

## 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<sup>1)</sup>。この特別研究の一部として、1981年に「人  
口推計のための出生力特別調査」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<sup>2)</sup>、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えることができよう。

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つた  
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  
学的パラメーターの推定、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<sup>3)</sup>。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は図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、その右下に小さな楕円形で囲まれた「出生」

- 1) シミュレーションの多大な計算にあたり、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。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

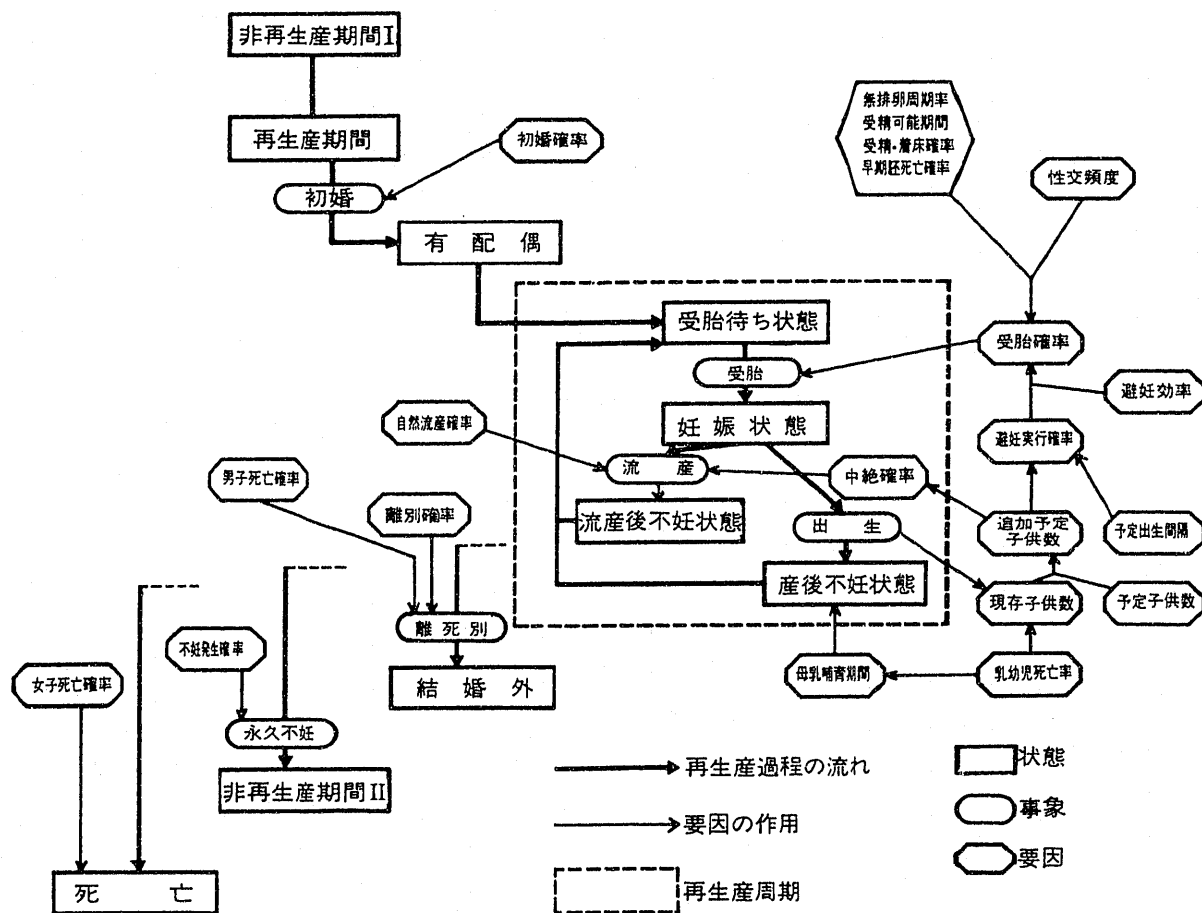


図1で示されたのは生物人口学的モデルの構造である。しかし、ここで注目したいのは、ここで関与している変数の中で、社会経済的条件、あるいは人口政策的要因ときわめて密接な関連を持つ変数がちりばめられていることである。初婚確率（初婚年齢）、予定子供数、予定出生間隔、避妊実行率、避妊効率、母乳哺育期間、中絶率等は、言わばこのモデルでの社会経済・政策変数の「窓」window と言えよう。

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、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<sup>4)</sup>。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つかの改良点があり、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っ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<sup>5)</sup>。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ったことである。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

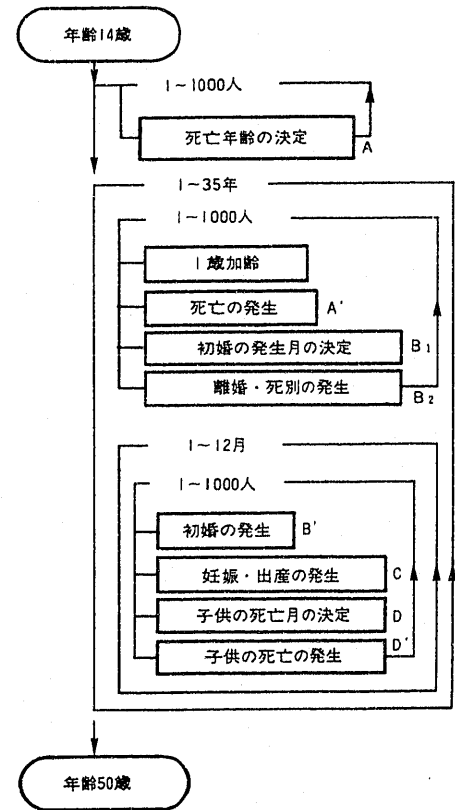
ここで構築されたシミュレーションモデルの基本的考え方は、すでに本稿の筆者の1人が本誌に解説を試みている<sup>6)</sup>。それで重複を避け、そこで充分述べられていないシミュレーション処理の流れについて説明を行なう。なお、今回の生物人口学的モデルの内容的構成の中心をなす「妊娠と出産」セクターは本章の節4で説明される。

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、 $l_{x+1} < l_x \cdot R \leq l_x$  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  $2.00 \pm 0.08$  である。

6) 河野稔果, 「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 ( $B_1$ )。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。

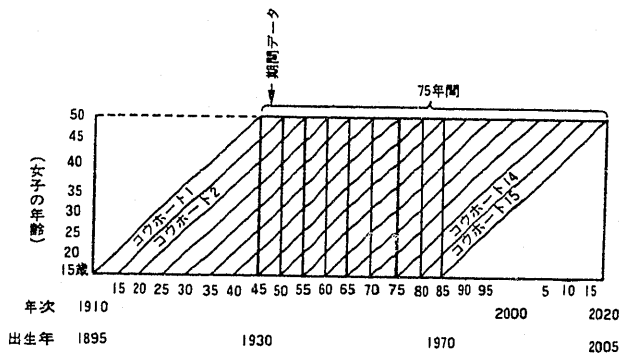
離婚は有配偶者に対して、5桁乱数  $R$  を発生させ、その年齢の離婚発生確率  $Q_x^d$  と比較して  $R \leq Q_x^d$  ならば、離婚を発生させる ( $B_2$ )。死別は同じように有配偶者に対して5桁乱数  $R$  を発生させ、夫の死亡確率  $Q_y = (l_y - l_{y+1}) / l_y$  (ただし  $y = x + d$ ,  $x$  は有配偶女子の年齢,  $d$  は夫妻の年齢差) と比較し、 $R \leq Q_y$  なら、死別を発生させる。

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

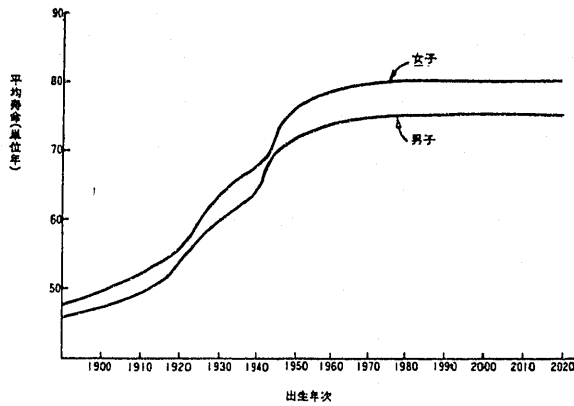
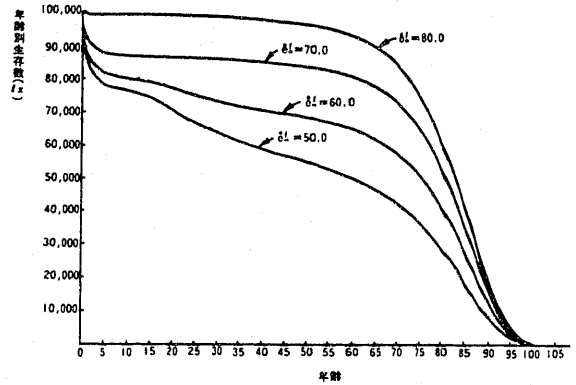


図5 女子のコウホート平均寿命3水準の年齢別生存数



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と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変数に関わっているが、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0.05<sup>7)</sup>、受胎可能期間は2日<sup>8)</sup>、受精および着床の確率は0.9<sup>9)</sup>、そして早期胚死亡確率は0.35<sup>10)</sup>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、

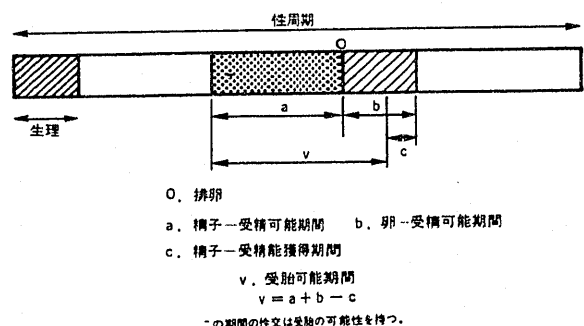
$$nf_x = C_x b_1 b_2 d \{1 - \exp(-vr_x)\} \dots \dots \dots (1)$$

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、

$$rf = (1-e)nf \dots\dots\dots(2)$$

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、

$$E = \frac{\{1 - (1-e)nf\}^{12} - (1-nf)^{12}}{1 - (1-nf)^{12}} \dots\dots\dots(3)$$

これをeについて解き(2)に代入すれば、

$$rf = 1 - [1 - (1-E)\{1 - (1-nf)^{12}\}]^{\frac{1}{12}} \dots\dots\dots(4)$$

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) 妊娠状態

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、出産に関連する子供の死亡（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る。その長さは新生児に対する母乳哺育期間(I<sub>l</sub>)に依存して定まる。すなわち、産後不妊期間(I<sub>p</sub>)は、

$$I_p = 2.0 + 0.5I_l \dots\dots\dots(5)$$

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られる。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<sup>11)</sup>。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ータ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の実験を合わせて行なった。

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) の一団であるが、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も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<sup>12)</sup>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ため、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<sup>13)</sup>。

(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<sup>14)</sup>。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<sup>15)</sup>。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<sup>16)</sup>。

(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<sup>17)</sup>。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パリティ 0 の女子の割合を  $\phi_x$  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、

$$MFR_x = \phi_x MFR_x^1 + (1 - \phi_x) MFR_x^2 \dots\dots\dots (6)$$

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

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

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、 $enf_x^1 = enf_x^2 = enf_x$  とし<sup>18)</sup>、(6)、(7)、(8) を  $enf_x$  について解くと、

$$enf_x = 1 / \left( \alpha - \frac{a_x}{1 - a_x} I_a \right) \dots\dots\dots (9)$$

$$\alpha = (1/2k) \{ 1 - k\beta + \sqrt{(1 - k\beta)^2 + 4\phi_x k\beta} \} \dots\dots\dots (10)$$

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

また、自然受胎確率  $nf_x$  は

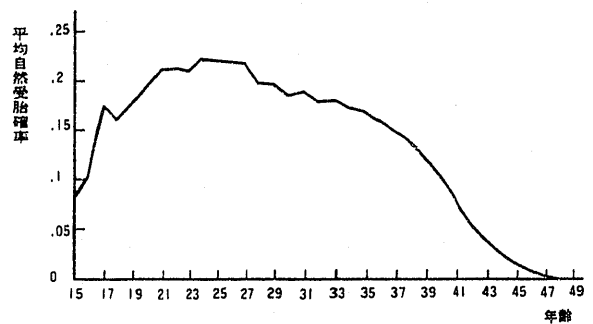
$$nf_x = enf_x / (1 - a_x) \dots\dots\dots (11)$$

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年内外であり、離乳以前であっても早い時期から固形食への切りかえが始まる。そこで、これらの報告に基づき、ここでは平均母乳哺育期間として8カ月を考え、Salbers<sup>19)</sup> が米国人の6—9カ月の母乳哺育期を経験したグループについて報告した産後不妊

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、 $enf_x^1 > enf_x^2$  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

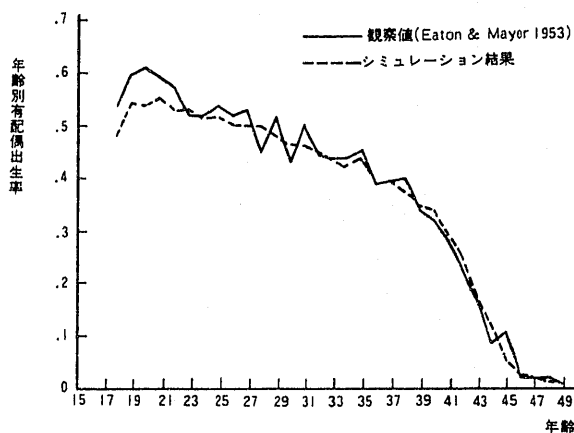
有配偶出生率は、死亡および結婚の影響を取り除いて、平均的な女子の出生能力を評価する上で有効である。表2および図8にハテライトの年齢別有配偶出生率の観測値およびシミュレーション結果

表2 出生率のシミュレーション結果と観測値との年齢5歳階級別比較

年齢	年齢別有配偶出生率		年齢別出生率	
	観測値*	シミュレーション	観測値*	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。

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測値の比較



を示した。適合の良さはきわめて良好である。もち論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測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、これら入力パラメータ推定の手続きの妥当性を示しているものと考えられる。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<sup>20)</sup>。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。

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<sup>21)</sup>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<sup>22)</sup>(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。

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

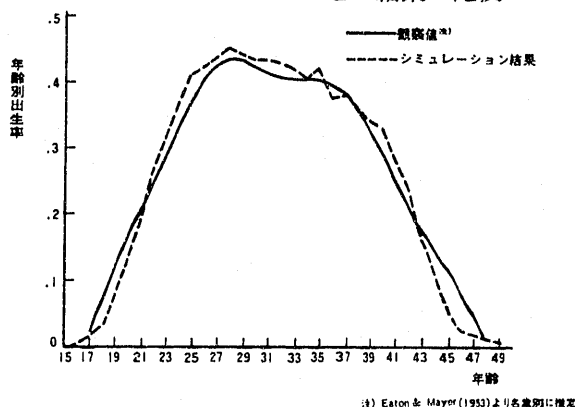
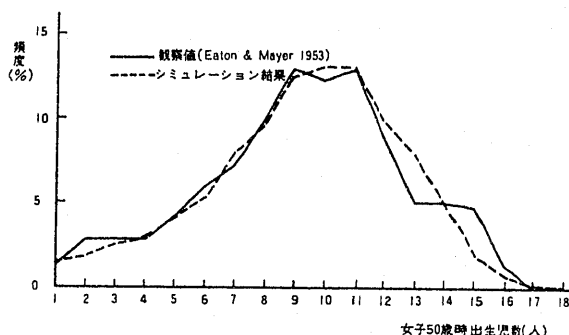


図10 完結出生児数分布の比較



## 3. 自然出生力におけるパラメータ操作

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。

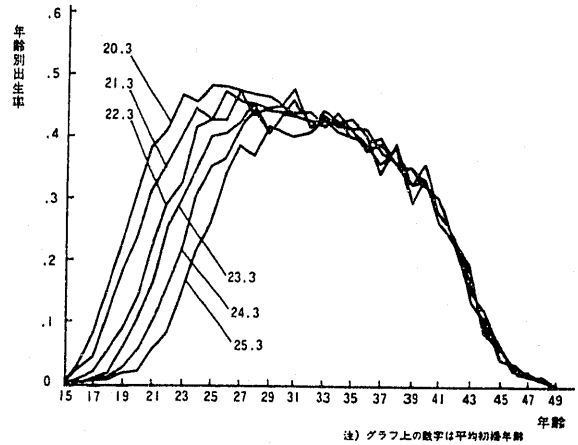
21) H. Wolfenden, 前掲論文(注13)参照。

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。

### (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ものである(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まともには被る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。

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

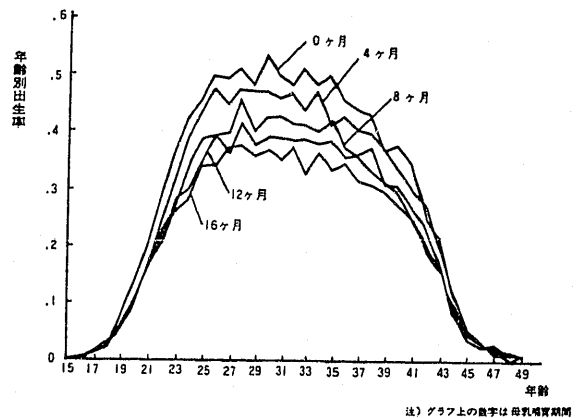


### (2) 母乳哺育期間

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ずに、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ヵ月以下の場合には、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。

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



### (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

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。

#### 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

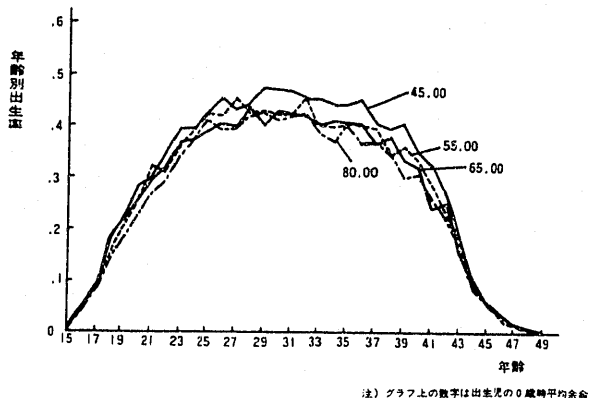
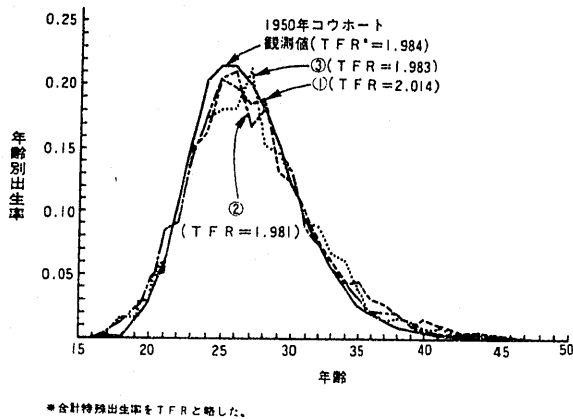


図14 1950年出生コウホート観測値とシミュレーションによる年齢別出生率



(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<sup>23)</sup>。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った。

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ーター値

変数	水準パラメーター値
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 <sup>1)</sup>
夫婦の平均初婚年齢差 (歳)	3
避妊実行水準	0.589 <sup>2)</sup>
避妊効率	0.960 <sup>3)</sup>
中絶水準	0.700 <sup>4)</sup>
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 <sup>5)</sup>

- 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人のものである中絶確率である。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歳以上の年齢で見られる。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

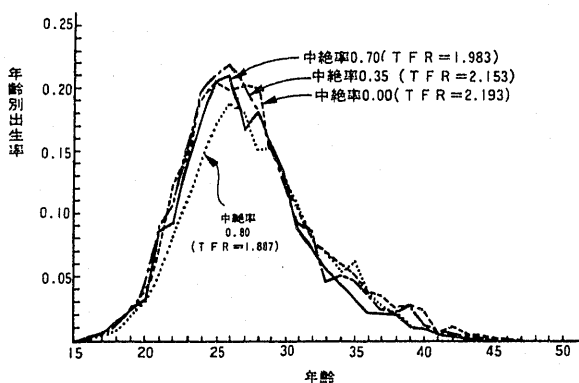


図16からわかるように、中絶率が0.00と0.35の年齢別出生率間にそれほど大きな差はない。これは、他の変数である予定子供数の水準が低いことや、避妊実行率、避妊効率が高いため、中絶を発生させる分母としての妊娠数が少ないことによっていると考えられる。

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、遅れは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

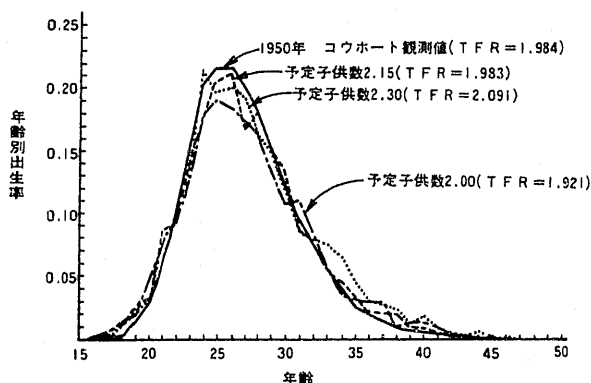


表4 中絶率の水準別妊娠数, 中絶数, 出生数

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。

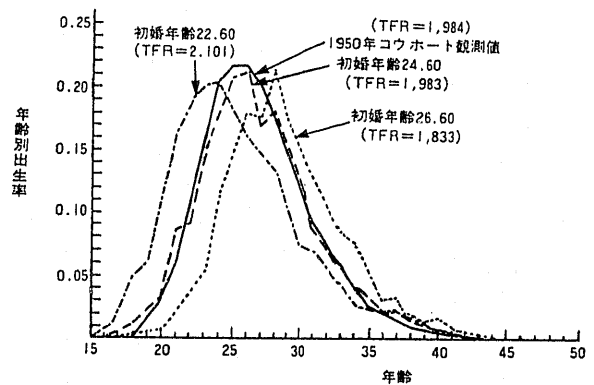
経験的に見て、結婚から最初の子供の出生までの期間は、結婚年齢とはほぼ無関係と言えるくらい安定している<sup>24)</sup>。そのため、初婚年齢が高くなるほど、出生率の年齢パターンは高い年齢の方にシフトする。このことは、逆に初婚年齢が若くなれば、出生カーブは若い方向にシフトすることを意味する。

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ると）、出生率は当然高くなり得る。またそのような状況では、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なり、左右にシフトしている。これをモデル化したものが後出の図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。

図17 異なる初婚年齢の水準における年齢別出生率



## 2. コウホート出生率の変化が期間出生率に及ぼす影響

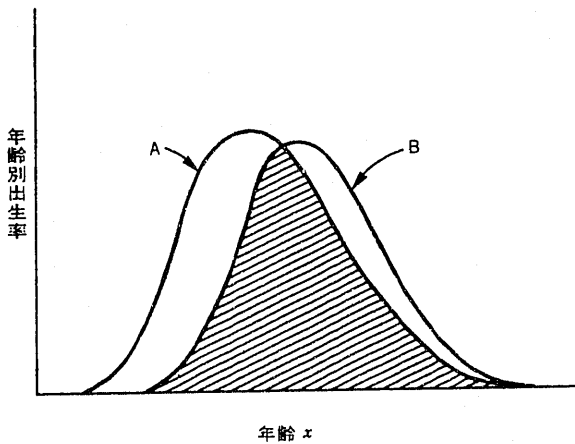
コウホートが異なれば、初婚年齢、中絶率、予定子供数等の近成変数の値が異なり、したがってコウホート出生率が異なるのが普通である。コウホートにこのような変化が起る場合、異なるコウホートの縦断面を寄せ集めて観察される期間出生率はコウホート出生率とどのように違うのであろうか。ここで初婚年齢と予定子供数の二つの変数を取り上げてみた。それぞれの変数について、他の一連の変数を固定し、今問題としている変数が最初のコウホートの水準から10年後のコウホートまで直線的に変化した場合、期間出生率にどのような影響を及ぼすかを検討した。

### (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に徐々に変化して行く。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、きわだてて大きな差はないように思われる。厚生省人口問題研究所、『第8次出産力調査-第I報告書-』, 1983年, p. 131.

図18 平均初婚年齢の変化と年齢別出生率パターン



A : 早婚・早育パターン  
B : 晩婚・晩育パターン

なお斜線の部分を縁どるカーブ(AとBの合成カーブ)は漸移期において期間合計特殊出生率の最低値あたりを表徴する。

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

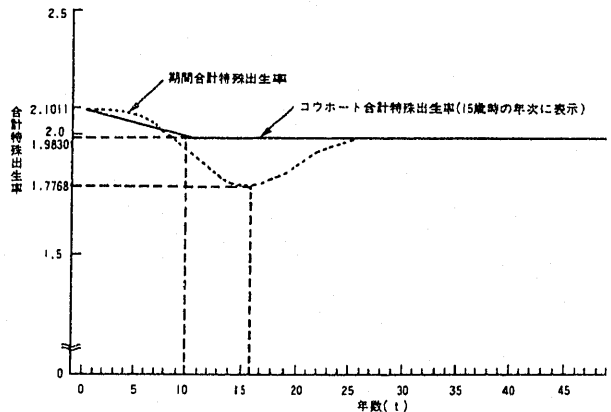
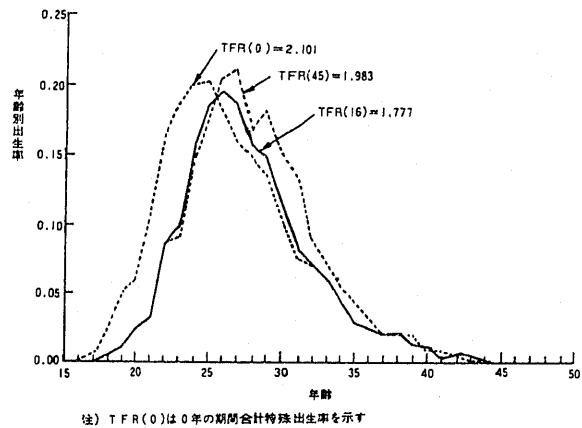


図20 コウホート出生率の初婚年齢変化と期間出生率年齢パターンの変化



(注) TFR(0)は0年の期間合計特殊出生率を示す

上では逆に22.6歳のそれにきわめて近い。

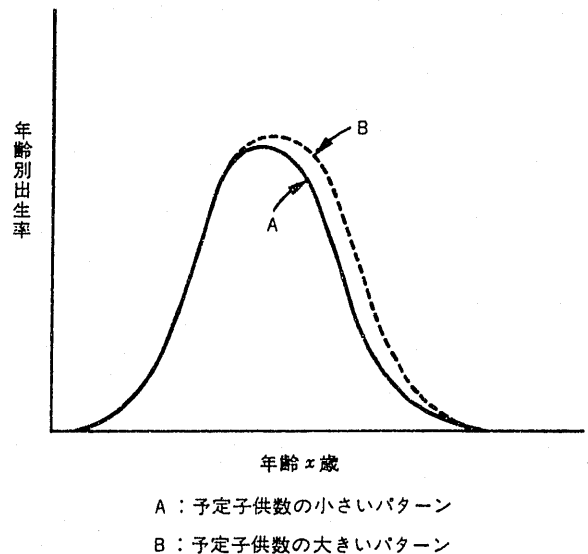
なお、逆に初婚年齢がコウホート間において低下する場合、合計特殊出生率はコウホート出生率の上昇以上に高くなる。例えば、コウホート平均初婚年齢が24.6歳から22.6歳へ10年間で変化する場合、期間合計特殊出生率は1.983からいったん2.307へと上昇し、その後2.101に達することがみられた。

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变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もわずかな変動が、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増え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増えたときに現われる年齢パターンの変化に、どちらかというとき似ている。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、予定子供数が増えるに従い、Bで示した年齢別出生率パターンへと変化する。

図21 予定子供数の変化と年齢別出生率パターン



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しょうか。

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

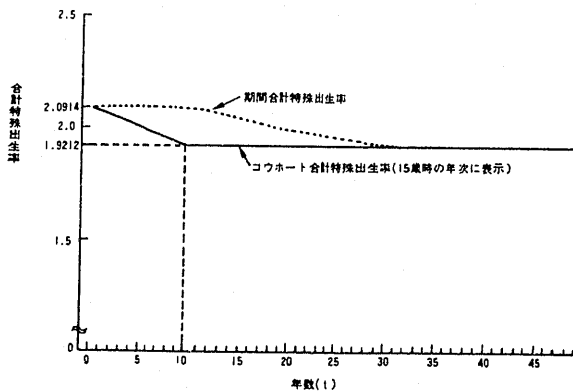
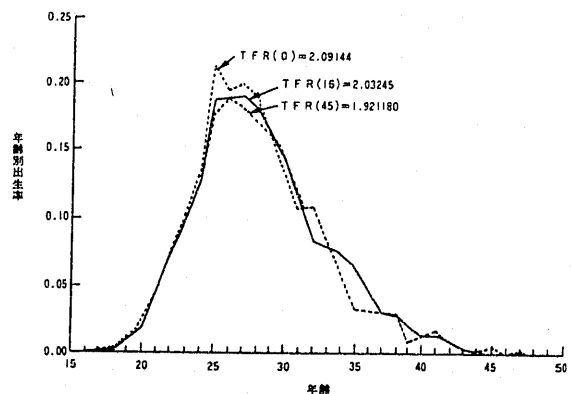


図23 コウホート出生率の予定子供数変化と期間出生率年齢パターンの変化



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こる現象である。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に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に章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<sup>25)</sup>。しかし、過去の毎日調査によっても、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ータ値として、現在避妊実行中で追加子供数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もに各パーティ間で平均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もある。このように、あるコウホートの平均予定子供数と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ので、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 婚 水 準	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	平均子 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変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發展の過程で、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。現在の人口学的發展水準では、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

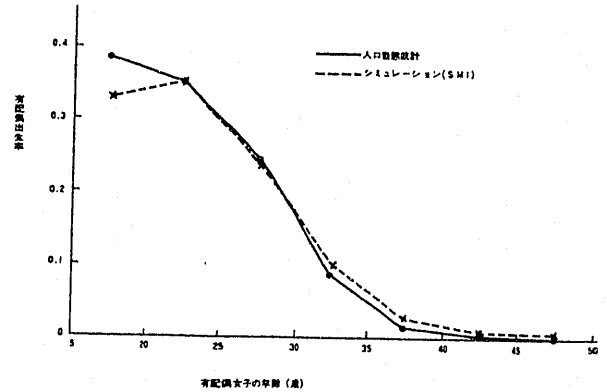


図25 シミュレートされた日本女子期間合計特殊出生率と動態統計による率との比較、1945—1989：SM1、SM4、動態統計による率

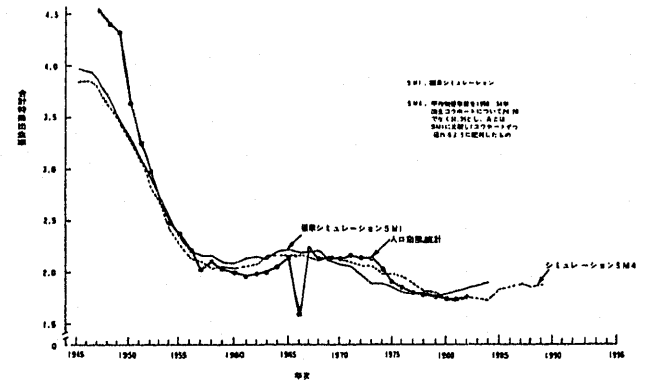
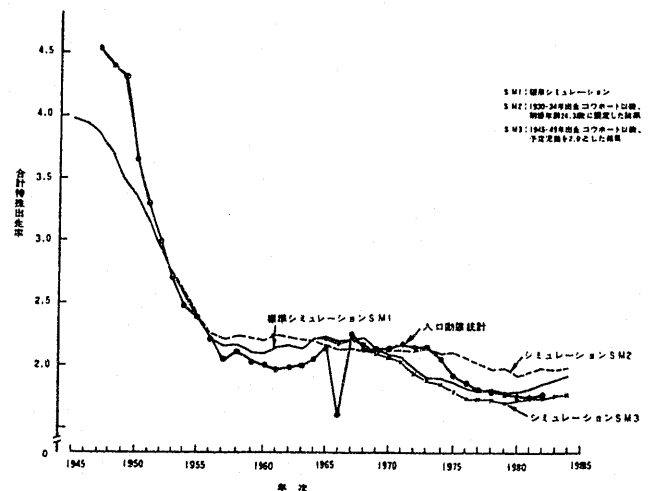


図26 シミュレートされた日本女子期間合計特殊出生率と動態統計による率との比較、1945—1989：SM1、SM2、SM3、動態統計による率



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 SM4 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、SM1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<sup>26)</sup>。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。

SM1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)。SM1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。

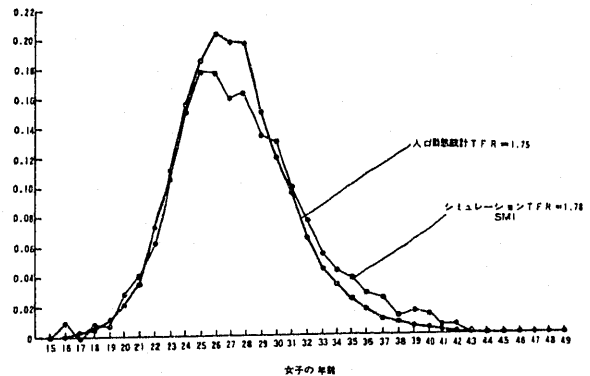
いずれにせよ、SM1によれば期間合計特殊出生率で最低1979年1.77(実態1981年1.74)の水準がシミュレートされた。このことは、予定子供数が2.2人でも他のパラメターの配列で期間合計特殊出生率が1.7まで低下し得ることを示している。ちなみにSM4では最低は1981年1.73で、同年の実際の1.74と酷似している。またこのようなコウホート出生率と期間出生率とのズレの原因は章IVで説明したように、結婚年齢の上昇に伴う年齢別出生率曲線のシフトであると考えられる。

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SM2である(図26)。これによると、SM1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見ると、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、SM1の1984年までの推計値、ならびにSM4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SM3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、SM1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-Trussel 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<sup>27)</sup>、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る。

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っているように思われる。この単一コウホートモデル

27) 河野稔果・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、もう少し正面きって将来中絶・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取り、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ってから15年間のうちに、期間出生率は「pregnant porpoise いるかの妊娠した腹<sup>28)</sup>」の形をみせて、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、そしてそのあとの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変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であるので、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、辻褃の合うものとして、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 around 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.