

## 調 査 研 究

# 人口モデルと出生力分析

河 野 稔 果

### 序 言

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

### I 出生力研究の概観

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

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

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

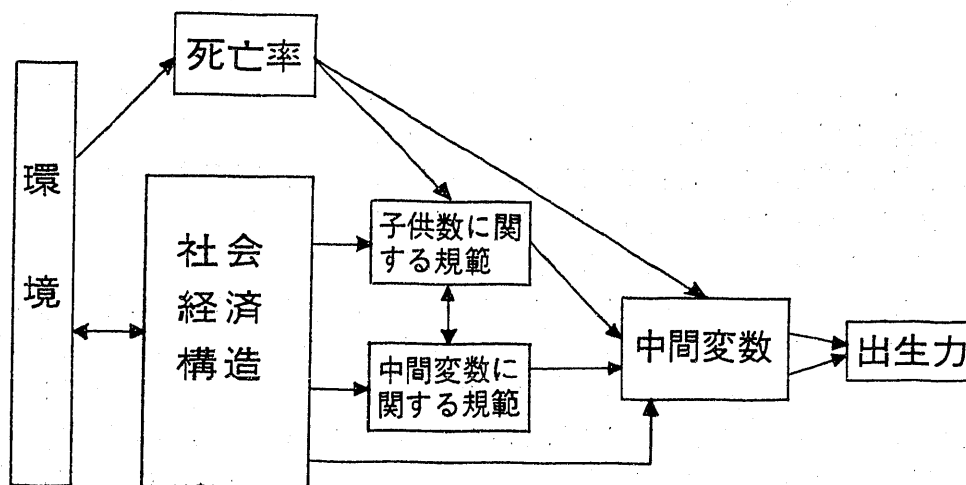
1) 前にも筆者が述べたように (「アメリカ人口学の最近の動向」、『人口学研究』, 第3号, 1980年4月, p.51), 現在欧米および国際人口学界において最大最強の潮流は、開発途上地域における不完全かつ不正確な人口データの評価と推定の技術の開発である。従来国連人口部は1940年後半の国連の創設以来、開発途上国の不十分な人口統計を利用して、正しい人口増加率、出生・死亡率、人口構成を求めるマニュアルを発行して来たが、最近ではプリンストン大学の Ansley J. Coale 教授、ロンドン大学の William Brass 教授がそれぞれ中心となり、その弟子及び孫弟子がこの分野の発展のために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

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

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

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

図1 R. フリードマンの出生力モデル



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

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

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

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

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

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

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

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

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

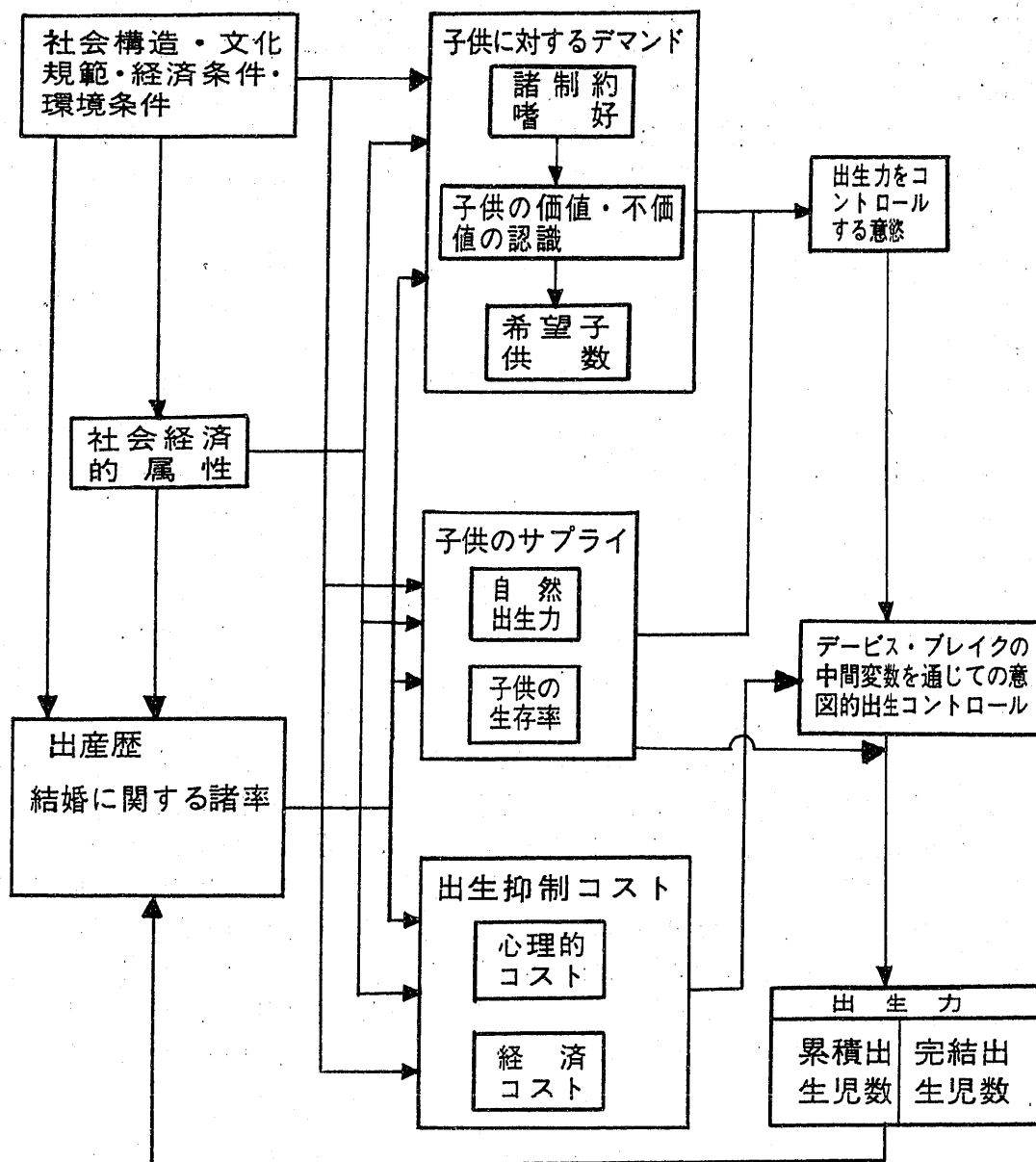
5) これについて、筆者は次の二つのペーパーで、アジア、太平洋地域と欧米を中心にレビューを行ったことがある。Shigemi Kono, "Regional trends in psycho-social research in fertility and family planning", *Population Research Leads*, No.9, Bangkok, ESCAP, 1981; Shigemi Kono, "Determinants and consequences of low fertility in low-fertility countries", ESCAP,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

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

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

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

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



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

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

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

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

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

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

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

## II 出生力分析方法の概観

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

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

### 1. Decomposition 法

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

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

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

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

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

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

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

注：合計特殊出生率は5歳階級別出生率（各歳でなく）を基にしている。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

ライダーとウオード・バッツによって扱われた出生力データについてみると、ライダーの研究は、米国の国立衛生統計センターが計算した1891年から1950年に生まれた女子コウホートについての年齢別・パリテイ（出生児数別）別コウホート出生率表 fertility table<sup>15)</sup>に基づいているので、出生力関係のデータは、ウオード・バッツのよりも秀れている。

13) Ryder 前掲書 pp. 38-41.

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

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



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

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

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

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

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

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

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

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

$p^s$  は 1 年間の生存率。あとは (A) 式の場合と同じ。

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

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

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

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

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

B. 1970—1971年

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

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

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

## 2. 多変量解析による方法

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

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

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

## 3. シミュレーション分析

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

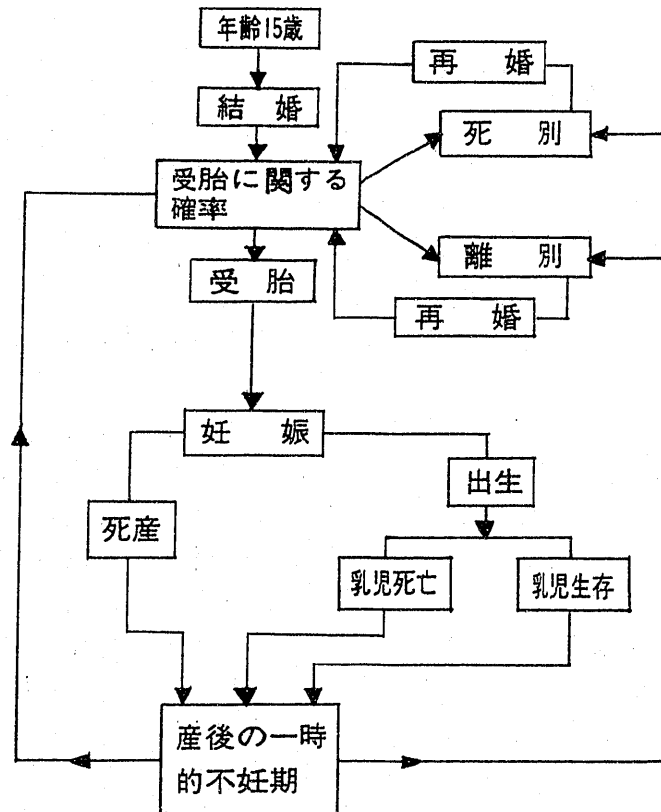
21) 河野稔果, 「人口推計の諸問題」, 『人口問題研究』, 第151号 (1979年7月), pp. 4-5. 及び pp. 13-16.

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

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

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

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



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

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

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

### Ⅲ 厚生省人口研シミュレーション・モデル

#### 1. モデルの構想

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

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

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

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

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

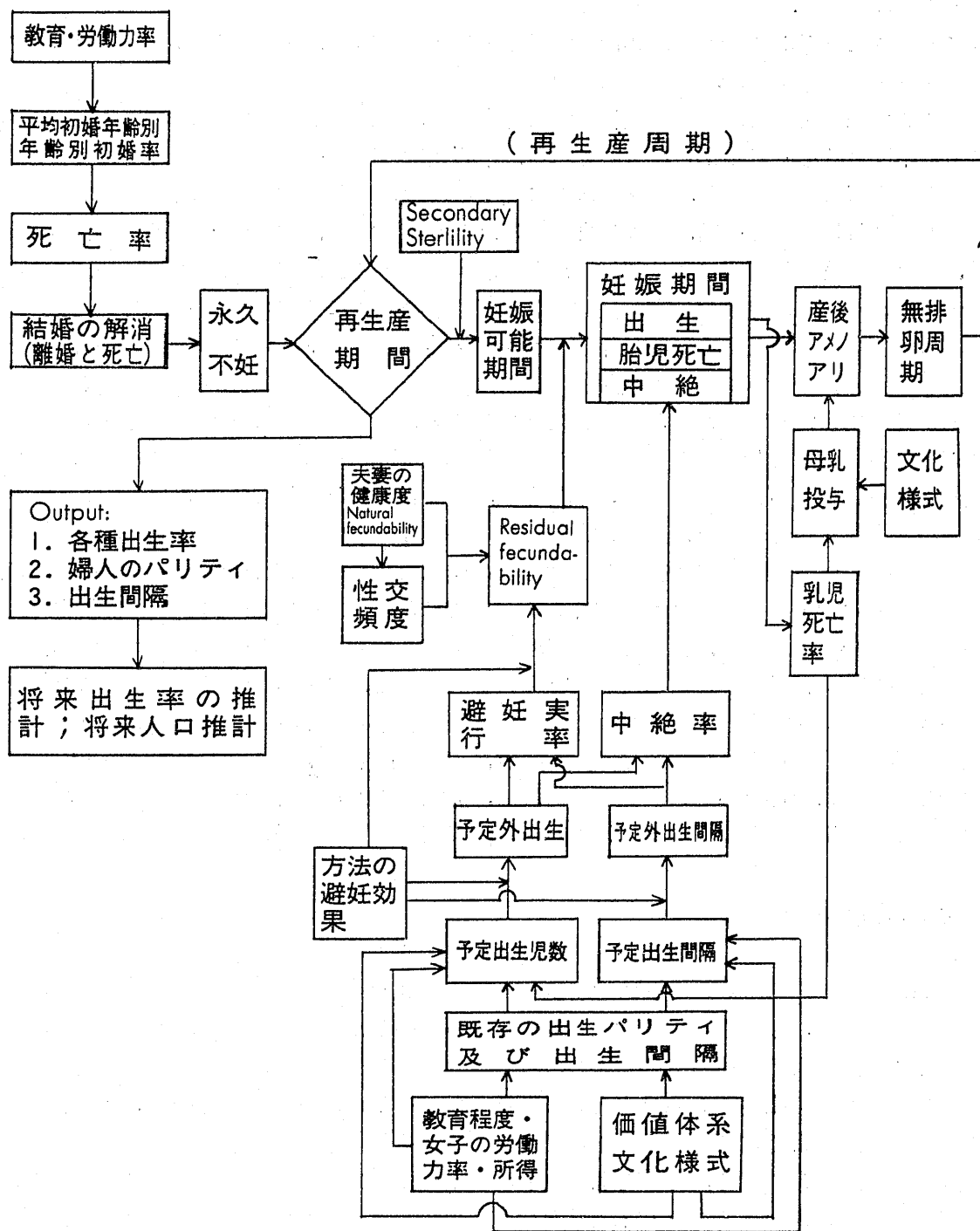
モード	3地域計	杉並区	福岡市	弘前市
総数	100.0 (2,900)	100.0 (915)	100.0 (929)	100.0 (1,056)
母乳のみ	24.1 (700)	18.1 (166)	25.1 (233)	28.5 (301)
主に母乳	21.4 (622)	25.2 (231)	20.8 (193)	18.8 (198)
主に人工乳	29.6 (857)	34.8 (318)	31.9 (296)	23.0 (243)
人工乳のみ	22.7 (659)	19.0 (174)	20.2 (188)	28.1 (297)
不明	2.1 (62)	2.8 (19)	2.0 (19)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

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

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

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

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



注・完成モデルは以上と若干異なる可能性もある。

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

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

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

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

## 2. モデルの効用

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

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

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

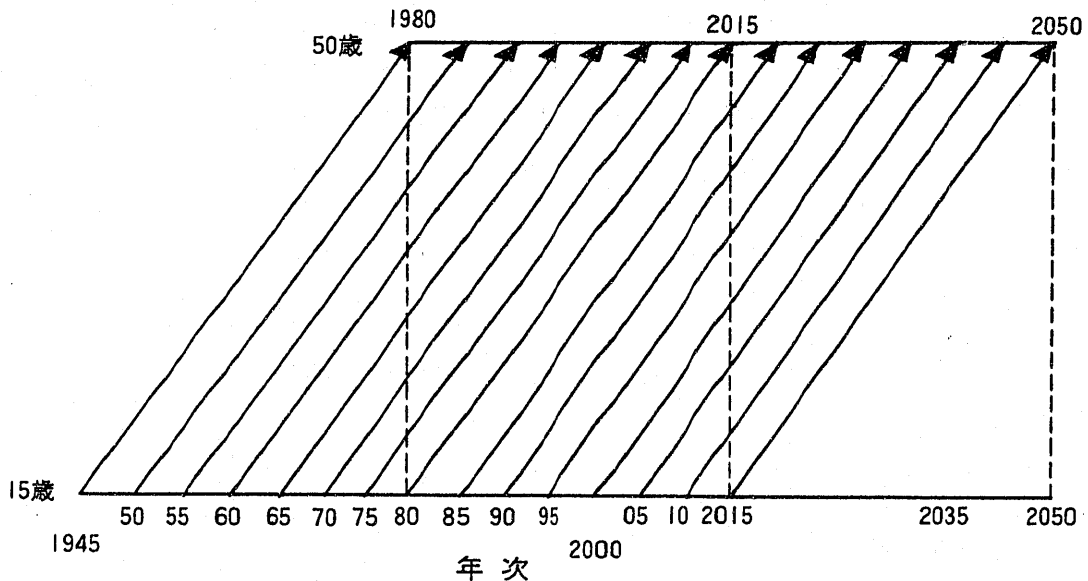
26) Kingsley Davis and Judith Blake Davis, "Social structure and fertility: an analytical framework", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. IV, 1956, pp. 211-235.

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

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



図5 人口推計のためのコウホート要図



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

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

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

### 3. 社会経済的要因の導入

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

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

われのモデルにどのように組み込むことができるであろうか。

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

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

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

#### IV 結 語

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

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

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

## Demographic Models and Fertility Analysis

Shigemi KONO

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

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

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