

マクロモデルによる 結婚と出生力のシミュレーション

阿藤 誠・伊藤達也・小島 宏

I はじめに

1 目的

1970年代に入ってから始まったわが国の出生率低下に際して、結婚年齢上昇の影響が大きかったことがつとに指摘されてきた。したがってわが国出生率の今後を予測するためには、結婚の動向を明らかにし、結婚と結婚出生力の結びつきを解明することが不可欠である。しかるにわが国の人口研究のなかで、結婚研究は、これまで比較的等閑視されてきた分野であり、ましてや結婚と出生力の関連を正面から取り上げた研究は数えるほどしかない。

われわれは、出生率の規定要因のひとつとしての結婚パターン（初婚、離婚、死別、再婚）と結婚出生力とを結びつけたマクロ・シミュレーション・モデルを構築し、結婚パターンの変動と出生率変化の関連を明らかにしようとした。

2 出生力の動向

結婚と結婚出生力を変数としたモデルを構築し、昭和30年代以降の出生変動を分析しようとした理由はいくつかある。第1に、1960年代以降、毎年公表される人口動態統計に基づく各種の出生力指標は大きく変化したにもかかわらず、出産力調査から明らかにされる結婚出生力指標は変化がみられないからである¹⁾。すなわち、人口動態統計に基づく合計特殊出生率や出生順位別出生率などの期間出生力指標は1960年頃から71年頃まで上昇し、1973年以降急激に低下し、1980年代に入ってさげどまり傾向に転じた。

しかし、出生力調査結果に基づく結婚コウホート出生力指標は比較的安定していた。1977年の第7次、1982年の第8次出産力調査の結果によると、1977年に45～49歳の初婚の妻（1928～1932年出生コウホート）の累積出生児数は平均2.3人であったが、それに続く3つの5歳階級別出生コウホート（1933～1937、1938～1942、1943～1947年出生コウホート）の累積出生児数はいずれも平均2.2人と変化がなかった。また同調査によって、結婚年数別のパリティ拡大率をコウホートの比較した結果、

※ 本研究の詳細は、厚生省人口問題研究所（阿藤誠、伊藤達也、小島宏、池ノ上正子）、『マクロ・シミュレーション・モデルによる結婚と出生力の分析』（昭和58—60年度特別研究「経済社会システムからみた人口問題の総合的研究」第Ⅱ報告書）、特別研究報告資料、1986年3月15日を参照のこと。

1) その代表的文献に、小林和正、「人口動態の歴史的経過」、「日本人口の再生産力はどうかわるか」、毎日新聞社人口問題調査会編、『日本の人口』、1974年、pp.79～93およびpp.115～121がある。報告の最後にこの本の監修者である黒田俊夫は、「小林さんが非常にきめ細かく、ピリオド、期間を単位にしてみた出生率という概念と、家族規模というコウホートでみた概念とが素直にピンツと合わない。これをどう結びつけて実態を理解するか、という非常に大きなおもしろい研究上の問題が残る（同122～123ページ）とコメントしている。

およそ1965年以降結婚したコウホートの間では出生のタイミングにほとんど変化がみられないことが分った²⁾。

第2に、若い夫婦の出生意欲にも出生抑制行動パターンにも変化がみられないからである。同じく出産力調査によって、若い夫婦の予定子供数を調べた結果、1977、1982年ともに平均2.2人～2.3人という結果となり、若い夫婦の出生意欲はそれ以前（たとえば1973年の世界出産力調査の結果）と比べてとくに低下していないことが明らかとなった³⁾。また1970年代以降に実施された家族計画に関する調査の結果によれば、避妊の普及率、避妊手段、中絶経験率などにはほとんど変化がみられない⁴⁾。

第3に、結婚に関するデータは、1970年代以降結婚年齢の上昇、言い換えれば晩婚化が不断に進行中であること、また、この晩婚化が出産適齢期層の有配偶率の低下を招いたことを示唆しているからである。近年における出産適齢期層の有配偶率の低下については、離婚率や死別率の変化はほとんど関係なく、もっぱら同じ年齢層の未婚者割合の増加によることが、1970年、1975年、1980年の国勢調査の結果から分っている。また人口動態統計によれば、毎年の初婚者（女子）の平均初婚年齢は1972年の24.2歳から1984年の25.4歳まで1.2歳上昇している。さらに毎年の年齢別初婚者（女子）を年齢別女子人口で除した年齢別初婚率の合計値（「合計初婚率」）は、1973年の0.95から1977年の0.84まで低下した後1982年の0.90まで回復、その後1984年の0.86まで再び低下している⁵⁾。初婚率の動きを年齢別にみると、初婚のピーク年齢前の（初婚）率は1973年以来一貫して低下しているにもかかわらず、ピーク年齢以後の初婚率は1977年頃から徐々に上昇している。

以上の出生ならびに結婚データの観察から、1974年以後の合計特殊出生率の低下は、主として晩婚化の進行により若い年齢層の出生率が著しく低下したためであり、また合計特殊出生率が昭和57年以後反騰したのは、晩婚者が晩産者に転じて比較的高い年齢の出生率が上昇し始めたためであろうと推論された。

3 出生力変動についてのこれまでの研究

この問題の解決のために、様々な試みがなされてきた。そのなかでの有力な分析方法に、出生意欲、避妊の方法と効率、あるいは方法・規範から、実察の出生行動を説明しようとする方法⁶⁾、あるいはアメリカで開発された出生力の経済モデルを適用する方法⁷⁾、マクロ・シミュレーション法⁸⁾、マイクロ・シミュレーションを用いた方法⁹⁾ および年齢別の初婚率と出生率のコウホートの変化をモデル化することによって期間出生率の変動と将来動向を予測する方法¹⁰⁾ などがある。

2) 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4月、pp.1～34。

3) 人口問題審議会、『日本の人口・日本の社会』、東洋経済新報社、1984年。表6、p.56。

4) 人口問題審議会、前掲（注3）、『日本の人口・日本の社会』、pp.57～61

5) 阿藤誠、「出生率低下の原因と今後の見通し」、『人口問題研究』、第171号、1984年7月、pp.22～35。

6) 阿藤誠、「出生抑制行動の日米比較—計画外出生の分析」、『人口問題研究』、第161号、1982年1月、pp.18～38、および阿藤誠、「わが国最近の出生率低下の分析」、『人口学研究』、第5号、1982年5月、pp.17～27。

7) 大淵寛、「Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis; A Case Study of Japan」、『人口学研究』、第5号、1982年5月、pp.8～16、および日本大学研究所、『日本大学人口研究所人口推計—人口、経済モデルに基づく21世紀への展望』、1982年6月。

8) 伊藤達也、「1960年以降のわが国出生変動についての人口学的一試論」、『人口問題研究』、第148号、1977年10月、pp.24～43、および伊藤達也、「最近のわが国出生変動の人口学的分析」、『人口学研究』、第5号、1982年5月、pp.25～23。

9) 河野稠果・廣嶋清志・渡辺吉利・高橋重郷・金子隆一、「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」、『人口問題研究』、第168号、1983年10月、pp.1～29。

10) 阿藤誠・石川晃・池ノ上正子、「コホート法による出生率予測の試み」、『人口問題研究』、177号、1986年1月、pp.35～47。

このような研究方法のなかで主要なものは次の4つの方法である。

第1の年次別の出生率と初婚率をモデル化する方法は、結婚後の出生行動は結婚年齢に関わりなくほぼ一定であると仮定できれば、結婚パターンの変化（早婚化あるいは晩婚化）の効果はコウホートの出生過程が完結出生力水準を変えずに若産化または晩産化するプロセスとして表現できると考え、コウホートの初婚過程の変化にあわせてコウホートの出生過程を年齢軸上でシフトさせ、それによって年次別の出生率を予測する方法である。

第2の、出生力の経済モデルを適用した方法は、合計特殊出生率の時系列変化を平均初婚年齢などの人口学的説明変数と国民所得、労働力率、賃金などの経済学的説明変数に回帰させ、この回帰式を利用して合計特殊出生率を予測しようとする方法である。

第3の、人口学的モデルを用いた方法は、出生後の未婚女子人口集団が再生産年齢期間において一定の年齢別初婚確率に従って結婚し、その後の出生過程をモデル化することによってコウホート出生率、ひいては年次別出生率の動向を分析しその将来推移を予測しようとする方法で、マイクロ・シミュレーションならびにマクロ・シミュレーションの両方を用いて行われている。

これらの方法の問題点を整理してみよう。第1の方法は、初婚の過程をimplicitには考慮しているものの、実際にはコウホート出生率のみを用いた予測であり、晩婚化による晩産化と晩婚化をともなわぬ晩産化との区別をつけられず、初婚過程と結婚出生力過程との双方に変化があった場合には取り扱いが不可能という難点がある。

第2の方法の難点は、たとえば晩婚化の進行にともなう年次別の出生率低下は予測できても、晩婚化が減速し、停止したときの出生率の回復は予測しがたいことである。

第3の方法は、出生力決定のメカニズムを構造的にモデル化している点で人口学的には最も望ましい方法である。だが、この方法も実用面では難点がないわけでもない。すなわち、出生力を結婚要因、結婚出生力、結婚外出生力の三要素に分けて扱おうとすると、この三要素に関するデータが必要になるが、これらのデータの精度は一般的出生データのそれに比べるとかなり劣ると言わざるをえない。このため、これら三要素をリンケージして推定される出生率には誤差の増幅の危険がある。さらに結婚に関する研究は遅れており、結婚年齢決定のメカニズムも複雑であるため、初婚、離婚、再婚の予測それ自体は出生力の予測以上に困難という問題がある。

本研究では、以上の問題に留意しつつも、第3の方法のうち、伊藤が発案した結婚・結婚出生力マクロ予測モデル（伊藤モデル）を精緻化し、わが国のデータに当てはめ、今後の婚姻ならびに出生の変化を予測しようとして試みた。以下、第2節では本モデルの基本構造を全体的に説明する。続く第3節では本モデル適用の実際例として、1961年を出発点とする人口動態シミュレーションの結果を示す。なお、本モデルにおいて初婚発生確率の推計モデルとして採用したコール＝マックニールの結婚のモデルは、すでに本誌175号において解説しているので、それらを参照されたい¹¹⁾。

II 結婚と結婚出生力のモデル

1 モデルの基本的アイディア

今回のシミュレーションの目的は、年齢と結婚持続期間の2つの変数による人口再生産過程をコンピュータ上に作成し、実際に計測した様々な確率を用いて、1960年以降のわが国の出生、結婚、離婚などの動向を推定しながら、安定的な夫婦の出生率と変動する年齢別出生率の関係を分析し、その将来動向を探ることにある。

11) 小島宏・阿藤誠・伊藤達也・池ノ上正子、「コール＝マックニールの結婚モデルについて」、『人口問題研究』、第175号、1985年、pp.36～47。

もし、モデルから推定された数値と人口動態統計などを基に計算された数値と一致すれば、モデルはシミュレートした期間の再生産過程を完全に復元したことになる。もし、モデルから推定された数値と実際の数値に差が見られれば、それはモデルそのものあるいはモデルに用いた数値のどちらかに問題のあることを示していることになる。

はじめに結婚コウホート出生率と年齢別出生率との間の人口学的関係について述べ、次いで出産力調査から計測される結婚持続期間別平均出生児数と、年齢別、結婚持続期間別の出生率の関係について触れ、最後にモデルに必要なそれ以外の変数を説明する。

(1) 年齢別、結婚持続期間別の出生率と年齢別出生率との間の人口学的関係¹²⁾。

結婚コウホート別の結婚持続期間別出生率と合計特殊出生率を人口学的に関連させるには、年齢別、結婚持続期間別の出生率を定義する必要がある。この年齢別、結婚持続期間別の出生率は、次のように定義する。

$$f_{x,d} = \frac{B_{x,d}^M}{P_{x,d}^M} \dots\dots\dots (1)$$

なお、 $P_{x,d}^M$ は、年齢別、結婚持続期間別、有配偶女子人口数、

$B_{x,d}^M$ は、年齢別、結婚持続期間別、嫡出出生児数とする。

毎年の出生児数 B は、嫡出出生児数 B^M と嫡出でない出生児数 B^U に分けられる。

$$B = B^M + B^U \dots\dots\dots (2)$$

さらに、嫡出出生児数は、2つの変数に分けることができる。

$$B^M = \sum_{x,d} P_{x,d}^M \cdot f_{x,d} \dots\dots\dots (3)$$

したがって、年齢別、結婚持続期間別の出生率と年齢別出生率の関係は、次のようになる。

$$\begin{aligned} f_x &= \frac{B_x}{P_x} \\ &= \frac{B_x^M + B_x^U}{P_x} \\ &= \frac{\sum_d (P_{x,d}^M \cdot f_{x,d}) + (P_x^U \cdot f_x^U)}{P_x} \\ &= \sum_d \left[\frac{P_{x,d}^M}{P_x} \right] \cdot f_{x,d} + \left[\frac{P_x^U}{P_x} \right] \cdot f_x^U \dots\dots\dots (4) \end{aligned}$$

12) 伊藤達也, 「結婚と出生」, 『数理科学』, No176, 1987年, p.50.

ところで、年齢別の有配偶女子人口数を P_x^M 、有配偶率を m_x とすると、

$$f_x = m_x \cdot \sum_d \left[\frac{P_{x,d}^M}{P_x^M} \right] \cdot f_{x,d} + [1 - m_x] \cdot f_x^U \dots \dots \dots (5)$$

と表すことができる。

嫡出でない出生児数の割合が小さい場合、式(4)と(5)の第2項は第1項にくらべて極めて小さくなる。このような場合、第一に年齢別出生率の変化あるいはその合計値としての合計特殊出生率の変化は、有配偶率、有配偶女子の結婚持続期間別分布および結婚持続期間別出生率の変化に分解することができる。したがって第二に、「年齢別、結婚持続期間別出生率が一定でも女子人口の結婚持続期間別構成比と有配偶率との変化によって、年齢別出生率は変化する¹³⁾」。ところが、年齢別初婚率の継続的变化は、有配偶率を変化させるだけでなく有配偶者の結婚持続期間別分布も変化させることになり、年齢別出生率に二重の効果をもたらすことになる。

要するに、式(4)と(5)は「年齢別の・・初婚確率の一時的な変化によって・・有配偶率や結婚持続期間別構成が変化すると、仮に1人の女子が一生の間に産む子供が平均2人と一定であっても、出生の多くが、結婚してから5年間に集中していると、出生数および各種の出生率、特に年齢別出生率が上昇したり下降したりすることに注意しなければならない¹⁴⁾」ことを示している。これがこのモデルのポイントである。

(2) 出産力調査から計測される平均出生児数と、年齢別結婚持続期間別の出生率の関係

出産力調査から計測されるのは、一般に結婚年次 (ym) 別の妻の結婚年齢 (am) 別、結婚から年数

(d) 別平均出生児数 $CEB_{am,d}^{ym}$ である¹⁵⁾。この数値と、年齢別、結婚持続期間別出生率との関係は、次のように表せる。

$$CEB_{am,d}^{ym} = \sum_{t=0}^{d-1} f_{am+t,t}^{ym+t} \dots \dots \dots (6)$$

あるいは、

$$f_{am+d,d}^{ym+d} = CEB_{am,d+1}^{ym} - CEB_{am,d}^{ym} \dots \dots \dots (7)$$

したがって、出産力調査から計測される結婚からの年数別平均出生児数が、既に述べたように、結婚コウホート間で変化が少ないと、その期間の結婚持続期間別出生率もまた安定的であることを意味する。

(3) このモデルに必要なその他の人口学的変数

このモデルに必要な人口学的変数は、毎年年齢別結婚持続期間別出生率と女子人口数である。このうち出生率については、現在のところ出産力調査を基に計測している。もうひとつの年齢別、結婚持続期間別女子人口数は、結婚年数を調べた国勢調査年次以外はデータが得られないので、なんらかの方法で推定するほかない。

13) 伊藤達也, 前掲(注12), 「結婚と出生」, p.50.

14) 伊藤達也, 前掲(注12), 「結婚と出生」, p.50.

15) 伊藤達也, 「最近の夫婦出生力の分析—第7次出産力調査の再集計—」, 『人口問題研究』, 第160号, pp. 44~60.

t 年に年齢 x 歳、結婚持続期間 d 年の女子人口数 $P_{x,d}^{Mt}$ は、 $(t-d)$ 年に $(x-d)$ 歳で結婚した女子のうち、 d 年間結婚を継続しているものである。そこで、「結婚の生命表」¹⁶⁾ を妻の結婚年齢別に作成し、その結婚年齢別、結婚持続期間別の結婚残存率を用いると、次の式で推定することが可能となる。

$$P_{x,d}^{Mt} = M_{x-d}^{t-d} \cdot S_{x-d,d}^{t-d} \dots\dots\dots (8)$$

ただし、 $S_{x-d,d}^{t-d}$ は、 $t-d$ 年に妻の年齢 $x-d$ 歳の夫婦 1 組当たり、結婚後 d 年まで結婚を継続している確率（結婚残存率）。

「結婚の生命表」とは結婚が夫婦の死亡と離婚によって解消する状態を生命表形式で表したもので、結婚残存率は、有配偶男女の年齢別死亡率と結婚持続期間別離婚率によって求められる。したがって、人口動態統計から妻の年齢別結婚数の得られる年次については、上記の式(8)によって、毎年の年齢別、結婚持続期間別女子人口数が理論的に推定可能となった。

妻の年齢別結婚数が得られない年次、例えば将来については、初婚と再婚に分けて考えることにする。まず、初婚数は未婚人口と年齢別初婚率によって求められる。年齢 x 歳の初婚率 FM_x は、 x 年前の出生女児数 B_{y-x} のうち x 歳まで生存した未婚女子から発生したものである。したがって、出生後の未婚者の年齢別死亡率と年齢別初婚率が得られると、出生女児数を基に毎年の年齢別初婚数は、次の式で求めることが可能となる。

$$\begin{aligned} FM_x^t &= P_x^{s,t} \cdot n_x^t \\ &= B^{t-x} \cdot s_x^{s,t-x} \cdot n_x^t \dots\dots\dots (9) \end{aligned}$$

ただし、 $P_x^{s,t}$ は、 t 年に年齢 x 歳の未婚人口、

n_x^t は、 t 年に年齢 x 歳の初婚率、

$s_x^{s,t-x}$ は、 $t-x$ 年に出生した人口が x 年まで未婚で生存している確率。

ところで、年齢別の初婚率および未婚で生存している確率は、未婚者の年齢別死亡率と年齢別初婚率で構成される「初婚表」¹⁷⁾ から得られる。わが国では、結婚のほぼ90%が初婚であり、再婚者の結婚年齢が比較的高いことから、結婚後の基本的推移は毎年の出生女児数と「初婚表」から計算することが可能となる¹⁸⁾。

さらに、再婚については、毎年の年齢別の離婚人口と死別人口、離別者と死別者の再婚率から、次の式で計算する。

16) 例えば、金子武治、「結婚の生命表：1970年」、『人口問題研究』、第132号、1974年、pp.11~18。

17) 例えば、伊藤達也・山本千鶴子、「結婚数の将来推計（試算）附・日本人女子の初婚表：1970年」、『人口問題研究』、第141号、pp.40~52、および伊藤達也、「日本人の初婚表：1980年」、『人口問題研究』、第167号、1983年、pp.53~57。

18) 伊藤達也・山本千鶴子、前掲（注17）、「結婚数の将来推計（試算）附・日本人女子の初婚表：1970年」、pp.40~52、および伊藤達也、前掲（注17）、「日本人の初婚表：1980年」、pp.53~57。

$$RMWD_x^t = P_x^{wd,t} \cdot QRMWD_x^t \dots\dots\dots (10)$$

$$RMDV_x^t = P_x^{dv,t} \cdot QRMDV_x^t \dots\dots\dots (11)$$

ただし、 $RMWD$ と $RMDV$ は、 t 年に年齢 x 歳の離別者の再婚数と死別者の再婚数、

$P_x^{wd,t}$ と $P_x^{dv,t}$ は、 t 年に年齢 x 歳の離別人口と死別人口、

$QRMWD_x^t$ と $QRMDV_x^t$ は、 t 年に年齢 x 歳の離別者と死別者の再婚確率である。

したがって、毎年の年齢別結婚数は、

$$M_x^t = FM_x^t + RMWD_x^t + RMDV_x^t \dots\dots\dots (12)$$

となる。

ところで、離別者と死別者は、再婚と死亡によって減少し、有配偶者の離婚と有配偶者の死亡によって増加する。離婚と配偶者の死亡確率は、「結婚の生命表」における結婚残存率の余数であるので、式(8)の $(1-S)$ を離婚と死別にわけることによって、計算が可能となる。

そこで、次に、年齢（あるいは結婚の年齢）別結婚持続期間別の出生率と女子人口を、基本とする人口学的モデルの構造を説明しよう。

2 モデルの構造¹⁹⁾

(1) シミュレーションの方法

シミュレーションの方法は、①生物人口学的マイクロ・シミュレーションで用いられたように、ひとつひとつの出生コウホートについて、その後の状態をシミュレートし最後にその結果を年次ごとに整理する方法と、②ある時点の年齢、配偶関係、結婚持続期間などで分類された状態別人口を初期値とし、それから1年間に発生する様々な状態変化の確率から、毎年の人口動態統計と1年後の状態別人口を計算しながら、必要な指標を得る方法がある。

今回用いたのは後者の方法である。そこでつぎに、ある時点の人口の状態、その人口から各種の人口動態事象を発生させる確率表と1年後の状態別確率表の内容とその作成方法について触れることにする。

(2) モデルの基本方程式

はじめに、状態別人口、人口動態発生確率と推移確率の定義をしたい。

(A) 状態別人口 P とは、ある時点の年齢別、配偶関係別、結婚持続期間別などで分類された人口 $P(t, a, st)$ である [表2. 1参照]。

ただし、 t は年次、 a は年齢 (0歳~84歳, 85歳以上)、 st は状態をあらわし、その状態の区分は、女子については、未婚、離別、死亡および結婚持続期間別 (0年, 1年~19年, 20年以上) の有配偶、男子については総数のみの合わせて24区分とする。

なお、人口の基準時点は、毎年1月現在とした。

(B) その人口から各種の人口動態事象が発生する確率表を $E(t, a, st, e)$ とする [表2. 2参照]。

この確率は、 t 年に a 歳で st の状態の人口が、その後1年間に人口動態発生事象を経験する確率を示したものである。人口動態事象 e は、初婚、再婚、離婚、死別、出生、死亡の6事象である。

19) 伊藤達也・山本千鶴子、「結婚の変動からみた1960年代以降わが国の出生変動の分析」、『人口問題研究』, 第157号, 1981年, pp.28~51による。

表1 状態別人口 $P(t, a, st)$

年 齢 a 歳	t 年, a 歳の状態 st								
	女子								男子 25
	未 婚	離 別	死 別	有 配 偶					
1	2	3	0 年 4	1 年 5	...	19 年 23	20年以上 24		
1 0歳									
2 1									
3 2									
.....									
85 84									
86 85+									

表2 人口動態発生確率 (t, a, st, e)

t 年 a 歳 の状態 (st)	人口動態発生事象					
	初 婚 1	再 婚 2	離 婚 3	配偶者の死亡 4	出 生 5	死 亡 6
女子						
1 未婚						
2 離別						
3 死別						
4 有配偶0年						
5 1						
.....						
23 19						
24 20+						
25 男子						

表3 推移確率 $T(t, a, st1, st2)$

t 年 a 歳 の状態 (st1)	t + 1 年, a + 1 歳の状態 st2								
	女子								男子 25
	未 婚	離 別	死 別	有 配 偶					
1	2	3	0 年 4	1 年 5	...	19 年 23	20年以上 24		
女子									
1 未婚									
2 離別									
3 死別									
4 有配偶0年									
5 1									
6 2									
.....									
24 20+									
25 男子									

(C) つぎにすべての状態にある人口ごとに、1年後の状態別の確率を示した推移確率を $T(t, a, st1, st2)$ とする[表2.3参照].

この確率表は、 t 年に a 歳で $st1$ の状態の人口が、1年後に $st2$ の状態となる確率を示したものである.

(D) したがって、人口動態事象発生数 $V(t, e)$ と $t+1$ 年後の人口 $P(t+1, a, st)$ は、

$$V(t, a, st, e) = P(t, a, st) \cdot E(t, a, st, e) \dots\dots\dots (13)$$

$$P(t+1, a+1, st) = \sum_{st2} P(t, a, st1) \cdot T(t, a, st1, st2) \dots\dots\dots (14)$$

$$P(t+1, 0, st2) = \left(\sum_{a, st} V(t, a, st, \text{出生}) \right) \cdot SRAB \cdot PB(t) \dots\dots\dots (15)$$

ただし、 $SRAB$ は男女別出生割合、
 PB は出生生残率である。

となる。

したがって、 t 年の母の年齢別出生児数は、

$$B(t, a) = \sum_{st} V(t, a, st, \text{出生}) \dots\dots\dots (16)$$

として得られるように、シミュレーションの結果は必要に応じて V と P を集計することによって得られる。

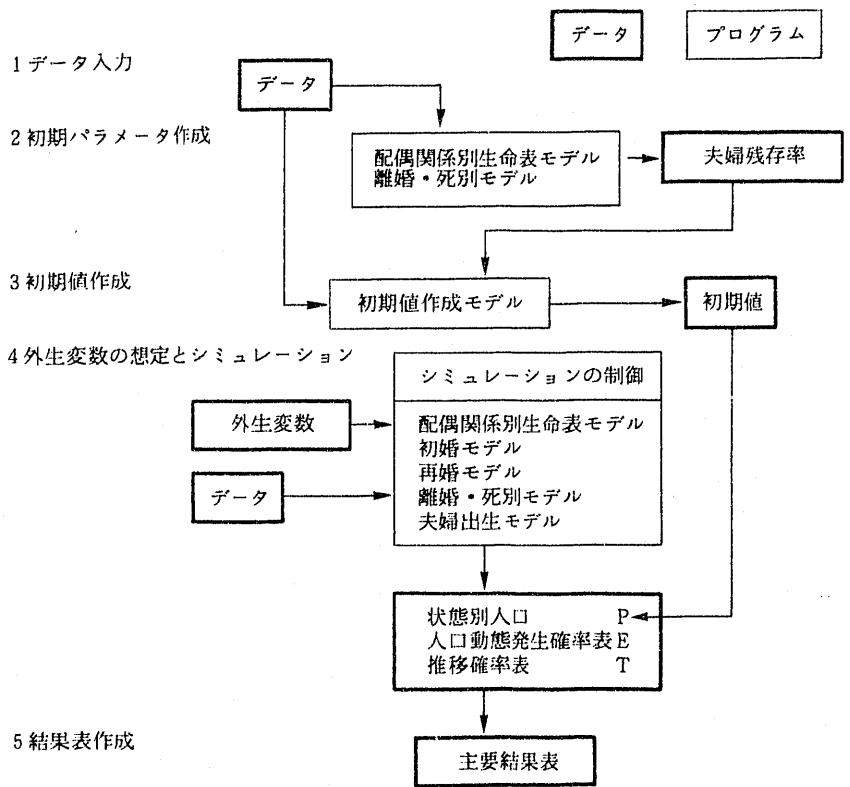
(3) シミュレーションの概略

図1は、シミュレーションの作業の流れの概略を示したものである。このモデルは、最終的に14個のモデルから構成されているが、図にはそのなかの基本的なものだけをしめしている。

まず、はじめにデータから初期の状態別人口(初期値)を作成するのに必要な諸率を計算した。つぎに初期の状態別人口(初期値)を作成した。3番目に、2つの確率表を作成するのに必要な諸率を計算した。

シミュレーションは、初期の状態別人口(初期値)を基に、2つの確率表を毎年作成しながら、20年間ずつシミュ

図1 シミュレーションの作業手順の概略



レートした。

なお、モデルは、ひとつひとつの人口学的変数が他の人口学的変数にどのような影響を与えるかを計測できるようになっている。多くの人口学的変数は、年齢（各歳）別の数値、あるいは結婚持続期間別の確率群から構成されている。これらをひとつずつ変化させることも可能であるが、今回は要約的指標を変えることによって、1組の年齢別あるいは結婚持続期間別の確率を全体として変化するようにした。その方法は、ブラスの開発したロジット変換法²⁰⁾である。各変数の要約指標は、表4に示したものである。

表4 変数の要約的指標：シミュレーションのコントロール・パラメータ

変数	モデル	コントロール・パラメータ
初婚確率	初婚モデル	平均初婚年齢 (MAFM) 生涯未婚率 (C50)
離婚確率	離婚・死別モデル	生涯離婚率 (DV15)
再婚確率	再婚モデル	生涯再婚率 離別者 (RMDV50) 死別者 (RMWD50)
夫婦出生率	夫婦出生モデル	完結出生児数 (CFS)

(4) 人口動態発生確率

人口動態発生確率と推移確率を作成するのに、つぎの確率を用いた。なお、標準となる確率は1980年時点の数値である。ただし、初婚確率は、コール＝マックニールのモデルを用いている²¹⁾。男女年齢別死亡率は、過去については国勢調査年次の数値、将来については1981年11月の将来推計人口に用いた数値を用いた。結婚持続期間別離婚確率は1982年の数値を用いた。結婚年齢別、結婚持続期間別夫婦出生率は、第7次出産力調査および第8次出産力調査結果に基づく数値である。

- (1) 男女年齢別、死亡確率および配偶関係別死亡率
- (2) 女子の年齢別初婚率
- (3) 離別者と死別者の年齢別再婚率
- (4) 結婚持続期間別離婚確率
- (5) 結婚年齢別、結婚持続期間別夫婦出生率

Ⅲ 1961年～2000年における結婚と出生力のシミュレーション結果とその比較

1 シミュレーションの概要

前節で解説した結婚・結婚出生力モデルを用いた今回のシミュレーションでは初婚、再婚、離婚、嫡出出生力、非嫡出出生力の各人口動態変数について、以下で逐次述べるようなパラメータ設定を行っ

20) William Brass and others, *The Demography of Tropical Africa*. Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1986. 最近の文献としては、United Nations, Manual X, *Indirect Techniques for Demographic Estimation*, New York, 1983, pp.17~18.

21) 小島宏・阿藤誠・伊藤達也・池ノ上正子, 前掲(注11), 「コール＝マックニールの結婚モデルについて」, pp.36~47, および小島宏, 「コール＝マックニールの初婚モデルの応用」, 厚生省人口問題研究所, 『マクロ・シミュレーション・モデルによる結婚と出生力の分析』(昭和58—60年度特別研究・第Ⅱ報告書), 1986年3月, pp25~43. を参照されたい。

た。これらの変数のうち初婚に関しては平均初婚年齢と生涯未婚率の組合わせについて二組のパラメータ群を設定し、それぞれの仮定に基づいて初婚に関する二種類のシミュレーションを行った。さらに、それらの結果に基づいて再婚、離婚、出生力についても二種類のシミュレーションを行った。従って、以下においてはそれぞれの人口動態変数について二種類のシミュレーション結果を示し、両者を比較しながら検討することにする。

なお、前述の通り、本モデルでは初期時点の基礎人口として1961年年初と1981年年初のいずれの時点における年齢別配偶関係別人口をも用いることができるし、実際にシミュレーションも実施した。しかし、本稿では実績値との適合性を明らかにするため、1961年スタートのシミュレーション結果のみ示すことにする²²⁾。また、本モデルのシミュレーション結果の一部として年齢別配偶関係別女子人口の推定値や年齢別結婚持続期間別有配偶女子人口の推定値も算出されたが、紙幅の都合により割愛する²³⁾。

2 初婚についてのシミュレーション

(1) 初婚数推定のためのパラメータ設定

初婚モデルに必要なパラメータは平均初婚年齢と生涯未婚率（50歳時の未婚者割合）である。本研究では1876～80年出生コーホートから2001～05年出生コーホートについて両パラメータを表5のごとく二種類ずつ設定した。以下においてはこの初婚に関する一番目のパラメータ群を「仮定1」、二番目のパラメータ群を「仮定2」と呼ぶ。また、それぞれに基づく初婚、再婚、離婚、出生力のシミュレーション結果を「推計値1」と「推計値2」と呼ぶことにする。

平均初婚年齢のパラメータについては、1951～55年出生コーホートまでは国勢調査の年齢別未婚者割合に基づく平均初婚年齢ならび

表5 初婚モデルのパラメータ

出生 コーホート	平均初婚年齢(歳)		生涯未婚率	
	仮定1	仮定2	仮定1	仮定2
1876～80年	21.0	20.0	0.02	0.02
1901～05年	21.0	20.0	0.02	0.02
1906～10年	21.5	"	"	"
1911～15年	22.0	"	0.03	"
1916～20年	23.0	"	0.04	"
1921～25年	23.5	22.0	0.05	0.03
1926～30年	"	22.5	"	"
1931～35年	"	23.0	"	0.04
1936～40年	24.0	24.0	0.06	0.05
1941～45年	"	"	"	"
1946～50年	"	"	"	"
1951～55年	24.5	23.5	0.07	"
1956～60年	25.0	25.0	"	0.06
1961～65年	25.5	26.0	"	0.07
1966～70年	26.0	"	0.08	"
1971～75年	"	"	"	"
1976～80年	"	"	"	"
1981～85年	"	"	0.09	"
1986～90年	"	"	"	"
1991～95年	"	"	"	"
1996～2000年	"	"	0.10	"
2001～2005年	"	"	"	"

22) 1981年スタートのシミュレーション結果については、次の文献を参照されたい。厚生省人口問題研究所、マクロ・シミュレーション・モデルによる結婚と出生力の分析（昭和58年～60年度特別研究・第Ⅱ報告書）、1986年3月。

23) これらの算出結果を含むシミュレーション結果は、脚注22の報告書、および次の報告書に付表として示されている。岡崎陽一、「コーホート法による将来人口推計の各種人口動態率の推定に関する研究」（昭和60年度厚生省ライフサイエンス室科学研究費研究報告書）、1986年。

にコールのモデルを用いて推定される平均初婚年齢，1956～60年出生 cohorts 以後は年齢別初婚率に基づく推定（標準化）平均初婚年齢に基づいてセットした。

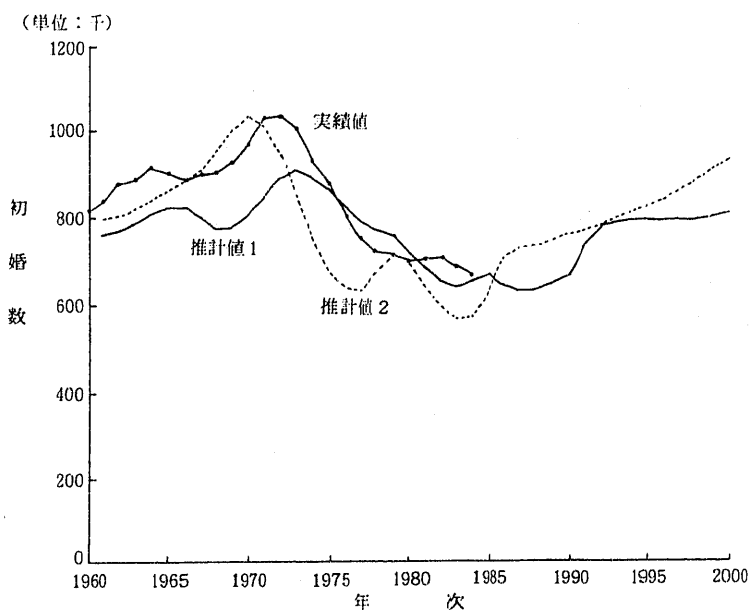
「仮定1」では平均初婚年齢が1876～80年出生 cohorts から1901～05年出生 cohorts まで21.0歳のままで推移し，その後1961～65年出生 cohorts の26.0歳までしだいに上昇し，それ以降（2001～05年出生 cohorts まで）26.0歳のまま一定であると設定した。また，「仮定2」では1876～80年出生 cohorts から1916～20年出生 cohorts まで20.0歳のままで推移した後，1921～25年出生 cohorts の22.0歳に急上昇する。それ以降，1946～50年出生 cohorts までしだいに上昇するが，1951～55年出生 cohorts で23.5歳に一時低下し，1961～65年出生 cohorts まで10年間で一挙に2.5歳上昇すると設定した。

他方，生涯未婚率については，同じく国勢調査およびコールのモデルにおいて推定されるC指標に基づいて設定した。「仮定1」では1876～80年出生 cohorts から1900～10年出生 cohorts まで2%のまま一定で推移するとし，その後1931～35年出生 cohorts の5%まで急上昇した後，2001～05年出生 cohorts の10%まで緩やかに上昇すると設定した。また，「仮定2」では1876～80年出生 cohorts から1916～20年出生 cohorts まで2%のままで推移し，その後1961～65年出生 cohorts の7%までしだいに上昇し，それ以降（2001年～05年出生 cohorts まで）一定であると設定した。

(2) シミュレーション結果

図2に示されたのは初婚数の実績値，推定値1，推定値2である。初婚数は，実績では1960年の81万件からほぼ一貫して増加，1971～73年には100万台に達したが，その後は1984年の66万件まで一貫して減少している。シミュレーションによる推定値1は，1961年で実績に比べて約10%，ピーク時で約20%少ないものの，その後の両者の差は小さく，全体として1961～84年のトレンドの相関はかなり高い。最近の出生数低下に直接関係する1970年代後半以後の初婚数の減少についてみると，実績値ではピーク時から約37万の減少であるのに推定値1では約25万の減少にとどまり，推定値1との落差は実績値に比べて約12万少ない。推定値1によれば，初婚数は，1983年に64万件で底をつきその後数年横ばいを続け，1989年から4年ほど急増して2000年には84万件に達するものと予測される。

図2 初婚数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



他方，推定値2は1961年のスタート時で実績値をわずかに2%下回るにすぎず，その後の変化も実績値をかなりよく再現している。1961年から増加した後のピーク時点は1969～1971年と実績値に比べて2年ほど早まっているが，ピーク時のレベル（100～103万件）は1%未満の誤差にすぎない。推定値2はピーク後一転して減少に向かうものの，減少速度は実績値に比べて急激で，6年後の1977年には63万件に達し実績値をやや下回る。1977年以後は，一時やや増加した後再び減少，1983年の57万件で底をつく。実績値との乖離は14%とやや大きくなる。

最新時点で推定値2が実績値をかなり下回ったのは，1951年出生 cohorts から1961年出生 cohorts

トにかけて急激な晩婚化仮定（15年間で平均初婚率が2.5歳上昇するという仮定）をおいたためである。1961年出生コーホート以降は平均初婚年齢は変化しないと仮定しているため、推定初婚数は年齢構造の変化を直接反映して回復に転じ、2000年の92万件まで一貫して増加していく。

推定値1と推定値2の水準を比べてみると、前者は1970年代前半まで実績値を下回っているのに対して、後者は1970年代前半以降実績値を下回っており、それぞれの水準と実績値の水準との関係が1970年代前半を境に逆転している。他方、変化のタイミングについてみると、推定値1は実績値よりも上昇・下降のタイミングが2～3年遅いのに対して、推定値2は実績値よりもそれが2～3年早くなっている。このように2つの推計値は実績値との関係でみると水準と変化のタイミングに関して対照的であるが、いずれも実績値を比較的良く追跡している。

推定値1が1970年代前半まで実績値よりも低いのは、1940年代までに生まれたコーホートの平均初婚年齢を高く設定し過ぎたためかもしれないし、コールの結婚モデル・スケジュールに問題があるためかもしれない。また、推定値2が1970年代後半に一時急上昇するのは1951～54年出生コーホートの平均初婚年齢を一時低下させたためでもあろう。さらに、二つの推定値と実績値の間にみられる変化のタイミングのずれについては、平均初婚年齢の変化のタイミングを調整する必要があるだろう。なお、将来の動向についてみると、二つの推定値はかなり類似した水準と変化を示しており、近年の晩婚化がそろそろ限度にきていると考えられるので、他の条件に変化がない限りおおむね妥当するものと思われる。

3 再婚についてのシミュレーション結果

(1) 再婚数推定のためのパラメータ設定

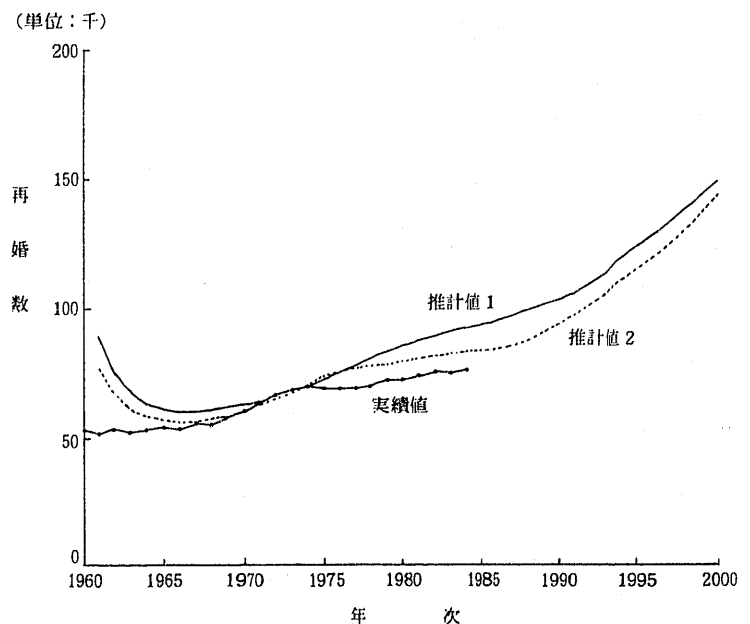
再婚モデルのパラメータは、離別者と死別者の各々について15歳から85歳までの再婚確率によって与えられる。本研究では、1980年の死離別者別、年齢別再婚率に基づいて生命表形式の再婚確率を算出して、これをすべてのコーホートに一律に適用した。離別者についての85歳時の離別残存率は0.2%、死別者についての85歳時の死別残存率は31.05%であった。

(2) シミュレーション結果

図3によれば、再婚数（実績値）は、1960～84年に停滞と漸増を繰り返し、1960年の5万件台から1984年の7万6千件に増加している。再婚についてのシミュレーション結果をみると推定値1と推定値2のいずれもが全体的傾向として上昇トレンドを再現してはいるが、1961～1966年が減少、1966～1984年は一貫して上昇となっており、しかも1970年代前半を除くと全体に過大推計となっている。とくに1960年代初期の推定値は実績値の1.5～1.7倍に達する。全体として、今回仮定した再婚確率は1980年時点で計測された値をそれ以前についても一律に適用したためいくぶん高すぎたといえる。

再婚確率は不変であるにもかかわらず、1984年以降2000年までの推定再婚数が増

図3 再婚数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



え続けるのは、後述のとおり今後離婚数が一貫して増加すると推定されるからである。また、再婚数に関する推定値1と推定値2の差も離婚表に関する両者の差を反映したものであると言えよう

4 婚姻についてのシミュレーション結果

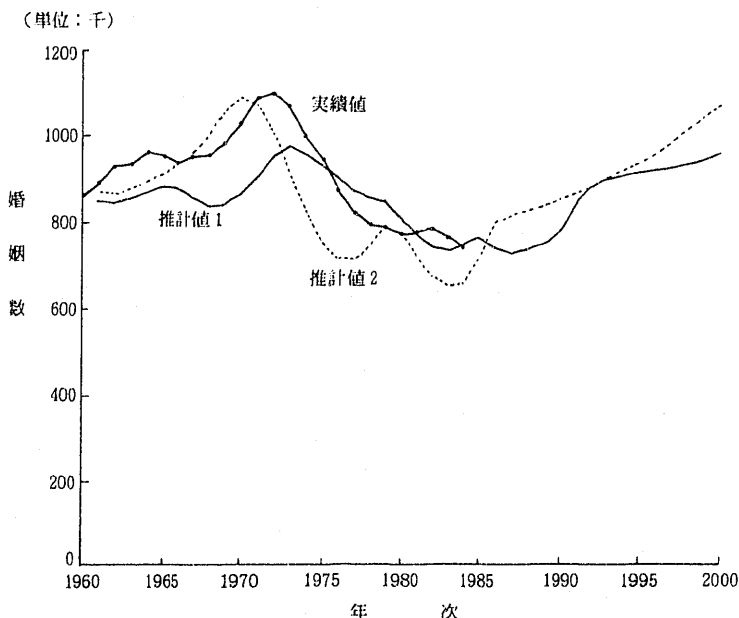
毎年の婚姻総数に占める再婚数(女子)の割合は1960年代で6%弱、その後漸増傾向にあるものの、1984年現在でも12%である。したがって婚姻数の動向はおおむね初婚数のそれによって決められているから、婚姻数の実績値とシミュレーション結果との比較は初婚数のそれとほぼ対応する。

図4にみるとおり、推定値1は実績値に比べて全体的に過少であるものの、1961~1984年における両者のトレンドの相関はかなり高い。

1984年以降の見通しも初婚の場合とほぼ同様で、推定値1によれば1984年(74万件)から1987年までは横ばい、その後1992年まで急増、さらに漸増を続け2000年には95万件に達するものと予想される。

他方、推定値についてみると、1960、70年代は婚姻数の推定値と実績値はきわめてよく一致しているが、最新時点で推定値が実績値をやや下回る。1984年以降の推計結果は、初婚数と再婚数の増加趨勢をそのまま反映して、2000年まで一貫して増加していくことを示している。なお、言うまでもないことであるが、婚姻数に関する推定値1と推定値2の差は、初婚数に関する両者の差を反映したものである。

図4 婚姻数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



5 離婚についてのシミュレーション結果

(1) 離婚数推定のためのパラメータ設定

本モデルにおける、離婚についてのパラメータは、各結婚コーホートにつき、離婚のみにより減少したと仮定した場合の結婚解消表(marriage dissolution table)における離婚確率によって与えられる。本シミュレーションでは、まず1982年における有配偶女子の結婚持続期間別離婚率を計測し、これに基づいて標準結婚解消表を作成し、ついで、各結婚コーホート毎に結婚15年目の累積離婚率(=1-結婚残存率)をセットし、標準パターンを用いて他の結婚持続期間別累積離婚率を算出した。今回コーホート毎に仮定した結婚15年目の累積離婚率は表6のとおりである。すなわち、1941~45年結婚コーホートを4%とし、その後5年で1%ずつ上昇させ、さらに1971~75年結婚コーホートからは離婚率を急騰させ1986~90年結婚コーホートでは20%に達すると仮定、それ以後は一定とした。

表6 離婚モデルのパラメータ

結 婚 コーホート	結婚15年目 累積離婚率
1941 ~ 45年	0.04
1946 ~ 50年	0.05
1951 ~ 55年	0.06
1956 ~ 60年	0.07
1961 ~ 65年	0.08
1966 ~ 70年	0.09
1971 ~ 75年	0.10
1976 ~ 80年	0.14
1981 ~ 85年	0.16
1986 ~ 90年	0.20
1991 ~ 95年	"
1996 ~ 2000年	"
2001 ~ 05年	"

(2) シミュレーション結果

1960年から1984年にかけて毎年の離婚数はほとんど一貫して増加してきた(図5)。1960年に6万9千件であった離婚数は1984年には17万9千件と24年間に2.6倍となった。推計値1を実績値と比べると、1961年時点で実績値を20%ほど下回ったものの、1964年には実績との差はほとんどなくなり、その後1980年までは実績値をきわめてよく再現している。1981年から1984年にかけて推定値1が再び実績を大きく下回るようになるのは、この間に離婚確率の異常な高騰があったため、今回のシミュレーションはそこまで追跡しえなかったことになる。1984年に推計値1は15万件、実績値の86%であるが、その後の推計離婚数は1990年までは緩やかに増加、それ以後コーホート累積離婚率の急騰仮定を反映して増加率を高め、2000年には24万件に達すると予想される。

推定値2は推定値1と大差ないが、1970年代にはやや多めになり、1980年代には少なめになっている。これは1960年代の初婚数の推定値2が多めだったことと、1970年代の初婚数の推定値2が少なめだったことにより、離婚確率が高いような結婚持続期間が比較的短い有配偶女子が増減したことを反映している。

6 出生についてのシミュレーション結果

(1) 出生数推定のためのパラメータ設定

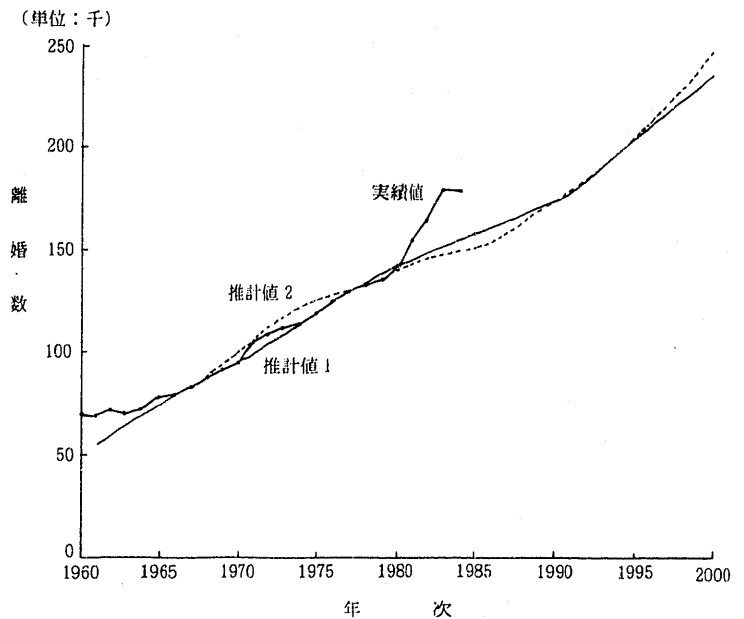
本モデルでは、出生率の主たるパラメータは有配偶女子の結婚年齢別結婚持続期間別出生率によって与えられる。今回のシミュレーションでは当研究所が昭和52年に実施した第7次出産力調査に基づき、1960年～1969年に結婚した初婚同士の夫婦を一括した結婚年齢別結婚持続期間別出生率の集計を行い、その集計結果をそのまま必要なパラメータとして用いた。結果としてすべての結婚コーホートの完結出生力は平均2.2人としてセットされた。結婚コーホートによって完結出生力の水準を変えなかったのは、第7次、第8次出産力調査(1982年)の完結出生力がいずれも2.2人で変化がなかったからである。

無配偶女子の出生率については1980年の(対離死別者)年齢別非嫡出出生率を計測し、これをすべてのコーホートに一律に適用した。年齢別の非嫡出出生率の15歳～49歳の合計値は0.076である。

(2) シミュレーション結果—出生数—

図6でみるとおり出生数は、実績値では、1960年の161万件以来、ヒノエウマによる混乱を除いて一貫して増加、1973年には209万件に達した。それ以後は逆に減少に転じ1984年の149万件まで11年間で60万件の減少をみた。推定値1をみると、1961年時点では実績値はほとんど差がなかった。その後推定値1は、1977年まで緩やかに増加して195万件に達し、以後一転して減少傾向に入り、1992年の150万まで15年間で45万件減少する。推定値1は実績値と比べて前半の増加と後半の減少のテンポが緩やかであり、ピーク時点が4年遅くっておりピーク時のレベルが低過ぎる(実績の93%)。結

図5 離婚数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



婚出生力の仮定は一定であるから、推定値1と実績値のギャップはもっぱら前述の初婚推計のズレに帰着すると考えられる。

他方、推定値2をみると、1961年スタート時点の推定出生数は実績値とほぼ一致しており、その後の実績値の増加趨勢もよく再現している。ピーク時点は1972～76年で実績値とほぼ一致しているが、その水準は210万台で実績値をやや上回る。推定値2はその後一転して、1984年の156万件までピーク時から56万件減少する。全体として推定出生数が実績値を10万件ほど上回るものの、ピーク時からの落差は実績値と一致している。

1984年以降、推定値2はさらに1987年の143万件まで減少を続け、以後増加趨勢に入り、2000年には181万件に達する。1960～2000年の推定出生数の動きは、ほぼ初婚数の動きを反映したもので、今後初婚数の増加につれて出生数が増加していくものと予想されるわけである。なお、出生数に関する推定値1と推定値2の差も、初婚後に関する両者の差を反映したものである。

(3) シミュレーションの結果—合計特殊出生率—

図7からわかるように、合計特殊出生率の実績値は1960年から1973年までヒノエウマ混乱を除いて微増傾向であったが、1973年の2.14以後一挙に低下し、1981年には1.74に達した。しかし、その後3年間は上昇傾向にある。ところが、推定値1は1961年～1984年について 2.04 ± 0.07 の範囲でしか動かず、最近の合計特殊出生率の低下を十分に再現していない。

これに対して、推定値2は1961年に1.95で実績とほとんど一致し、その後の漸増傾向も実績の動きをよく再現している。ただし、全体にややレベルが高すぎ、ピーク時の1971～74年の推定値2は2.2を若干超える。1957年から急低下し、1980年には1.83に達する。ピーク時からの落差は約0.4で実績とほぼ一致している。その後の経過は、一度やや上向いた後1986年に1.81まで低下、その後は一貫して上昇傾向に移り、1993～2000年には2.0台まで回復する。

今回のシミュレーションでは、結婚年齢別の有配偶出生率（平均完結出生児数は2.2人）は戦後コーホートについて一定とした。そのうえで、仮定2では初婚年齢を1951年コーホートから1961年のコー

図6 出生数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年

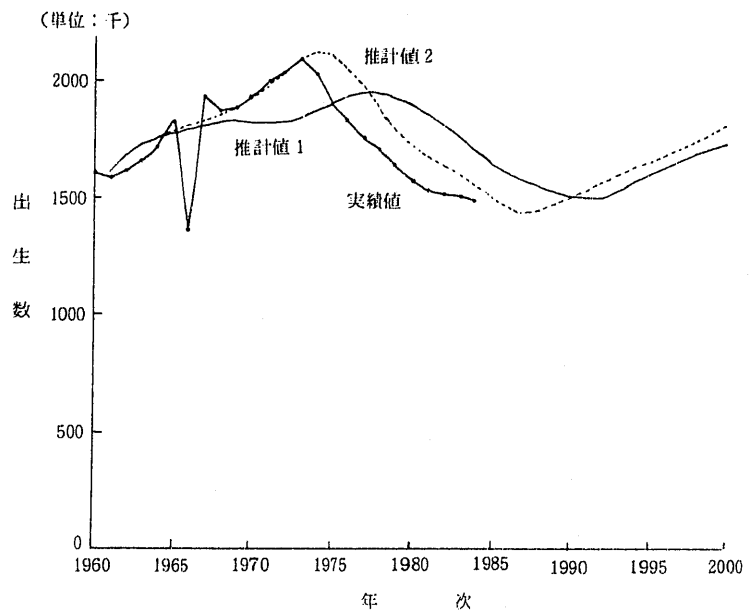
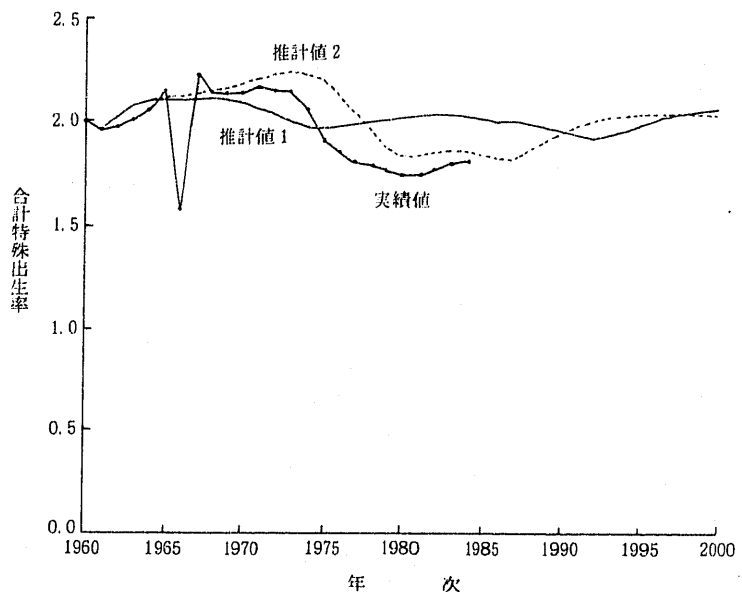


図7 合計特殊出生率の実績値とシミュレーション結果
：1961～2000年



ホートまで一挙に2.5歳変化させ以後一定とした。その結果、実際の合計特殊出生率が1970年代初頭のピークから一挙に低下し、その後回復過程に入る動きをかなりの程度再現できた。このシミュレーションの結果は、1970年代から80年代にかけて結婚後の夫婦の出生過程には大きな変化がなかったことを示唆する反面、近年の晩婚化が出生率に与えた影響がいかに大きかったかをよく示している。また、推定値2によって、今後、晩婚化がとまり、しかも夫婦出生力がこれまで通りであるとすれば合計特殊出生率ならびに出生数は2000年に向けて緩やかに回復していくことが明らかになった。

IV お わ り に

1970年代に入って始まった出生率の低下は高齢化問題とも絡んで識者の間に大きな関心を引き起こし、その原因、見通しをめぐって多くの研究が積み重ねられてきた。これまでの研究から明らかになってきたことは、年次別の出生率が大きく変動していたにもかかわらず、出産力調査等による夫婦の完結出生力や予定子供数がきわめて安定していたということである。一方で、結婚に関するあらゆる指標は、出生率低下と同じ時期に急激な晩婚化が進行したことを示している。この二つの事実から、最近の合計特殊出生率の低下は主として晩婚化によって引き起こされたという推論がひき出され、その推論に基づいて、さらに、晩婚化が減速または停止すれば合計特殊出生率の回復が起こるという予測が導き出されてきた。

このように出生率の動向に対する結婚の影響の大きさが経験的に明らかにされるにつれて、出生率の変動を説明し予測するためのモデルに結婚の要素をいかに組み込むかということが、重要な研究課題となってきている。本研究はこの課題に対するひとつの有力な解決方法を示したもので、出生力を、主として結婚過程と結婚出生力過程の二要素に分解し、各々の過程をマクロ・コーホート・データで表現し、しかる後に両者を総合化し、最終的に年次別出生率の動向を再現することを目指した。

本研究で使用したモデルの基本構造は、1981年の伊藤論文²⁴⁾に依拠するものだが、今回の研究ではその基本モデルのいくつかの点に修正を加え、しかもその改訂モデルをBASICプログラムで書き表わすことによって、パーソナルコンピュータでシミュレーションを行なえるようにした。

本モデルは、第1に、人口動態統計に基づく(年次別)年齢別出生率が、非嫡出出生率を無視できるとすれば、(年次別)年齢別結婚持続期間別出生率の和であり、しかも後者は(1)年齢別有配偶率、(2)年齢別結婚持続期間別有配偶女子割合、(3)年齢別結婚持続期間別有配偶出生率の積和として表わせるという事実への着眼から出発している。この積和の第3の要素である年齢別結婚持続期間別出生率は結婚年齢別結婚持続期間別出生率として表現できるから、出産力調査などから別途に計測可能である。このように人口動態統計による出生率と出産力調査などによる夫婦出生力とを計測可能な形で結びつけたところに、本モデルのひとつの特徴がある。

通常、国勢調査年次で得られる有配偶女子人口の結婚持続期間別分布は分らない。これを、たとえば現在結婚5年目の有配偶女子人口は5年前の結婚数から過去5年間の死亡数、死離別数を減じたものに等しいと考え、先の積和の第2の要素である(年次別)年齢別結婚持続期間別有配偶女子人口を人口動態(初婚、死亡、離婚、再婚)の積み上げによって推定した点が本モデルの第2の特徴である。

本モデルの第3の特徴は、結婚過程のモデル化に生命表的確率概念を導入したことである。これまでも初婚表あるいは結婚生命表(または結婚解消表)が生命表概念の応用として度々作成されてきた。しかしながら、これらのモデルを初婚数や離婚数の推計に用いるという考え方はこれまでほとんど存在しなかったと言ってよからう。本モデルは、初婚表や結婚生命表の実用的価値を拡大する道を開く

24) 伊藤達也・山本千鶴子、前掲(注19)、「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」、pp.28~51.

と同時に、初婚数や離婚数の推計の基礎を作った点で意義があるといえよう。

本モデルの第4の特徴はコール (A. J. Coale) の結婚モデル (model nuptiality schedule) を初婚数推計のために応用した点である。コールの結婚モデルは、これまでは主として結婚パターンの変動を分析するためか、データ精度の悪い国における結婚数(率)の推定を行うために用いられてきた。わが国でも、戦前から戦後の結婚パターンの変化に対してコールのモデルを適用した分析例がすでにいくつかある。本研究では、コールの結婚モデルにおいては a_0 、 k 、 C のパラメータが与えられれば各年齢別の初婚確率が推定できる点と、わが国のデータにおいて平均初婚年齢と a_0 ならびに k との間にある程度の相関がみられるという二つの理由から、このモデルを初婚数の推計に用いることにした。

本モデルを構成する人口動態発生変数は(1)男女年齢別死亡率、(2)年齢別初婚確率(コールのモデルによる)、(3)結婚持続期間別離婚確率、(4)配偶関係別死亡率、(5)年齢別死離別者別再婚確率、(6)結婚年齢別結婚持続期間別出生率、(7)無配偶女子の年齢別出生率である。コンピューターによる実際のシミュレーションは、基準年次の男女年齢配偶関係別人口をセットし、さらに有配偶女子については結婚持続期間別の人口を計算させて、基準年次の人口状態を作り出す。その基準人口に対して予め仮定された各種の人口動態発生率を掛け合わせて、その1年間の各種人口動態発生数を算出する。基準年次の人口状態に対して1年間の人口動態発生数を加減すれば1年後の人口状態が計算される(シミュレーションの際には、予め人口状態の推移確率を計算しておき、これを基準年次の人口状態に掛ける)これを繰り返すことによって毎年の人口動態発生数と発生率が推定される。

本モデルを用いたシミュレーションは1961年～2000年について行われたが、その結果はあくまでも試算値にとどまる。人口動態の推計結果のうち比較的良好な結果が得られたのは離婚であり、累積離婚率が漸増するという仮定の下で1961年～1980年の離婚数(率)の動向をかなり適確にシミュレートできた。推定値1についてみると、本研究の中心的課題であった初婚数(率)は初期の晩婚化仮定が強過ぎたためか、あるいはコールの結婚モデルの不適合性のゆえか、1970年代前半までの推計値は実績値に比べてかなり低めの推計となった。そのためもあってか出生数(率)も全体として低めの推計となり、しかも最近の出生数(率)急低下を必ずしも十分に再現できなかった。

これに対して、推定値2については、出生数(率)が実績値に比較的良く適合していた。しかし、出生数(率)の変化のタイミングについては初婚数に関してみられたようなずれが実績値の間に残っていた。従って、初婚モデルあるいは初婚パラメータの測定について今後もう少し検討を加えていく必要があるようである。

An Analysis of the Relationship
between Nuptiality and Fertility in Japan, 1961—2000
through Macro-Simulation

Makoto ATOH, Tatsuya ITOH and Hiroshi KOJIMA

Japan has experienced a rapid decline of fertility since the middle of the 1970s. Although it has been indicated that one of the major factors is a change in nuptiality, the mechanism of its influence has not been fully probed into yet. We attempted to elucidate some of the relationship between nuptiality and fertility through the use of a macro-simulation model which was originally devised and further elaborated by one of the co-authors, T. Itoh (1977, 1981).

There are four major characteristics in this model. First we combine the fertility survey data (age- and duration-specific fertility rate) with vital statistics data. Secondly we estimate female population by marriage duration by addition and subtraction of various vital events. Thirdly we use life-table-type probabilities in the form of first marriage table and marriage dissolution tables for projection purposes. Fourthly we employed the nuptiality model developed by Coale and McNeil for projecting first marriages.

The program for this macro-simulation model is written in BASIC and run on a personal computer. The simulation starts with the calculation of population by age, sex, marital status, and marriage-duration in the base year which could be either 1961 or 1981. We multiply it with seven vital rates : age-sex-specific death rate, age-specific first marriage rate, duration-specific divorce rate, marital-status-specific death rate, age-specific remarriage rate, duration-specific birth rate by age at marriage, and rate of birth out of wedlock. Then we obtain the number of these vital events and add them to or subtract them from the base-year population by marital status and marriage duration. Through the iteration of this procedure we calculate, for each year until 2000, the number and the rate of these vital events.

We have tried only a few simulation runs because of its time requirement. The results of these preliminary runs does not seem quite satisfactory in traceability of the past, possibly because of the problems related to the model nuptiality schedule or the input parameters for first marriage. The results for divorce, however, traced well the actual change for the years between 1961 and 1985. We shall try further runs for the improvement of our model.