

表23は男子の婿養子縁組志向を続柄別に示したものであるが、男子全体の50%が婿養子縁組を拒否しており、それを容認する者は12%に過ぎない。また、次三男でさえ婿養子縁組を拒否する者が41%もあり、容認する者は17%程度である。全体としてみれば、婿養子縁組を望む女子の数とそれを容認する男子の数が見合っているが、そのような者同士が出会うとは限らない。

婿養子縁組志向については、男女とも年齢による差がほとんどない。続柄と年齢以外の属性別に女子の婿養子縁組志向を比べてみると自営・家族従業者、農村居住者、東北、中部、中国・四国でそれが強く、北海道で弱い。男子で婿養子縁組を容認する者の割合については、地方ブロックによる格差が目に付き、東北で高く、北海道で低い。

III 要約と結論

1. 調査結果の要約

(1) 結婚の意思

- 1) 生涯独身志望者は男女ともきわめて少ない。女性の場合30歳を過ぎると結婚の意思がやや弱まる。
- 2) 大卒、ホワイトカラーの女性が他に比べて生涯独身志向が強いということはない。

(2) 希望結婚形態

- 1) 若いうちは恋愛結婚至上主義だが、年齢が高くなるほど見合結婚でもよいと考えるようになる。『夫婦調査』によると、結婚年齢が低いほど恋愛結婚割合が高く、結婚年齢が高いほど見合結婚割合が高い。
- 2) 中卒、男女別学高校卒、無職とブルーカラー、農村居住者、中国・四国、東北でやや恋愛結婚志向が弱いが、これは一面では価値観の違いを表わしているのだろうが、別の面では異性との接触機会の少なさを反映したものであろう。

(3) 异性との交際

- 1) 异性の友人のない者は男子で4割弱、女子で3割ある。男女ともに年齢が高くなるほど异性との交際は減る。
- 2) 中卒、男女別学高校卒、ブルーカラー、農村居住者、両親との同居者で异性との交際が少ない。

(4) 交際のきっかけ

- 1) 現在交際している異性と知りあった場所は、20歳代前半までは「学校」がトップを占め、20歳代後半からは「職場」がトップを占める。
- 2) 『夫婦調査』によると夫妻の知りあつたきっかけでは「学校」は1割に満たないから、「学校」で知りあつた異性の友人は必ずしも結婚相手になっていないことになる。
- 3) 高学歴の者ほど「学校」で異性と知りあう機会が多い。『夫婦調査』によれば大卒女子の場合には「学校」で知りあって結婚した者が2割ほどある。
- 4) 男子のホワイトカラーはブルーカラーよりも異性の友人と「職場」で知りあつた者が多い。

(5) 希望結婚年齢と希望夫妻年齢差

- 1) 結婚最盛期年齢前の独身者の平均希望結婚年齢は男子で27歳、女子で24歳であるから、ことさらに晩婚志向が強まっているということはない。
- 2) 結婚最盛期年齢前の独身者の希望結婚年齢は男子では25～28歳に6～7割、女子では23～25歳に7割が集中している。
- 3) 高学歴、ホワイトカラー、都市居住者、関東でやや希望結婚年齢が高い。
- 4) 結婚最盛期年齢前の独身者においては、男女とも、夫が妻よりも平均して3歳強年上の組合せを希望する。妻が年上の組合せを希望する者はきわめて少ない。
- 5) 独身男性は自分の年齢が高くなろうとも、結婚相手としては適齢期の女性を望む。

(6) 結婚後の親子同居と婿養子縁組への態度

- 1) 独身男性の4人に1人、長男のみでは3割が、結婚直後から自分の親と同居することを希望する。
- 2) 男きょうだいのない女子の場合には自分の親との同居志向が強いが、結婚直後からの同居を

望む者はそれほど多くない。

- 3) 『夫婦調査』によると結婚直後から夫の親と同居する割合は最近でも約3割（長男の場合には約4割）である。
- 4) 大卒、ホワイトカラー、大都市居住者、北海道の男子は他の男子に比べて結婚直後からの親との同居意向は弱い。また、現在親と別居している者の間でもやはり同居意向が弱い。
- 5) 結婚後における夫の親との同居を拒否する女性は2割以下、はっきり容認する者が3割ある。
- 6) 独身女性の約1割、男きょうだいのない長女の4割弱は（少なくとも親は）婿養子縁組を望む。
- 7) 独身男性の約1割、次三男の2割弱は婿養子縁組を容認する。

2. 結論

最後に今回の『第8次・独身者調査』の調査結果が最近の晩婚化の進行ならびに出生率の低化現象をめぐる議論にとってどのような意義をもつかを述べてみたい。

調査結果を全体としてみると、現代の若者の結婚観に結婚革命と呼べるほど大きな変化が起こっているとは言えそうもない。少なくとも結婚最盛期年齢前の男女についてみると結婚を望まない者はごくわずかであり、女子は「23～25歳」男子は「25～28歳」といった結婚適齢期意識は強い。平均希望結婚年齢も女子で約24歳、男子で約27歳と、最近時の平均初婚年齢（昭和56年で各々25.3歳と27.9歳）よりもやや低い。夫妻の年齢差についても、妻が夫よりも年上の組合せを嫌い、平均すると夫が3歳強年上の組合せを希望している。

結婚後の親子同居についても、男性の7割がいずれの時期にか自分の親との同居を望むのに対して女性の側で相手の親との同居を全く拒否するのは2割以下にすぎず、意外に根強い親子同居意識がうかがわれる。結婚形態として恋愛結婚が漸増しているのは事実であるが、なるほど若いときこそ恋愛結婚至上主義が強いものの年齢が上がるにつれて意外に多くの男女が見合結婚を許容していることが分かる。

女性の高学歴化、職場進出なかんずく専門職化などの社会変化が女性の独身志向を強めているのではないかという見方も一部にはあるが、今回の調査では、高学歴の女性やホワイトカラーの女性の結婚への意欲が他よりも低いということはなかった。むしろ中卒やブルーカラーの女性に生涯独身志向が強い傾向がみられたが、これはむしろこれらの層が他に比べて異性との交際機会に恵まれないためであろう。

結婚をめぐる若者の価値・規範意識がそれほど大きく変わっていないのだとすると、最近の晩婚化については別の要因を探る必要があるということになる。

ここで昭和40年代に急速に進行した高学歴化について検討してみよう。まず、大学進学率の上昇による平均在学年数の延長は（学生結婚がほとんどないがゆえに）それだけで若い年齢層の結婚候補者を減少させる効果をもったと思われる。加えて『第8次・夫婦調査』によると大卒は短大・高専卒よりも、後者は高卒よりも平均初婚年齢が高いから、大学進学率の上昇は明らかに平均初婚年齢を押し上げる効果をもった。これは、ひとつには今回の『独身者調査』でも確認されたように大卒が高卒よりも晩婚志向であるためであるが、もうひとつの面としては短大・大学の在学年数分だけ配偶者選択行動の開始を遅らせるからとも考えられる。

今回の調査では、男女ともに夫が平均して3歳強年上の組合せを望むという傾向がみられ、同年齢

あるいは妻が年上の組合せを望む者は少なかった。このように夫妻年齢差に関する規範は意外に固定的であるから、ベビーブーム世代の男女、戦後の出生急低下期に生まれた男子が年齢構造上の結婚難に陥ったことはほぼ確実である。

わが国における最近の晩婚化についてはいくつか未解決の問題が残っているものの、今回の調査結果をふまえたうえで今後の見通しを考えてみよう。

最近の晩婚化の進行にもかかわらず若者の結婚観は大きく変わっていない。とりわけ結婚への意欲は衰えていない。高学歴化の進行によりいくぶん晩婚志向は強まったかもしれないが、それが生涯独身志向を強めたとも思えない。したがって結婚を遅らせてきた要因が取り除かれれば晩婚化はこれ以上進行せず結婚確率は徐々に回復していくと考えられる。

男女に共通して結婚を遅らせてきた要因の第一は昭和40年代に進行した高学歴化であるが、これは昭和50年代に入って横ばい傾向に転じており、これ以上の晩婚化の要因にはなりえない。第二に年齢構造の変化からくる結婚適齢期人口の性比の不均衡化は趨勢的な要因というよりも特定コホートに固有の要素というべきである。女子のベビーブーム・コホートの未婚率は直前のコホートよりもやや高目であるがすでに30歳代の半ばに達しており、今後の結婚全体への影響は小さい。男子のベビーブーム・コホートと戦後出生急低下期のコホートの未婚率は異常に高く、彼らの今後については予測が難しい。

結婚適齢期男女人口の構造的不均衡の他の側面（たとえば地域分布）と最近の晩婚化との関係はよく分かっていない。かりにそれが大きな影響をもたらなかったとすると、少なくとも女子の晩婚化要因は取り除かれたことになり、晩婚化は止まり、漸次結婚確率が回復していくと予測できる²⁴⁾。

最近の合計特殊出生率（TFR）低下の主要因は結婚適齢期女子人口の有配偶率の低下であった。したがって、晩婚化の停止、結婚確率の回復は合計特殊出生率そのものの反転、上昇を促すと予想できる。今回の『独身者調査』は、わが国における出生率回復の可能性を裏付けるデータをさらに一つ付け加えたというべきであろう。

24) 晩婚化の進行が弱まり、結婚確率が回復する傾向は毎年の『人口動態統計』に基づく年齢合計初婚率 (total first marriage rates) の推移からみてとれる。これによると、女子の年齢合計初婚率は昭和47年の0.873をピークにして昭和52年の0.762まで低下したが、その後は増加傾向に移り、昭和56年には0.803まで回復した。女子の平均初婚年齢 (mean age at first marriage) は昭和47年の24.2歳から56年の25.3歳まで一貫して上昇を続けているが、これは結婚を遅らせた未婚者が従来よりも高い年齢で結婚し、毎年の初婚総数に占める相対的に高年齢の初婚の割合が上がっているためである。晩婚化の進行が完全に停止するまでここしばらくの間は、年齢合計初婚率の動きと平均初婚年齢の動きの間に乖離がみられるであろう。年齢合計初婚率については、阿藤誠、前掲(注3)、「わが国最近の出生率低下の分析」。詳しくは、阿藤誠、「人口高齢化の決定要因——わが国出生率の現状と将来——」、日本統計学会第51回大会報告・配布資料、1983年7月。

Attitudes toward Marriage among the Unmarried Japanese Youth

Makoto NOHARA ATOH and Hiroshi KOJIMA

The Institute of Population Problems, Japanese Ministry of Health and Welfare, conducted the Survey on the Attitudes toward Marriage among the Youth on June 1, 1982. The survey was done for the nationally representative sample of 5,807 unmarried Japanese men and women aged 18 to 34 living in 325 census tracts which were drawn by the systematic sampling procedure. The survey had a high response rate of 86%. Its major findings are as follows:

(1) Marriage Intentions

There are only a few single people who intend to remain unmarried all their life (2% for male and 4% for female), but the percentage for women aged 30-34 is somewhat high (24%). Unexpectedly, single women with college education and those with a white-collar job are less likely than others to intend to be a celibate permanently.

(2) Marriage Types (*Ren-ai* vs *Miai* Marriages)

More than 50% of the respondents aged under 25 prefer to have a *ren-ai* marriage (that of a couple met without formal introduction), but the proportion decreases with age. The percentage of respondents who want to have a *miai* marriage (that of a couple met through formal introduction) is always low (3-4%). Those who have 'no preference' for marriage types increase with age and have the majority in the age group 25-34.

Ren-ai marriage is less popular among the unmarried youth with the following characteristics: junior high-school graduates, graduates of sex-segregated high-schools, the jobless, blue-collar workers, rural residents and inhabitants of Chugoku-Shikoku and Tohoku Districts. The relative unpopularity of *ren-ai* marriage among these groups seems to reflect the lack of chances among them to meet the youth of the opposite sex.

The actual behavior of recently married couples corresponds to the attitudes of single people: the higher the age at marriage, the higher the percentage of *miai* marriage.

(3) Friends of the Opposite Sex

40% of men and 30% of women do not have friends of the opposite sex, and the percentage increases with age. It is relatively high among the following groups: junior high-school graduates, graduates of sex-segregated high-schools, blue-collar workers, rural residents, and those living with their parents.

(4) Circumstances of Encounter

Among the circumstances of encounter with friends of the opposite sex, the most popular one is 'school' for respondents under 25 and 'work place' for those aged 25 and

above. The higher the level of educational attainment of respondents, the more likely they are to meet friends of the opposite sex at 'school'. Male white-collar workers are more likely than blue-collar counterparts to meet thier girl friends at 'work place'.

(5) Desired Age at Marriage and Desired Age Gap between Spouses

Among the respondents under the modal ages of marriage, the desired age at marriage of men is distributed heavily between the ages 25-28 (65%) and that of women, between the ages 23-25 (70%). Its mean is 26.9 for male and 24.1 for female which is lower than the average age at marriage in recent years. It is somewhat high among the following groups: college graduates, white-collar workers, urban residents, and inhabitants of Kanto District.

The desired age difference between spouses is 3.3 years for male and 3.1 years for female on the average. There are very few respondents who prefer the wife to be older than the husband.

(6) Attitudes toward Postmarital Coresidence with Parents and Muko-Yoshi Marriage

24% of male respondents want to live with their own parents immediately after marriage. The percentage is higher among the eldest sons than among younger sons (30% vs 12%). Female respondents without brothers are more likely than others to hope for the coresidence with their own parents but mostly some years after marriage.

Postmarital coresidence with one's own parents is less popular among the male respondents with the following characteristics: college graduates, white-collar workers, urban residents, inhabitants of Hokkaido District, and those living apart from their parents.

Only 16% of female respondents refuse to live with their future husband's parents after marriage while 33% of them accept it.

Actual behavior of recently married couples corresponds to the attitudes of unmarried youth: 29% of recently married couples live with the husband's parents immediately after their marriage and the percentage is higher when he is the eldest son than otherwise (41% vs 15%); only 4% live with the wife's parents and the proportion is higher when she has no brothers than otherwise (8% vs 2%).

13% of single women want to have a *muko-yoshi* marriage (marriage through which the husband is adopted by the wife's parents) and the proportion is particularly high among those without brothers. 12% of single men accept *muko-yoshi* marriage and the percentage is higher among younger sons than among the eldest sons.

資 料

全国の有配偶率で標準化した 都道府県別合計特殊出生率

山 口 喜 一・笠 原 里 江 子

1 方 法¹⁾

各年（データの関係で国勢調査実施年に限られる）の都道府県別、母（有配偶女子）の年齢別特殊出生率を、標準とする同年全国女子の年齢別特殊有配偶率に適用して求める。

計算例（昭和55年）——欄(7)の Σ が求める率である。

年 齢 x	全 国 (標準)			東 京 都			
	(1) 女子人口 $P_F(x)$	(2) 有配偶女子人口 $P_{Fm}(x)$	(3) (2)/(1) $n_F(x)$	(4) 有配偶女子人口 $P_{Fm}(x)$	(5) 出 生 数 $B(x)$	(6) (5)/(4) $f_{Fm}(x)$	(7) (3)×(6) r_{tF}
15~19	4,020,499	37,951	0.009439	3,731	1,076	0.288395	0.002722
20~24	3,851,795	842,862	0.218823	72,069	20,004	0.277567	0.060738
25~29	4,463,705	3,328,664	0.745718	286,664	67,159	0.234278	0.174705
30~34	5,320,249	4,687,732	0.881111	429,125	42,720	0.099551	0.087715
35~39	4,582,423	4,137,193	0.902840	400,577	8,069	0.020143	0.018186
40~44	4,158,160	3,724,112	0.895615	367,620	897	0.002440	0.002185
45~49	4,041,109	3,514,295	0.869636	334,467	28	0.000084	0.000073
Σ	30,437,940	20,272,809	(0.666037)	1,894,253	139,953	(0.073883)	0.346324
5Σ	—	—	—	—	—	—	1.731620

注) 女子人口についての合計特殊出生率 r_{tF} は、女子の年齢別特殊出生率 $f_F(x) (=B(x)/P_F(x))$ の総和、
 $\sum_{x=15}^{49} f_F(x)$ であるが、 $f_F(x)$ は年齢別特殊有配偶率 $n_F(x)$ と母の年齢別特殊出生率 $f_{Fm}(x)$ の積の形に分解
 できる。したがって、 r_{tF} は $n_F(x)$ と $f_{Fm}(x)$ の積和にほかならない。すなわち、 $r_{tF} = \sum_{x=15}^{49} n_F(x) \cdot f_{Fm}(x)$

2. 資 料

上記諸率の算出作業において必要なデータは、各地域（都道府県）の人口および出生数であるが、いずれも年齢（ここでは5歳階級）別の数値がいる。とくに人口については、配偶関係別女子人口も必要であり、それらは国勢調査の結果によらざるをえない。最近の昭和55年についての資料は、総理府統計局、『昭和55年国勢調査報告』（第2巻）および、厚生省大臣官房統計情報部、『昭和55年人口動態統計』（中巻）であり、それらによる日本人についての女子人口ならびに出生数を用いている。

なお、既出の昭和50年・45年・40年も²⁾、各年の「国勢調査報告」および「人口動態統計」によるが、

- 1) ここで用語や記号は、鎌 稔著、『形式人口学—人口現象の分析方法一』、古今書院（東京）、1960年に準拠している。
- 2) 既往年次は、山口喜一・笠原里江子、「都道府県別にみた最近の女子人口出生力および再生産力」、人口問題研究所昭和52年度第18回研究報告会（昭53. 1.18）の報告資料などによる。

人口は総人口（在日外国人を含む）を用いているので比較の際は注意を要する。

3. 結 果

以下に表示するとおりである。

表1 通常の合計特殊出生率と全国の有配偶率で標準化した合計特殊出生率との比較

都道府県	昭和55年		昭和50年		昭和45年		昭和40年	
	普通率	標準化率	普通率	標準化率	普通率	標準化率	普通率	標準化率
全 国	1.750	1.750	1.93	1.93	2.09	2.09	2.15	2.15
北 海 道	1.636	1.597	1.82	1.75	1.93	1.84	2.13	1.95
青森	1.851	1.647	2.00	1.77	2.25	1.95	2.45	2.06
岩手	1.954	1.798	2.13	1.98	2.11	1.95	2.22	1.96
宮城	1.862	1.788	1.96	1.91	2.05	1.98	2.08	1.99
秋田	1.787	1.638	1.86	1.71	1.88	1.70	2.03	1.76
山形	1.927	1.808	1.96	1.87	1.98	1.90	2.04	1.94
福島	1.986	1.883	2.12	2.05	2.16	2.12	2.31	2.22
茨城	1.873	1.766	2.09	1.99	2.30	2.19	2.35	2.30
栃木	1.863	1.776	2.06	2.00	2.20	2.21	2.27	2.32
群馬	1.812	1.818	1.99	2.03	2.15	2.25	2.21	2.40
埼玉	1.735	1.680	2.06	1.93	2.34	2.22	2.39	2.34
千葉	1.737	1.657	2.02	1.89	2.27	2.11	2.30	2.19
東京	1.437	1.732	1.62	1.90	1.95	2.22	1.98	2.23
神奈	1.704	1.708	1.93	1.90	2.22	2.18	2.21	2.19
新潟	1.876	1.827	2.03	1.99	2.10	2.07	2.23	2.21
富山	1.768	1.562	1.93	1.71	1.94	1.71	1.94	1.66
石川	1.868	1.640	2.07	1.82	2.07	1.83	2.11	1.83
福井	1.930	1.698	2.04	1.83	2.09	1.87	2.24	1.96
山梨	1.760	1.939	1.98	2.20	2.19	2.42	2.29	2.61
長野	1.891	2.023	2.05	2.21	2.09	2.32	2.10	2.42
岐阜	1.796	1.684	1.98	1.89	2.11	2.02	2.21	2.10
静岡	1.798	1.745	2.02	1.94	2.12	2.05	2.21	2.15
愛知	1.810	1.664	2.00	1.85	2.17	2.03	2.21	2.12
三重	1.819	1.650	1.98	1.83	2.03	1.92	2.18	2.06
滋賀	1.965	1.860	2.11	2.06	2.18	2.19	2.17	2.24
京都	1.666	1.786	1.78	1.93	1.98	2.15	1.98	2.18
大阪	1.674	1.707	1.86	1.86	2.13	2.11	2.16	2.16
兵庫	1.762	1.766	1.93	1.94	2.09	2.10	2.12	2.11
奈良	1.696	1.709	1.84	1.88	2.07	2.04	2.08	2.06
和歌	1.803	1.694	1.94	1.85	2.09	1.97	2.20	2.09
鳥取	1.933	1.865	2.02	1.98	1.95	1.94	2.08	1.99
島根	2.010	1.930	2.09	2.10	2.02	2.07	2.09	2.09
岡山	1.861	1.712	2.04	1.88	2.02	1.88	1.98	1.87
広島	1.841	1.723	2.03	1.90	2.06	1.95	2.05	1.95
福山	1.787	1.727	1.90	1.88	1.96	1.95	1.99	1.93
愛媛	1.760	1.657	1.89	1.83	1.97	1.88	2.12	1.93
高知	1.819	1.667	1.96	1.85	1.96	1.89	1.99	1.88
徳島	1.791	1.763	1.97	1.95	2.01	2.00	2.20	2.15
香川	1.641	1.626	1.91	1.88	1.97	1.90	2.02	1.85
香川	1.738	1.855	1.82	1.98	1.94	2.10	1.99	2.12
高知	1.928	2.015	2.02	2.18	2.13	2.28	2.27	2.38
徳島	1.868	1.978	2.12	2.25	2.33	2.41	2.53	2.52
佐賀	1.881	1.873	1.93	2.04	1.97	2.05	2.19	2.21
長崎	1.819	1.792	1.93	1.93	1.96	2.00	2.07	2.08
熊本	1.935	1.875	2.11	2.08	2.15	2.13	2.30	2.22
大分	1.954	2.022	2.10	2.25	2.21	2.36	2.39	2.52
鹿児	沖縄	2.378	2.376	2.86	2.96	3.14	3.41	3.36

注) 昭和55年の算定は分母（女子人口）、分子（出生数）とも日本人についてのデータによるが、50年以前の分母人口は総人口（在日外国人を含む）を用いている。

紙幅の関係で結果の解説は省略するが、ひと言だけ付記すると、近年、とくに東京などの大都府県の通常の合計特殊出生率が大幅に低下しているのは確かであるが、ここに有配偶率で標準化した合計特殊出生率をみると、昭和55年の東京の値(1.732)は全国値(1.750)とあまり変わらない。つまり、東京の出生率の低さ(通常の合計特殊出生率は1.437にすぎない)は、東京における生みざかりの年

表2 全国を基準とした都道府県指数

都道府県	昭和55年		昭和50年		昭和45年		昭和40年	
	普通率	標準化率	普通率	標準化率	普通率	標準化率	普通率	標準化率
全國	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
北海道	93.5	91.3	94.3	90.7	92.3	88.0	99.1	90.7
青森県	105.8	94.1	103.6	91.7	107.7	93.3	114.0	95.8
岩手県	111.7	102.7	110.4	102.6	101.0	93.3	103.3	91.2
宮城県	106.4	102.2	101.6	99.0	98.1	94.7	96.7	92.6
秋田県	102.1	93.6	96.4	88.6	90.0	81.3	94.4	81.9
山形県	110.1	103.3	101.6	96.9	94.7	90.9	94.9	90.2
福島県	113.5	107.6	109.8	106.2	103.3	101.4	107.4	103.3
茨城県	107.0	100.9	108.3	103.1	110.0	104.8	109.3	107.0
栃木県	106.5	101.5	106.7	103.6	105.3	105.7	105.6	107.9
群馬県	103.5	103.9	103.1	105.2	102.9	107.7	102.8	111.6
埼玉県	99.1	96.0	106.7	100.0	112.0	106.2	111.2	108.8
千葉県	99.3	94.7	104.7	97.9	108.6	101.0	107.0	101.9
東京都	82.1	99.0	83.9	98.4	93.3	106.2	92.1	103.7
神奈川県	97.4	97.6	100.0	98.4	106.2	104.3	102.8	101.9
新潟県	107.2	104.4	105.2	103.1	100.5	99.0	103.7	102.8
富山県	101.0	89.3	100.0	88.6	92.8	81.8	90.2	77.2
石川県	106.7	93.7	107.3	94.3	99.0	87.6	98.1	85.1
福井県	110.3	97.0	105.7	94.8	100.0	89.5	104.2	91.2
長野県	100.6	110.8	102.6	114.0	104.8	115.8	106.5	121.4
岐阜県	108.1	115.6	106.2	114.5	100.0	111.0	97.7	112.6
静岡県	102.6	96.2	102.6	97.9	101.0	96.7	102.8	97.7
愛知県	102.7	99.7	104.7	100.5	101.4	98.1	102.8	100.0
三重県	103.4	95.1	103.6	95.9	103.8	97.1	102.8	98.6
滋賀県	103.9	94.3	102.6	94.8	97.1	91.9	101.4	95.8
京都府	112.3	106.3	109.3	106.7	104.3	104.8	100.9	104.2
大阪府	95.2	102.1	92.2	100.0	94.7	102.9	92.1	101.4
兵庫県	95.7	97.5	96.4	96.4	101.9	101.0	100.5	100.5
奈良県	100.7	100.9	100.0	100.5	100.0	100.5	98.6	98.1
和歌山県	96.9	97.7	95.3	97.4	99.0	97.6	96.7	95.8
福岡県	103.0	96.8	100.5	95.9	100.0	94.3	102.3	97.2
大分県	110.5	106.6	104.7	102.6	93.3	92.8	96.7	92.6
宮崎県	114.9	110.3	108.3	108.8	96.7	99.0	97.2	97.2
鹿児島県	106.3	97.8	105.7	97.4	96.7	90.0	92.1	87.0
沖縄県	105.2	98.5	105.2	98.4	98.6	93.3	95.3	90.7
鹿児島県	102.1	98.7	98.4	97.4	93.8	93.3	92.6	89.8
高知県	100.6	94.7	97.9	94.8	94.3	90.0	98.6	89.8
愛媛県	103.9	95.3	101.6	95.9	93.8	90.4	92.6	87.4
徳島県	102.3	100.7	102.1	101.0	96.2	95.7	102.3	100.0
香川県	93.8	92.9	99.0	97.4	94.3	90.9	94.0	86.0
高知県	99.3	106.0	94.3	102.6	92.8	100.5	92.6	98.6
福井県	110.2	115.1	104.7	113.0	101.9	109.1	105.6	110.7
佐賀県	106.7	113.0	109.8	116.6	111.5	115.3	117.7	117.2
長崎県	104.6	107.0	100.0	105.7	94.3	98.1	101.9	102.8
熊本県	103.9	102.4	100.0	100.0	93.8	95.7	96.3	96.7
大分県	110.6	107.1	109.3	107.8	102.9	101.9	107.0	103.3
宮崎県	111.7	115.5	108.8	116.6	105.7	112.9	111.2	117.2
鹿児島県	135.9	135.8	148.2	153.4	150.2	163.2	139.1	156.3

齢層の未婚者率が異常に高かったことを示しているだけで³⁾、その有配偶女子の出生力が、ほかに比べて、とくに低いということはなかったということである。

その他の大都市を擁する府県も、率そのものは東京都ほどではないが、通常の率に比べて標準化した率の場合に相対的な順位を上げている地域が多い。ただ、名古屋を抱える愛知県は例外的に、逆に順位を下げている⁴⁾。

なお、昭和55年について、20~34歳の女子人口の未婚率と通常の合計特殊出生率および標準化した合計特殊出生率との間に、それぞれ単純相関係数 ρ を求めて、前者は-0.178、後者は+0.538を得た。

表3 都道府県間分布に関する若干の指標

指標	昭和55年	昭和50年	昭和45年	昭和40年
普通の合計特殊出生率				
最大	2.378(沖縄)	2.86(沖縄)	3.14(沖縄)	2.99(沖縄)
最小	1.437(東京)	1.62(東京)	1.88(秋田)	1.94(富山)
分布範囲	0.941	1.24	1.26	1.05
平均	1.829	2.00	2.11	2.18
標準偏差	0.135	0.16	0.19	0.18
変動係数	7.4%	8.2%	9.1%	8.3%
標準化した合計特殊出生率				
最大	2.376(沖縄)	2.96(沖縄)	3.41(沖縄)	3.36(沖縄)
最小	1.562(富山)	1.71(秋田)	1.70(秋田)	1.66(富山)
分布範囲	0.814	1.25	1.71	1.70
平均	1.781	1.97	2.08	2.15
標準偏差	0.145	0.20	0.26	0.27
変動係数	8.1%	10.0%	12.4%	12.6%

3) ちなみに、昭和55年の都道府県別20~34歳女子の未婚率の最高は東京都の45.6%である（全国値は33.3%）。概して大都府県は高位にあるといえるが、愛知や広島は低い方である。

7大都府県の20~34歳女子未婚率（順位）

東京都	45.6% (1)
福岡県	37.1 (3)
京都府	36.8 (6)
大阪府	34.0 (11)
兵庫県	33.2 (12)
神奈川県	32.3 (20)
愛知県	29.4 (35)

4) 試みに、通常の合計特殊出生率と全国の有配偶率で標準化した合計特殊出生率との間の率の高低順による地域順位の変更度（順位相関係数 ρ の逆数）を計算して、 $\xi=0.402$ を得た。また、大都府県の両率の順位を対比すると次のとおり。

普通率の順位 標準化率の順位

東京都	47	26
神奈川県	41	31
愛知県	27	38
京都府	44	20
大阪府	43	32
兵庫県	35	22
福岡県	38	13

男女別労働力生命表：昭和55年

石川 晃

1.はじめに

労働力の需給量を示す労働力率は、経済社会の基本的指標として重要な意味をもつ。さらに、その需給バランスは、産業・就業構造全体に大きく関係し、社会制度や家族制度にも影響をおよぼす。とくに、近年の死亡率の低下および出生率の低下によって急速に進む高齢化社会において、年齢構造の変化が労働力の側面にも多くの問題を生じさせてきている。また、高学歴化による若年労働者の減少、中高年齢者の雇用問題・定年時期を考察する上でも基本的な資料の整備が必要と思われる。本稿は、昭和55年労働力生命表を作成し、労働力状態の解析を行なったものである。

労働力生命表は、普通生命表の応用であり、普通生命表の年齢別静止人口 nL_x と実際人口の年齢階級別労働力率 W_x を基礎として、労働力への加入、労働力からの死亡と引退による離脱、平均労働力余命などを計算したものである。生命表の理論にそって換言するならば、ある一定期間死亡状況が一定であり、労働力率も一定であるとした場合の労働力移動（加入・離脱）を表わしたものである。逆のいい方をするならば、労働力生命表によって導びかれた労働力移動が一定期間持続した時点の労働力状態（率）を表わしたものであるといえる。標準化理論としてとらえた場合、労働力率を、静止人口を標準人口としたときの諸率であり、標準化法の一種と考えることもできる。

人口問題研究所では、戦前（昭和5年）および戦後（昭和25年以降）については、国勢調査時期のたびに労働力生命表を作成しており、『日本人男子の簡速労働力生命表』と題して発表してきた。今回の労働力生命表は、従来男子のみについてのものであったが、女子についての算出をも試み、さらに諸率算出に用いる基礎データとして、年齢区分は5歳階級によっていたが、各歳別を用い算出を行なった。そのため、今回は、男女の比較や、加齢とともに変化する諸関数を詳細に分析しうることを可能ならしめ、労働力問題の解析に大きく役立つことと思う。なお、労働力生命表の詳細については、河野稠果、『日本人男子の簡速労働力生命表、昭和35年』（人口問題研究所研究資料第165号）、昭和40年9月刊を参照されたい。

2. 労働力生命表の作成方法

(1) 基礎資料

労働力生命表作成には、実際人口の年齢階級別労働力率と、普通生命表の年齢階級別静止人口が必要である。労働力率は、総理府統計局、『昭和55年国勢調査報告 第2巻 基本集計結果(1) その1 全国編』、昭和57年5月刊により、男女年齢各歳別労働力率を計算した。また、静止人口については、人口問題研究所、『第34回簡速静止人口表（生命表）（昭和55年4月1日～56年3月31日）』（研究資料第226号）、昭和56年10月刊による男女年齢各歳別静止人口 L_x を用い、死亡率は、同生命表生年別死亡率 \bar{q}_x を用いた。

(2) 諸関数の計算

今回の労働力生命表は、根本的には Wolfbein-Wool の労働力生命表の作成方法によって作成したものである。

1) 静止労働力人口の計算

静止労働力人口は、実際人口の年齢別労働力率を、普通生命表の年齢別静止人口を標準とした場合の労働力人口として求める。すなわち、静止人口から生じる労働力人口を静止労働力人口 ${}_nL_{wx}$ 、年齢別静止人口 ${}_nL_x$ 、年齢別労働力率 ${}_nW_x$ とすると、

$${}_nL_{wx} = {}_nL_x \cdot {}_nW_x$$

より求める。

2) 労働力への加入率および労働力からの離脱率の計算

労働力への加入数 ${}_n\alpha_x$ は、ある年齢階級からつぎの年齢階級との間に労働力へ加入しながら、死亡により次の年齢階級に達しないものも含めての加入数であり、

$${}_n\alpha_x = {}_nL_{wx+n} - {}_nL_{wx} + {}_nL_{wx} \cdot {}_n\bar{q}_x$$

により求める。ただし、加入は労働力率が最高水準に達するまで行なわれることとし、その年齢階級の前まで計算する。すなわち、

$${}_nL_{wx+n} \geq {}_nL_{wx} \cdot (1 - {}_n\bar{q}_x)$$

のときのみ計算を行なう。

労働力への加入率 ${}_nA_x$ は、加入数 ${}_n\alpha_x$ をはじめの年齢階級の静止人口で割ったものであり、

$${}_nA_x = {}_n\alpha_x / {}_nL_x$$

より計算される。

労働力からの離脱は、加入率と同じく、ある年齢階級からつぎの年齢階級に移行したときに、労働力から離脱する net のものである。また、労働力からの離脱は、死亡によるものと、引退によるものがある。

労働率が最高水準に達するまでの年齢階級では、すなわち

$${}_nL_{wx+n} \geq {}_nL_{wx} \cdot (1 - {}_n\bar{q}_x)$$

のときには、死亡のみによる離脱とみなされ、離脱率 ${}_n\bar{q}_x^s$ は、死亡率 ${}_n\bar{q}_x$ と等しい。よって離脱数 ${}_nS_x$ は

$${}_nS_x = {}_nL_{wx} \cdot {}_n\bar{q}_x$$

となる。その後の年齢階級、または

$${}_nL_{wx+n} < {}_nL_{wx} \cdot (1 - {}_n\bar{q}_x)$$

のときにおける離脱数 ${}_nS_x$ は、

$${}_nS_x = {}_nL_{wx} - {}_nL_{wx+n}$$

であり、離脱率 ${}_n\bar{q}_x^d$ は

$${}_n\bar{q}_x^d = {}_nS_x / {}_nL_{wx}$$

より計算される。

さらに、労働力からの離脱を、死亡によるものと引退によるものとの2つの原因にわける。死亡による離脱率 ${}_n\bar{q}_x^d$ は、

$${}_n\bar{q}_x^d = {}_n\bar{q}_x \cdot (2 - {}_n\bar{q}_x^s) / (2 - {}_n\bar{q}_x)$$

であり、引退による離脱率 ${}_n\bar{q}_x^r$ は、

$${}_n\bar{q}_x^r = {}_n\bar{q}_x^s - {}_n\bar{q}_x^d$$

によって求める。

3) 平均労働力余命の計算

労働力としての残存数 ${}_nL_{wx}$ は、各歳別に求められた静止労働力人口 ${}_nL_{wx}$ により

$$l_{wx} = (L_{wx-1} + L_{wx})/2$$

より計算する。

あとは、普通生命表と同様に、平均労働力余命 δ_{wx} を

$$\delta_{wx} = \frac{\sum_x^{\infty} L_{wx}}{l_{wx}}$$

によって求める。ただし、若年齢での労働力率は当然低く、静止人口 L_x と労働力率 W_x とをかけて求めた静止労働力人口 L_{wx} は、小さくなってしまう。その静止労働力人口 L_{wx} をそのまま平均労働力余命の計算に使用した場合、労働力率が最高水準の年齢に達するまで、労働力への加入を除外してしまうことになる。それは意味をなさないものになてしまう。そこで、労働力率が最高の水準に達するまでの年齢については、将来労働力率が最高水準に達すると仮定し、最高水準の年齢における労働力率を用いて計算する。さらに女子の労働力率は、最高水準に達した後低下し、再び山を形成するM字曲線を描く。そのため、第1のピークと第2の山との間を直線により補間し、労働力率 W_x を求め、それを用いて計算する。

3. 労働力率の推移

男女年齢5歳階級別労働力率の推移をみると（表1参照）、男子では、40年から45年にかけて微増

表1 男女年齢別労働力率の推移 (%)

年 齢	昭和55年	50 年	45 年	40 年 ¹⁾	35 年 ¹⁾	30 年 ¹⁾	25 年 ²⁾
男							
総 数	82.1	83.4	84.3	83.3	85.0	85.3	86.4
15 ~ 19	20.3	23.3	36.5	38.6	51.6	54.3	64.3
20 ~ 24	74.7	79.1	83.5	87.1	87.9	88.2	90.5
25 ~ 29	97.6	97.8	98.2	97.9	96.9	96.2	95.5
30 ~ 34	98.6	98.8	98.6	98.5	97.7	97.0	97.1
35 ~ 39	98.7	98.7	98.5	98.4	97.7	97.3	
40 ~ 44	98.4	98.4	98.3	97.6	97.4	97.0	97.0
45 ~ 49	98.0	98.1	98.1	98.0	97.1		
50 ~ 54	97.3	97.5	97.3	97.2	96.0	95.5	92.4
55 ~ 59	94.0	94.7	94.2	93.8	90.5	91.1	
60 ~ 64	81.5	85.4	85.8	85.2	82.5	82.5	65.2
65歳以上	46.0	49.7	54.4	55.1	54.4	56.5	
女							
総 数	46.9	46.1	50.9	49.8	50.9	50.6	50.2
15 ~ 19	18.8	22.6	35.7	37.6	49.6	50.1	56.7
20 ~ 24	71.1	66.8	70.8	69.7	69.4	68.2	64.0
25 ~ 29	49.4	43.5	45.1	46.5	50.2	51.9	48.3
30 ~ 34	46.5	43.2	47.3	48.0	51.4	49.6	50.0
35 ~ 39	55.5	52.8	56.3	58.3	55.1	53.5	
40 ~ 44	61.8	59.7	63.6	62.1	56.8	55.6	53.2
45 ~ 49	62.3	61.9	64.6	62.6	56.8	54.5	
50 ~ 54	58.7	58.6	60.9	57.3	51.8	51.4	48.2
55 ~ 59	50.7	50.9	53.7	50.1	46.8	45.8	
60 ~ 64	38.8	39.2	43.3	39.4	39.2	38.5	27.2
65歳以上	16.1	15.8	19.6	17.6	21.0	20.7	

各年国勢調査による、率算出に用いた分母人口は労働力状態「不詳」を含んでいる。そのため、労働力生命表に用いた労働力率は、「不詳」分を除いたものを分母人口としたため、かならずしも労働力生命表の労働力率とは一致しない。

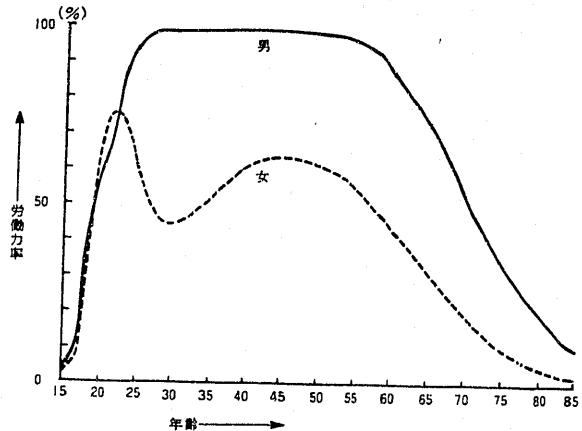
- 1) 1%抽出集計結果。
- 2) 10%抽出集計結果。

した以外一貫して労働力率の低下がみられる。とくに若年齢層における低下が著しい。この年齢層における労働力の低下は、進学率の上昇が大きな原因である。昭和50年と55年を比較してみると、全年齢において低下がみられる。

これに対して女子労働力率についてみると、総数では50%程度で上下しながら推移してきたが、50年以降46%台と低い労働力率になっている。15~19歳年齢層では、男子同様低下傾向が続いているが、昭和55年では50年と比べて、20歳以上54歳までは増加がみられる。

つぎに、昭和55年における年齢別労働力率をみると(図1参照)、男子労働力率においては、15歳から25歳まで急上昇し、その後ほぼ99%程度で安定をみせ、50歳を過ぎたころから低下が始まる。女子労働力率の場合、15歳から22歳まで上昇し22歳で約76%に達しピーク値を示す。23歳から低下し29歳で約44%になり再び上昇をみせる。以降なめらかに上昇し、45歳で63%に達しその後低下する。

図1 男女、年齢別労働力率：昭和55年



4. 労働力生命表 結果の説明

昭和55年男女別労働力生命表の結果は、表2および表3のとおりである。その結果をふまえわが国の労働状態を分析し、現在の状況を説明してゆくこととする。

男女年齢5歳階級別労働力生命表(表2)によって、まず男子の労働力についてみると、静止労働力人口は、労働力率では35~39歳年齢層でピークを示すのに対し、30~34歳で最も多くなっている。年齢別に昭和50年と比べると¹⁾、15~19歳および20~24歳で減少した以外は、すべての年齢層で増加している。また、静止労働力人口の平均年齢では、昭和25年の41.34歳から徐々に高年齢化が進んでおり、50年には44.42歳にまでなった。55年は、44.68歳となりさらに高齢となった。

労働力への加入率では、15~19歳が20~24歳になるまでの期間における加入率が最も高い。50年と比べ20~24歳から25~29歳へは高率となったが、他年齢においては低下をみせた。

労働力からの離脱は、死亡によるものと引退によるものがあり、それぞれ加齢とともに高率となってゆく。50年と比べると、死亡によるものは全年齢で減少したが、引退によるものは、40~44歳から60~64歳年齢層において増加し、他の若い年齢と中高年齢で減少がみられた。

平均労働力余命は、15歳時で51.61年となり50年の51.40年に比べ0.21年の伸長がみられた。一般的の平均余命との差では、15歳時7.84年でありこれは年々拡大の傾向にある。

つぎに女子の労働力についてみると、労働力率がM字形分布を形成しており、静止労働力人口も同型を示す。静止労働力人口の第1の山は20~24歳で、これは労働力率と同じであるが、第2の山は40~44歳で現われ、労働力率では45~49歳でピークを示すのに対して早くなっている。

女子の労働力への加入率では、15~19歳から20~24歳でピークを示した後、再度30~34歳から35~39歳で加入が始まり40~44歳から45~49歳まで加入が続く。

女子の労働力からの離脱は、死亡によるものは加齢とともに増加するが、引退によるものは20~24

1) 過去の推移(昭和25年~50年)については、石川晃、「日本人男子の簡速労働力生命表：昭和50年」、人口問題研究所、『人口問題研究』、第149号、1979年1月刊行を参照。

表2 労働力生命表(年齢5歳階級別)：昭和55年

年齢 階級	静止人口	労働力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
x	nL_x	$nW_x(\%)$	nL_{wx}	nA_x	$n\bar{q}_x^s$	$n\bar{q}_x^d$	$n\bar{q}_x^r$	ℓ_x	ℓ_{wx}	$\ell_x - \ell_{wx}$
(1) 男										
10~14	493,437	—	—	0.20012	—	—	—	—	—	—
15~19	492,369	20.05	98,744	0.54798	0.00433	0.00433	—	59.45	51.61	7.84
20~24	490,235	75.09	368,124	0.22576	0.00453	0.00453	—	54.66	46.78	7.88
25~29	488,013	97.77	477,132	0.00911	0.00483	0.00483	—	49.90	41.99	7.91
30~34	485,655	98.69	479,272	0.00055	0.00639	0.00639	—	45.11	37.17	7.94
35~39	482,552	98.74	476,476	—	0.01256	0.00990	0.00265	40.34	32.35	7.99
40~44	477,766	98.48	470,493	—	0.02067	0.01635	0.00433	35.63	27.62	8.01
45~49	469,939	98.05	460,766	—	0.03275	0.02571	0.00704	31.05	23.03	8.02
50~54	457,816	97.35	445,678	—	0.07117	0.03755	0.03362	26.65	18.57	8.08
55~59	440,332	94.01	413,959	—	0.18216	0.05413	0.12803	22.43	14.32	8.11
60~64	414,866	81.60	338,551	—	0.27628	0.08568	0.19060	18.39	10.83	7.56
65~69	375,577	65.24	245,016	—	0.41845	0.13754	0.28091	14.61	8.30	6.31
70~74	315,478	45.17	142,489	—	0.51510	0.21552	0.29958	11.29	6.50	4.79
75~79	235,508	29.34	69,093	—	0.61711	0.32286	0.29425	8.50	5.22	3.28
80~84	146,355	18.08	26,455	—	0.65085	0.31425	0.33660	6.21	4.14	2.07
85~	91,056	10.14	9,237	—	—	—	—	4.40	3.40	1.00
(2) 女										
10~14	494,987	—	—	0.18780	—	—	—	—	—	—
15~19	494,511	18.80	92,960	0.52371	0.00159	0.00159	—	64.74	44.11	20.63
20~24	493,725	71.25	351,791	—	0.30620	0.00175	0.30445	59.82	39.17	20.65
25~29	492,708	49.54	244,073	—	0.06264	0.00259	0.06004	54.93	34.89	20.04
30~34	491,390	46.56	228,785	0.09035	0.00369	0.00369	—	50.05	31.22	18.83
35~39	489,578	55.63	272,341	0.06248	0.00543	0.00543	—	45.20	27.46	17.74
40~44	486,922	61.91	301,450	0.00445	0.00841	0.00841	—	40.38	23.61	16.77
45~49	482,825	62.36	301,083	—	0.06912	0.01262	0.05650	35.64	19.68	15.96
50~54	476,556	58.81	280,271	—	0.15384	0.01827	0.13558	30.98	15.51	15.47
55~59	467,218	50.76	237,153	—	0.25616	0.02692	0.22924	26.44	11.94	14.50
60~64	453,011	38.94	176,405	—	0.34820	0.04337	0.30483	22.03	9.44	12.59
65~69	429,831	26.75	114,980	—	0.47320	0.07445	0.39375	17.79	7.42	10.37
70~74	389,863	15.54	60,572	—	0.54606	0.12870	0.41737	13.90	6.05	7.85
75~79	326,456	8.42	27,496	—	0.62189	0.21635	0.40554	10.47	5.14	5.33
80~84	237,862	4.37	10,396	—	0.61360	0.13942	0.47417	7.56	4.26	3.30
85~	194,392	2.07	4,017	—	—	—	—	5.20	3.73	1.47

表3 労働力生命表（年齢各歳別）：昭和55年

(1) 男

年齢	静止人口	労 働 力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
x	L_x	$W_x(\%)$	L_{wx}	A_x	\bar{q}_x^s	\bar{q}_x^d	\bar{q}_x^r	δ_x	δ_{wx}	$\delta_x - \delta_{wx}$
14	98,643	—	—	0.02869	—	—	—	—	—	—
15	98,607	2.87	2,830	0.04467	0.00054	0.00054	—	59.45	51.61	7.84
16	98,554	7.34	7,233	0.02908	0.00070	0.00070	—	58.48	50.63	7.85
17	98,485	10.25	10,094	0.21587	0.00081	0.00081	—	57.51	49.66	7.85
18	98,405	31.85	31,346	0.20059	0.00088	0.00088	—	56.56	48.70	7.86
19	98,318	51.93	51,058	0.08093	0.00092	0.00092	—	55.61	47.74	7.87
20	98,228	60.03	58,967	0.05149	0.00093	0.00093	—	54.66	46.78	7.88
21	98,137	65.18	63,971	0.08356	0.00093	0.00093	—	53.71	45.83	7.88
22	98,046	73.55	72,112	0.10952	0.00091	0.00091	—	52.75	44.87	7.88
23	97,957	84.51	82,784	0.08156	0.00092	0.00092	—	51.80	43.91	7.89
24	97,867	92.67	90,697	0.03674	0.00090	0.00090	—	50.85	42.95	7.90
25	97,779	96.35	94,211	0.01161	0.00090	0.00090	—	49.90	41.99	7.91
26	97,691	97.51	95,261	0.00483	0.00090	0.00090	—	48.94	41.03	7.91
27	97,603	98.00	95,647	0.00288	0.00090	0.00090	—	47.98	40.06	7.92
28	97,515	98.28	95,842	0.00187	0.00092	0.00092	—	47.03	39.10	7.93
29	97,425	98.47	95,935	0.00109	0.00094	0.00094	—	46.07	38.13	7.94
30	97,333	98.58	95,951	0.00067	0.00099	0.00099	—	45.11	37.17	7.94
31	97,237	98.65	95,921	0.00064	0.00104	0.00104	—	44.15	36.20	7.95
32	97,136	98.71	95,884	0.00043	0.00108	0.00108	—	43.20	35.24	7.96
33	97,031	98.75	95,822	0.00005	0.00116	0.00116	—	42.24	34.28	7.96
34	96,918	98.76	95,715	0.00003	0.00125	0.00125	—	41.29	33.31	7.98
35	96,797	98.76	95,599	0.00002	0.00135	0.00135	—	40.34	32.35	7.99
36	96,666	98.76	95,471	—	0.00151	0.00148	0.00003	39.39	31.40	7.99
37	96,523	98.76	95,327	—	0.00186	0.00161	0.00025	38.45	30.44	8.01
38	96,368	98.74	95,150	—	0.00228	0.00176	0.00052	37.50	29.49	8.01
39	96,198	98.68	94,933	—	0.00268	0.00194	0.00074	36.57	28.55	8.02
40	96,011	98.61	94,678	—	0.00293	0.00214	0.00079	35.63	27.62	8.01
41	95,805	98.53	94,400	—	0.00299	0.00238	0.00061	34.71	26.70	8.01
42	95,577	98.47	94,118	—	0.00315	0.00263	0.00053	33.78	25.77	8.01
43	95,326	98.42	93,822	—	0.00365	0.00293	0.00072	32.87	24.85	8.02
44	95,047	98.35	93,480	—	0.00424	0.00324	0.00100	31.96	23.93	8.03
45	94,739	98.25	93,083	—	0.00461	0.00360	0.00102	31.05	23.03	8.02
46	94,398	98.15	92,654	—	0.00492	0.00397	0.00095	30.16	22.13	8.03
47	94,023	98.06	92,198	—	0.00549	0.00437	0.00112	29.27	21.23	8.04
48	93,612	97.95	91,692	—	0.00613	0.00475	0.00137	28.39	20.34	8.05
49	93,167	97.81	91,130	—	0.00642	0.00517	0.00125	27.52	19.45	8.07

表3 労働力生命表(つづき)

(1) 男(つづき)

年齢	静止人口	労 働 力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
x	L_x	$W_x(\%)$	L_{wx}	A_x	\bar{q}_x^s	\bar{q}_x^d	\bar{q}_x^r	e_x	e_{wx}	$e_x - e_{wx}$
50	92,685	97.69	90,545	—	0.00669	0.00561	0.00108	26.65	18.57	8.08
51	92,165	97.59	89,939	—	0.00743	0.00607	0.00136	25.80	17.69	8.11
52	91,605	97.45	89,271	—	0.00905	0.00656	0.00249	24.94	16.82	8.12
53	91,003	97.21	88,463	—	0.01193	0.00707	0.00486	24.10	15.95	8.15
54	90,358	96.73	87,408	—	0.01538	0.00763	0.00775	23.26	15.11	8.15
55	89,666	95.98	86,063	—	0.01785	0.00824	0.00962	22.43	14.32	8.11
56	88,924	95.05	84,527	—	0.01866	0.00891	0.00975	21.61	13.55	8.06
57	88,128	94.12	82,950	—	0.02222	0.00967	0.01255	20.79	12.79	8.00
58	87,270	92.94	81,106	—	0.03365	0.01049	0.02316	19.98	12.05	7.93
59	86,344	90.77	78,377	—	0.04768	0.01141	0.03627	19.18	11.37	7.81
60	85,341	87.46	74,640	—	0.05157	0.01248	0.03909	18.39	10.83	7.56
61	84,255	84.02	70,791	—	0.04683	0.01375	0.03308	17.61	10.37	7.24
62	83,077	81.22	67,476	—	0.04634	0.01520	0.03114	16.84	9.88	6.96
63	81,794	78.67	64,349	—	0.05313	0.01674	0.03638	16.08	9.34	6.74
64	80,399	75.79	60,930	—	0.05961	0.01869	0.04092	15.34	8.80	6.54
65	78,865	72.65	57,299	—	0.06703	0.02107	0.04596	14.61	8.30	6.31
66	77,164	69.28	53,458	—	0.07912	0.02360	0.05552	13.90	7.82	6.08
67	75,291	65.38	49,228	—	0.09296	0.02631	0.06665	13.22	7.39	5.83
68	73,242	60.96	44,652	—	0.10356	0.02928	0.07429	12.55	7.04	5.51
69	71,015	56.36	40,028	—	0.11082	0.03257	0.07825	11.91	6.75	5.16
70	68,608	51.88	35,592	—	0.11125	0.03627	0.07498	11.29	6.50	4.79
71	66,023	47.91	31,632	—	0.11110	0.04032	0.07078	10.69	6.25	4.44
72	63,263	44.45	28,118	—	0.12102	0.04451	0.07651	10.11	5.98	4.13
73	60,335	40.96	24,715	—	0.13324	0.04899	0.08425	9.55	5.69	3.86
74	57,249	37.42	21,422	—	0.13503	0.05417	0.08085	9.01	5.45	3.56
75	54,017	34.30	18,529	—	0.13728	0.05983	0.07745	8.50	5.22	3.28
76	50,655	31.56	15,986	—	0.14879	0.06566	0.08313	8.00	4.97	3.03
77	47,185	28.84	13,607	—	0.16343	0.07187	0.09156	7.53	4.71	2.82
78	43,631	26.09	11,383	—	0.17435	0.07881	0.09554	7.07	4.49	2.58
79	40,020	23.48	9,399	—	0.18049	0.08656	0.09392	6.63	4.31	2.32
80	36,385	21.17	7,702	—	0.18539	0.09511	0.09029	6.21	4.14	2.07
81	32,761	19.15	6,274	—	0.19384	0.10430	0.08954	5.82	3.96	1.86
82	29,184	17.33	5,058	—	0.20828	0.11395	0.09433	5.43	3.78	1.65
83	25,694	15.59	4,005	—	0.22618	0.12421	0.10197	5.07	3.61	1.46
84	22,331	13.88	3,099	—	0.24766	0.13511	0.11255	4.73	3.89	0.84
85～	91,056	10.14	9,237	—	—	—	—	4.40	3.40	1.00

表3 労働力生命表(つづき)

(2) 女

年齢 <i>x</i>	静止人口 <i>L_x</i>	労 働 力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差 <i>e_x - e_{wx}</i>
		率 <i>W_x(%)</i>	数 <i>L_{wx}</i>		すべての原因による <i>q̄^s_x</i>	死亡による <i>q̄^d_x</i>	引退による <i>q̄^r_x</i>	一般 <i>e_x</i>	労働力 <i>e_{wx}</i>	
14	98,970	—	—	0.01996	—	—	—	—	—	—
15	98,952	2.00	1,975	0.02846	0.00022	0.00022	—	64.74	44.11	20.63
16	98,930	4.84	4,791	0.01508	0.00025	0.00025	—	63.75	43.12	20.63
17	98,905	6.35	6,282	0.24137	0.00028	0.00028	—	62.77	42.13	20.64
18	98,877	30.49	30,152	0.23368	0.00030	0.00030	—	61.79	41.14	20.65
19	98,847	53.87	53,249	0.11484	0.00032	0.00032	—	60.80	40.15	20.65
20	98,815	65.36	64,583	0.08867	0.00033	0.00033	—	59.82	39.17	20.65
21	98,782	74.23	73,323	0.01506	0.00035	0.00035	—	58.84	38.18	20.66
22	98,747	75.73	74,785	—	0.02141	0.00037	0.02104	57.86	37.19	20.67
23	98,710	74.14	73,184	—	0.09730	0.00038	0.09692	56.88	36.34	20.54
24	98,671	66.95	66,063	—	0.11543	0.00038	0.11505	55.90	35.62	20.28
25	98,631	59.25	58,438	—	0.11623	0.00041	0.11582	54.93	34.89	20.04
26	98,588	52.39	51,645	—	0.08502	0.00043	0.08459	53.95	34.16	19.79
27	98,544	47.95	47,255	—	0.05012	0.00047	0.04965	52.97	33.43	19.54
28	98,497	45.57	44,886	—	0.02687	0.00049	0.02638	52.00	32.70	19.30
29	98,448	44.37	43,680	0.00067	0.00053	0.00053	—	51.02	31.96	19.06
30	98,396	44.44	43,724	0.00752	0.00057	0.00057	—	50.05	31.22	18.83
31	98,340	45.19	44,439	0.01368	0.00059	0.00059	—	49.08	30.47	18.61
32	98,282	46.56	45,758	0.01501	0.00064	0.00064	—	48.10	29.72	18.38
33	98,219	48.06	47,204	0.01613	0.00067	0.00067	—	47.13	28.97	18.16
34	98,153	49.67	48,756	0.02093	0.00073	0.00073	—	46.16	28.22	17.94
35	98,081	51.77	50,775	0.02087	0.00077	0.00077	—	45.20	27.46	17.74
36	98,005	53.86	52,783	0.01786	0.00085	0.00085	—	44.23	26.70	17.53
37	97,922	55.64	54,489	0.01692	0.00091	0.00091	—	43.26	25.93	17.33
38	97,833	57.34	56,096	0.01513	0.00098	0.00098	—	42.30	25.16	17.14
39	97,737	58.85	57,522	0.01486	0.00106	0.00106	—	41.34	24.39	16.95
40	97,633	60.34	58,913	0.00847	0.00117	0.00117	—	40.38	23.61	16.77
41	97,519	61.19	59,672	0.01009	0.00126	0.00126	—	39.43	22.84	16.59
42	97,396	62.20	60,580	0.00587	0.00139	0.00139	—	38.48	22.05	16.43
43	97,261	62.79	61,068	0.00196	0.00152	0.00152	—	37.53	21.27	16.26
44	97,113	62.98	61,165	0.00063	0.00166	0.00166	—	36.58	20.48	16.10
45	96,952	63.05	61,125	—	0.00336	0.00181	0.00154	35.64	19.68	15.96
46	96,776	62.95	60,920	—	0.01133	0.00200	0.00934	34.70	18.82	15.88
47	96,582	62.36	20,230	—	0.00785	0.00217	0.00568	33.76	17.95	15.81
48	96,372	62.01	59,757	—	0.01249	0.00236	0.01013	32.83	17.12	15.71
49	96,143	61.38	59,011	—	0.01547	0.00256	0.01291	31.91	16.29	15.62

表3 労働力生命表(つづき)

(2) 女(つづき)

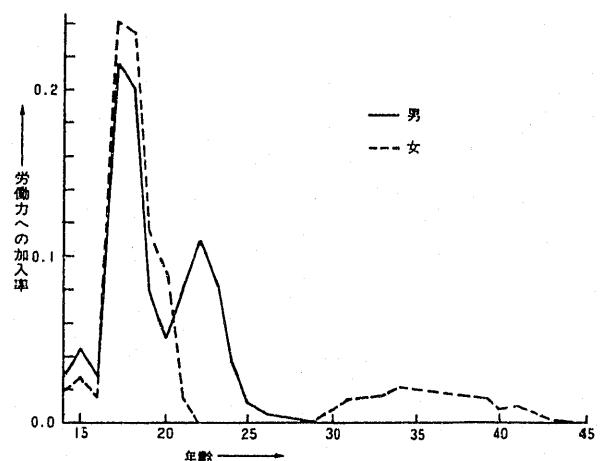
年齢	静止人口	労 働 力		労働力への加入率	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差
		率	数		すべての原因による	死亡による	引退による	一般	労働力	
x	L_x	$W_x(\%)$	L_{wx}	A_x	\bar{q}_x^s	\bar{q}_x^d	\bar{q}_x^r	\bar{e}_x	\bar{e}_{wx}	$\bar{e}_x - \bar{e}_{wx}$
50	95,895	60.58	58,098	—	0.01762	0.00278	0.01484	30.98	15.51	15.47
51	95,626	59.68	57,074	—	0.01652	0.00302	0.01350	30.07	14.76	15.31
52	95,335	58.88	56,131	—	0.01898	0.00328	0.01571	29.15	14.01	15.14
53	95,020	57.95	55,065	—	0.02372	0.00354	0.02018	28.24	13.26	14.98
54	94,680	56.78	53,759	—	0.04259	0.00382	0.03877	27.34	12.53	14.81
55	94,311	54.57	51,469	—	0.03985	0.00414	0.03570	26.44	11.94	14.50
56	93,913	52.62	49,418	—	0.03973	0.00452	0.03521	25.55	11.43	14.12
57	93,481	50.76	47,455	—	0.04967	0.00490	0.04476	24.66	10.89	13.77
58	93,012	48.49	45,098	—	0.04546	0.00538	0.04007	23.77	10.37	13.40
59	92,501	46.54	43,048	—	0.07265	0.00582	0.06683	22.90	9.86	13.04
60	91,944	43.42	39,921	—	0.06525	0.00644	0.05881	22.03	9.44	12.59
61	91,334	40.86	37,316	—	0.05703	0.00712	0.04990	21.16	9.11	12.05
62	90,667	38.81	35,188	—	0.06721	0.00784	0.05937	20.31	8.67	11.64
63	89,934	36.50	32,823	—	0.07258	0.00863	0.06395	19.46	8.21	11.25
64	89,132	34.15	30,441	—	0.08695	0.00961	0.07734	18.62	7.79	10.83
65	88,241	31.50	27,794	—	0.08365	0.01098	0.07268	17.79	7.42	10.37
66	87,236	29.20	25,469	—	0.09265	0.01246	0.08020	16.98	7.07	9.91
67	86,104	26.84	23,109	—	0.12268	0.01395	0.10873	16.18	6.70	9.48
68	84,834	23.90	20,274	—	0.11313	0.01590	0.09722	15.40	6.44	8.96
69	83,416	21.56	17,981	—	0.13639	0.01778	0.11861	14.64	6.24	8.40
70	81,839	18.97	15,528	—	0.13080	0.02017	0.11064	13.90	6.05	7.85
71	80,092	16.85	13,497	—	0.12430	0.02286	0.10144	13.17	5.91	7.26
72	78,163	15.12	11,819	—	0.13590	0.02562	0.11029	12.46	5.71	6.75
73	76,044	13.43	10,213	—	0.15217	0.02861	0.12356	11.78	5.49	6.29
74	73,725	11.74	8,659	—	0.13138	0.03258	0.09879	11.11	5.33	5.78
75	71,198	10.56	7,521	—	0.14922	0.03630	0.11292	10.47	5.14	5.33
76	68,459	9.35	6,399	—	0.17573	0.04023	0.13551	9.84	4.90	4.94
77	65,505	8.05	5,274	—	0.15312	0.04578	0.10734	9.24	4.75	4.49
78	62,336	7.17	4,467	—	0.16987	0.05097	0.11890	8.66	4.60	4.06
79	58,958	6.29	3,708	—	0.19401	0.05650	0.13751	8.09	4.39	3.70
80	55,381	5.40	2,989	—	0.17903	0.06399	0.11504	7.56	4.26	3.30
81	51,621	4.75	2,454	—	0.19279	0.07133	0.12147	7.04	4.14	2.90
82	47,701	4.15	1,981	—	0.19246	0.08014	0.11232	6.55	3.97	2.58
83	43,651	3.66	1,599	—	0.24405	0.08748	0.15656	6.07	3.81	2.26
84	39,508	3.06	1,209	—	0.21998	0.09965	0.12033	5.62	4.11	1.51
85~	194,392	2.07	4,017	—	—	—	—	5.20	3.73	1.47

歳および25～29歳で引退し、45～49歳以降再度引退が始まる。よってすべての原因による離脱率をみると、20～24歳から25～29歳で高率となり、その後減少して30～34歳から35～39歳で底を形成し、再び加齢とともに増加する。

女子の平均労働力余命では、15歳時44.11年である。これは男子と比べて7.54年の差であり、一般的の平均余命との差では20.63年と大きな差となっている。

つぎに、図2によって各歳別に労働力への加入率をみると、男子についてはほぼ3つの山がみられる。第1は、15歳時におけるもので僅かであるが山を形成しており、これは中学卒業時期に一致する。つぎの第2の山は、17～18歳にかけて高率を示し、高校卒業時期、第3の山は、22歳で大学卒業時期である。女子についても同じように3つの山を形成するが、第1・第2の中學・高校卒業時期は男子と同じであるが、第3の山は、男子の大学卒業時期には現われず30歳以降に増加し、34歳前後でピーカーを形成する。さらに、第1の山では、女子の方が男子より加入率が低く、第2の山では、逆に女子の方が男子より加入率が高い。これは、男女の進学率の違いによるものである。また、女子の場合は、加齢にともない結婚、出産、育児など女子特有のライフ・ステージの変化が、20歳を過ぎてから男女の差となって現われたものである。

図2 労働力への加入率(A_x)：昭和55年



書評・紹介

鬼頭 宏著『日本二千年の人口史』

PHP研究所, 1983年2月, 206ページ

近年日本語で書かれた人口の本でこれほど面白いものは見当らない。これが読後の第一印象である。本書は石器時代から現代に至るわが国の人口史を最新の歴史人口学的研究の成果に基づいて概説したもので、日本の人口史への格好の道案内の書といえる。しかし、それ以上に本書は、人口というものがいかに時代の経済、社会、いな自然環境とすら密接に関係しているか、そして何よりも人間の歴史を理解するうえで人口史——それは同時に民衆史でもある——を解明することがいかに重要であるかを教えてくれる。

著者は日本の人口変動を大きく4つの波によって捉える。第1の波は縄文時代、第2の波は弥生時代の稻作農耕の普及に始まり荘園制の成立まで、第3の波は経済社会化の始まった13~14世紀から江戸時代の前半まで、そして最後の第4の波は江戸時代の末から始まり今日まで続く近代の人口転換である。

この人口変動の4つの波をひき起こす要因としてはもちろん技術進歩——稻作農耕の開始や産業革命——と経済組織の変化——経済社会化による小農経営の普及——も挙げられてはいるが、それと同等、あるいはそれ以上に自然環境の変化——気候の寒冷化あるいは温暖化——が重視されているところが面白い。すなわち気候の温暖化は東日本における食糧の獲得、保存の効率に有利に働き、逆に寒冷化は不利に働き、そのことが人口の増減と結びついて政治経済の重心を東西に振り動かしたというのである。

しかし本書の圧巻は何といっても『宗門人別改帳』の分析に基づく新しい江戸時代像の提示にある。農業経済が行き詰まり幕藩体制の矛盾が露呈してきた18世紀、領主の苛酷な収奪、度重なる天災と人口圧力によって農民の生活は最低生存水準線にまで落ち込み、飢餓、疫病が蔓延し貧困ゆえの墮胎、間引きが横行した。ニュアンスの違いこそあれこれが江戸時代後半に関するわが国歴史学界の通説であった。

『宗門人別改帳』などの資料を用いた歴史人口学的研究が示唆する江戸時代はこれとは全く様相を異にする。まず全国人口の停滞は全国一律に起こったものではなく東北日本の減少と西南日本の増加がたまたま相殺しあった結果であり、都市が農村の人口増を喰いつぶした結果である。また人口増加の停滞はマルサスのいう積極的抑制（死亡率の上昇）によるというよりも予防的抑制（出生抑制）による。その結果、農民はたとえば同時期の中国などと較べるとはるかに高い1人当たり所得水準を享受することができ、これが江戸時代末から明治期への経済発展に結びついた。墮胎、間引き、それは貧困のゆえではなく豊かさを守るための積極的手段であったというのである。

このような新しい江戸時代像はもちろん著者一人の見解というよりも歴史人口学、計量経済史研究にたずさわる研究者のある程度一致した見方なのであろう。だがこれを門外漢にも実に分りやすくまとめあげ、解説したところに著者の並々ならぬ文才を感じる。

最後になったが、間引きの社会的機能に関しては「間引きは、家族規模制限というよりも出生間隔の調節に用いられた」というカール・モスク (Carl Mosk) の見解などもあるが、これについての著者の意見が欲しかった。また著者も指摘しているとおり、宗門人別改帳などのデータ分析に際しては申告漏れがどの位あったかを推定することがきわめて重要であろう。補正の方法はいろいろあるのであろうが、新しい試みとして結婚、出産に関するマイクロシュミレーション・モデルを構築しそこに宗門人別改帳のデータを投入し、不明確な部分を推定していくといった方法は考えられないであろうか。

本書は“人口学を10倍楽しくする本”である。一読をお勧めする。

(阿藤 誠)

T. Paul Schultz, *Economics of Population*,
Reading, Mass. : Addison-Wesley, 1981,
xi+240pp.

本書は、経済人口学者にして労働経済学者である Yale 大学経済学部教授 T. P. Schultz が書きおろした経済人口学のテキストである。

周知のように、出生行動の経済学的モデルには相対すると見られる 2 大学派が存在する。一方は所謂 Easterlin 仮説に依拠するところの Pennsylvania 学派であり、他方はミクロ経済学の価格理論を出生行動に応用した Chicago-Columbia 学派である。本書の著者は、G. S. Becker, R. J. Willis などと並び後者の代表的学者である。したがって、従来の人口と経済に関する同様の書名のテキスト（例えば、Denton and Spencer の *Population and Economics*, Pitchford の *The Economics of Population* など）がマクロ経済学的視点から主として書かれているのに対して本書は際だった特徴を示しているといえる。すなわち、著者がその冒頭で認めるように、本書では移動、結婚の決定要因、人口成長の結果、年齢構造、人口の地域分布などは省略されており、出生力、死亡、世帯の需要、労働力の動向、さらに一般的には世帯の時間配分について所謂 New Home Economics の立場から扱われているのである。

本書は 8 章からなる。まず第 2 章で歴史的視点から人口転換と技術革新について述べられ、英國の前工業時代に関する研究から Malthus モデルの修正の必要性の第 1 点として、所得変化に伴う死亡増減による人口抑制機能について疑問が提起され、第 3 章では Malthus モデル修正の必要性の第 2 点として、技術革新による適正人口規模の変化が指摘されている。

第 4 章以降は本書の中心部分である。まず第 4 章においては消費財価格の変化が消費者需要に与える効果を代替効果と所得効果に分離する所謂 Slutsky 方程式が分析道具として略述され、しかるのち、時間の機会費用の概念を用いて家庭外労働と家庭内労働の労働力供給量決定メカニズムが論じられている。第 5 章では人口転換の因果構造が考察され、死亡率の変化が出生力に与える影響が論じられている。

第 6 章は本書で最も重要な部分であり出生力の経済理論が述べられる。まず Easterlin 仮説に対し、嗜好 (taste) の概念が曖昧で測定困難であること、市場の労働力需要を無視していること、女子の労働力率増大に対して見せかけの注意しか払っていないことなどを指摘し批判した上で、女子賃金と男子賃金の変化が所得効果と妻の家庭内労働時間の機会費用の変化による代替効果を通じて出生力に与える影響を論じた（例えば、夫の賃金の上昇は勤労主婦の出生力に対し専業主婦のそれに対するよりも強いプラスの効果を持つとされる）。第 7 章では男女の労働力市場参入パターンがコウホート的並びに地域的に検討されている。

從来、出生力の経済モデルに関する前記 2 大学派は相対立しながらも互いに相手を無視する傾向が強く、両者の理論的対立点ならびに共通点に関する実証的検討が不足していた。その意味において、本書が Easterlin 仮説を取りあげて明確に批判を行っていることは貴重であるが、それが概念的批判にとどまり、両説のうち一方が支持され他方が棄却されるような厳密な実証例が明示されていない点は不満が残るところである。すでに勤労主婦と専業主婦の出生力に与える男女賃金の影響に関し、T. Ermisch は英國の 1955—75 年のデータによって New Home Economics の理論が支持されたと主張しているが、同様の実証的研究により、国によっては Easterlin 仮説がよりよくあてはまる場合もあることを示す研究者もいる。

W. C. Sanderson は 1976 年に 1980 年までに両派は統合されるだろうと希望的観測を述べたが、今後、そのような理論的統合が実現するためには、上記のような実証的研究を通じ、各モデルの成立条件を明示的に弁別した上で、多面的統一モデルを構成する必要があるであろう。

（大谷 憲司）

雑報

人事の異動

(昭和58年7月～9月)

<発令年月日>

昭58. 9. 1

<異動事項>

人口資質部資質科に配置換え

<所属・官職・氏名>

人口政策部推計科

厚生技官 伊藤達也

定例研究報告会の開催

(昭和58年7月～9月)

<回> <年月日>

10 昭58. 7. 6

11 昭58. 7. 13

"

<報告題名>

昭和55年男女別労働力生命表について……………石川晃技官

老人世帯の推計……………岡崎陽一技官

男女別にみた人口移動の動向と特徴——人口移動報告

年報による……………内野澄子技官

三田房美技官

資料の刊行

(昭和58年7月～9月)

<資料題名(発行年月日)>

○「実地調査報告資料」(昭58. 7. 20)

昭和57年第8次出産力調査(結婚と出産力に関する全国調査)

——第Ⅱ報告書—— 独身青年層の結婚観と子供観……………阿藤誠技官

高橋重郷技官

小島宏技官

大谷憲司技官

池ノ上正子技官

昭和58年度実地調査の施行

本研究所においては、昭和58年度の実地調査として「結婚に関する人口学的調査」を実施した。その調査要綱を掲げると次のとおりである。

「結婚に関する人口学的調査」実施要綱

1 調査の目的

結婚は次世代の出発点であるため、将来の出産力に影響を与えるばかりでなく、次世代を担う子供達の資質にも影響を及ぼすため、社会全体にとって、かつ将来にわたって重要な課題である。しかしながら、これまでわが国において、夫婦を対象とした結婚に関する調査はあまり行われていない。また、わが国においては戦後における社会構造の急速な変化により、結婚形態は見合結婚より恋愛結婚をする夫婦が増え、その内容も大きく変化してきた。

そこで、今回の調査は、これらのこととかんがみ、結婚に関する事柄について、その実態を把握することを目的としている。そして、調査の結果として、結婚の現状を解明するとともに将来における人口に関する

施策の立案に役立つ基礎資料が得られることを期待するものである。

2 調査の地域

全国から6地域を選定し、各地域からさらに調査区を選定し、その調査区に居住するすべての該当夫婦世帯を対象とする。

3 調査の対象及び客体

本調査の対象は年齢が夫妻共に65歳未満の夫婦である。

(1) 調査地域

北海道 旭川市
宮城県 多賀城市
山梨県 身延町
愛知県 岡崎市
兵庫県 川西市
長崎県 福江市

(6 地域)

(2) 調査客体

旭川市 1,600世帯
多賀城市 1,600 " "
身延町 1,600 " "
岡崎市 1,600 " "
川西市 1,600 " "
福江市 1,600 " "

(9,600世帯)

4 調査の時期

昭和58年9月1日現在の事実による。

5 調査方法

調査員を委嘱し、当該地域の調査員により被調査世帯に調査票を配布し、配票自計、密封方式により回収する。

6 調査事項

- (1) 夫妻の基本的属性
- (2) 結婚に関する基本事項
- (3) 夫妻の社会経済的属性
- (4) 夫妻の身体的属性
- (5) 夫妻の血縁に関する事項
- (6) 配偶者選択に関する事項
- (7) 夫妻の子供数、きょうだい数に関する事項

7 調査機関

この調査は、厚生省人口問題研究所が保健所の協力を得て実施。

8 結果の集計及び公表

集計は厚生省人口問題研究所で行い、集計後速かに公表する。

日本統計学会第51回大会

昭和58年度（第51回）の日本統計学会総会および研究報告会は、7月20日（水）から22日（木）までの3日間にわたり、広島大学（広島市中区東千田町）において開催された。

本年の研究報告会も6題に上る共通テーマを始め、盛り沢山のプログラムが編成されたが、そのうちの「高齢化社会についての統計的分析」は三つの分野（老人医療・老人病等の問題、年金・福祉等の問題、および人口・雇用・再就職等の問題）に分けられ、多数の報告と活発な討論が行なわれた。とくに、〈人口・雇用・再就職等の問題〉を扱った部会は、本人口問題研究所の岡崎陽一所長がオーガナイズしたものであり、人口学からみた高齢化の分析を軸とした報告部会として有意義であった。予定された報告は次の8題であったが、このうち、黒田俊夫教授の報告は都合（病気欠席）で行なわれなかった。

人口学からみた高齢化の分析……………岡崎 陽一（人口問題研）

人口高齢化の経験法則の転換	黒田 俊夫 (日本大)
人口高齢化の決定要因——わが国出生率の現状と将来	阿藤 誠 (人口問題研)
高齢化社会の問題を考える上での死亡統計考	飯淵 康雄 (琉球大) 比嘉 恵子 (〃)
高年齢層の人口移動の理由別構造	鈴木 啓祐 (流通経済大)
高齢労働力の諸問題	飯尾 晃一 (日経センタ)
女子高齢者の就労パターン	三上英美子 (社会保障研)
都道府県別将来人口推計——試論——	安川 正彬 (慶應義塾大)
なお、この共通テーマ「高齢化社会についての統計的分析」関連の他の部会でわれわれの関心をよぶ報告として次のようなものがあった。	

老人の受療率の構造的解析	内藤 雅子 (東京大) 三山 恵子 (〃) 本田 靖 (〃) 根岸 龍雄 (〃)
老人の有病率の変遷	三山 恵子 (東京大) 本田 靖 (〃) 内藤 雅子 (〃) 根岸 龍雄 (〃)
老人実態調査	能勢 隆之 (鳥取大) 杉山 恭子 (〃)
老年者循環器疾患死亡率と栄養摂取の推移について	松崎 俊久 (都老人総研)
年金と高齢者の労働供給	清家 篤 (慶應義塾大)
出生率・死亡率と社会保障負担	市川 洋 (筑波大)
このほかにも、例年どおり「人口統計」に関する部会が設けられたが、他部会の研究報告プログラムのなかのものをも含めて、人口に関連のある報告を列挙してみると次のとおりである。	

〔人口統計〕

人口の性分布と年齢分布の解析的モデルと実際的運用	太田 邦昌 (東京経済大)
死亡率の社会経済的決定要因について	
——明治・大正期(1874~1919年)を中心として——	大塚 友美 (日本大)
身分別出生性比の統計	臼井竹次郎 緒方 昭 (福井医大) 方波見重兵衛 (公衆衛生院) 金子 功 (〃)
出生性比の変化について	津村 善郎 (愛知大) 福富 和夫 (公衆衛生院)
類型別人口構造の時系列の定量的記述・ロジスティック曲線の集計	鈴木 啓祐 (流通経済大)
人口統計のコウホート分析	中村 隆 (統計数理研)

〔その他〕

疾病の地理分布の視覚化について

——死亡率の各種階級付けに関する統計学的検討——	早川 式彦 (広島大) 大瀧 慈 (〃) (山口喜一記)
--------------------------	------------------------------------

第3回エスカッ普人口委員会

国連アジア太平洋経済社会委員会(ESCAP)の第3回人口委員会が昭和58年8月23日~29日、バンコクにおいて開催された。参加国はオーストラリア、バングラデシュ、中国、民主カンボチア、インド、インドネシア、イラン、日本、マレーシア、ネパール、オランダ、パキスタン、フィリピン、韓国、スリランカ、タイ、ソ連、米国、ベトナムの19カ国で、その他にUNESCO、WHOなどの国連専門機関、アジア開発銀行などの

援助機関、IPPF、IUSSPなどの非政府機関などが参加した。

日本からは首席代表として阿藤誠（厚生省人口問題研究所人口資質部長）、坂井弘臣（在タイ大使館一等書記官）、次席代表として石井謙二（同一等書記官）が参加した。

人口委員会は ESCAP 総会の決議に基づき原則として 2 年に 1 回開催を義務づけられており、各国の人口動向の概説、人口と開発との相互関連に関する検討ならびに勧告、ESCAP 人口部の活動の評価、等を目的とする。今回の委員会は昨年の第 3 回アジア太平洋人口会議と来年開催予定の国連国際人口会議の隙間に当たったこともあり、政治的に重大な案件もなく、全体として専門的議論に終始した。

会議は ESCAP 事務局長 S.A.M.S. キブリアの挨拶で始まり、委員会の議長としてワン・リヤンチエン（中国）、R.P.カプール（インド）、ラボトゥールにヘンリー・パドコ（インドネシア）、ドラフト委員会の座長として M.A.K. イクバル（パキスタン）を選出した。会議の議題は以下に記した通りであるが、各議題ごとに事務局（ESCAP 人口部）側の討議資料の報告、それに対する各国の質問、各国事情報告の形で討議が続けられ、すべての議題が順調に消化された。

我国は、各国報告（country statement）においてアジア太平洋地域における人口問題の重要性を再確認、アジア太平洋人口会議において採択された「人口と開発に関するアジア太平洋行動要請」の意義、来年の国連国際人口会議の意義を強調した。さらに日本における人口転換の経験が現在のアジア太平洋諸国の人団増加抑制努力のよき目標となりうること、また日本が現在抱えている人口問題としては都市の人口過密、高齢化問題、低出生率の三つが重要であることを述べた。最後に日本はアジア太平洋諸国の人団増加抑制政策に対する資金的、技術的援助を今後とも継続する意思のあることを強く表明した。

委員会の討議は委員会報告としてまとめられたが、大きな意見対立はほとんど無かった。各国の発言のうち、中国が議題 6B に関して「一人っ子政策」推進の必要性と政策効果を強調したこと、民主カンボジアが議題 6A に関する戦争による死亡率上昇を訴えたこと、タイ、インドネシア、マレーシアが自国の家族計画プログラムの政策効果に自信を深めていることなどが印象的であった。

事務局文書は国連人団活動基金（UNFPA）からの資金援助が年々減少してきているため、計画された事業計画の遂行に支障を來していることを訴えていたが、この点に関し、UNFPA への主要拠出国である日本は、ESCAP に対する UNFPA の資金配分をその人口規模に適切なレベルにまで引き上げるように要請すべきことを強く主張し、賛同を得た。

議 題

1. 開会
2. 役員選出
3. 議題採択
4. ESCAP 地域諸国における人口動向ならびに人口政策・プログラムの概説
5. 人口と開発に関するアジア太平洋行動要請の実施
6. ESCAP 地域の活動に関する諸問題の検討
 - A. 保健ならびに社会政策と関連した死亡率に関する問題
 - B. ESCAP 地域における出生率と家族計画の検討
 - C. 婦人の社会経済的地位が人口に及ぼす影響
 - D. 1980年前後における人口センサスデータの分析
 - E. 人口情報の普及ならびに交換
 - F. 人口分野における訓練
7. 1982—83年作業計画の進捗状況の検討、1984—85年作業計画・1984—89年中期計画の評価
8. 1984年国際人口会議
9. 次回人口委員会の議題
10. その他

11. 委員会報告採択

12. 閉 会

(阿藤 誠記)

中国家族計画プロジェクト計画打合せ調査団参加

昭和58年7月6日(水)から7月16日まで11日間、国際協力事業団は国立公衆衛生院(衛生人口学部長)の村松稔博士を団長とする5名の専門家を中国に派遣したが、本研究所の河野稠果人口政策部長は人口統計の専門家としてこれに参加した。ほかに情報、教育、コミュニケーション担当の専門家として家族計画国際協力財団業務課長の薩摩林康彦氏、家族計画に関する用務担当者として厚生省国際課国際機関係長の塩出博司氏、そして協力計画の専門家として国際協力事業団医療協力特別業務室長代理の田辺耕治氏がそれぞれ参加した。

一行は上海、西安、長春の各都市を歴訪し、周辺の人民公社、工場における家族計画の実態を見学、さらに当該各省各市、県の人口統計の実態を視察し最後の目的地の北京にて、中国国务院計画生育委員会の弁公庁主任梁済民氏を団長とする中国側の政府代表と、昭和58年度の日本の協力計画として(1)機材協力計画、(2)人口統計分野に関する日本からの講師派遣、(3)中国の人口統計研修員の日本への受け入れ、(4)将来の暫定協力計画の見直し、等について3日間の協議が行なわれた。

この協議については、人口統計、人口の分野以外の領域についての事項も多く、それらについては報告を割愛する。ただ人口統計の分野における講師陣の派遣、そしてその後の中国研修員の来日については、人口問題研究所としても密接に関連があるので、以下簡単に述べてみたい。

(1) 人口分野における専門家講師の派遣

9月中に人口統計の専門家3名が講師として中国に派遣されることになった。講義は主として東北地方の長春で行なわれる。受講者は40名で中国の各省の計画生育委員会から選出された中級研修生である。講義内容は、人口動態統計の進め方、評価の方法、生命表の作成方法、出生、死亡率の推定方法、人口推計の方法等となっている。

(2) 中国統計研修員の来日

前記の長春における人口統計の講義セミナーに参加する40名の受講者の中から10名の優秀な研修員が選ばれ10月中に来日、東京を中心として人口統計、家族計画の分野の見学、視察をし研修を行なう予定である。

(河野稠果記)

中國人口統計研修会

国際協力事業団の技術協力の一つである中国での人口統計研修会が1983年9月9日から21日までの13日間、中国吉林省の長春で行われた。

日本から講師として、本研究所の河邊宏人口移動部長、同人口情報部金子武治解析科長、ならびに厚生省大臣官房統計情報部衛生統計課長補佐近藤俊之氏がこれに当った。又、国際協力事業団医療協力部の成田明敏氏が同行した。

研修生は国家計画生育委員会及び中国各省の計画生育委員会の職員約40名で、構成は、男女ほぼ半数、年齢は20歳台から40歳台までおり、人口統計についての予備知識も差があるというようにバラエティに富んでいたが、研修生は非常に熱心であった。

講義内容は、人口統計の評価、補整の方法、人口動態統計調査の方法、人口構造、出生力分析、死亡分析、生命表の作成、人口推計の方法、日本の人口動向等で、前半は講義が中心、後半は午前講義、午後演習という形式をとった。

(金子武治記)

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS (JINKO MONDAI KENKYU)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Yoichi OKAZAKI

Managing Editor: Kiichi YAMAGUCHI

Associate Editors: Shigemi KONO Hiroshi KAWABE Makoto ATOH

Takeharu KANEKO Michiko YAMAMOTO

CONTENTS

Articles

- A Bio-demographic Analysis of the Japanese Fertility via
Micro-simulation.....Shigemi KONO, Kiyosi HIROSIMA,
Yoshikazu WATANABE, Shigesato TAKAHASHI and Ryuichi KANEKO...1~29
- Attitudes toward Marriage among the Unmarried Japanese
Youth.....Makoto NOHARA ATOH and Hiroshi KOJIMA...30~57

Materials

- Standardized Total Fertility Rates by Prefectures.....
.....Kiichi YAMAGUCHI and Rieko KASAHIARA...58~61
- Abridged Working Life Tables for the Japanese
Men and Women: 1980.....Akira ISHIKAWA...62~71

Book Reviews

- Hiroshi Kito, *Nihon 2000 nen no Jinko-shi* (M. N. Atoh)...72
- T. Paul Schultz, *Economics of Population* (K. OHTANI)73
- Miscellaneous News.....74~78
-

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