

# 人口問題研究

第 189 号

1989年1月刊行

貸  
出  
用

## 調査研究

- 現代日本人女子の妊娠出生タイミングに関する Proportional Hazards Model 分析 .....大谷 憲 司... 1~17  
 子供の性別が出生に与える影響について.....坂井 博 通...18~30  
 2つの時点間の世帯類型変化.....渡邊 吉 利...31~41

## 研究ノート

- 低出生力化は核家族化を促進するか?.....廣嶋 清 志...42~46  
 家族類型別世帯数の比較.....山本 千鶴子...47~50

## 資料

- 1980年代前半における結婚出生力の動向.....伊藤 達也  
 坂東 里江子...51~69

## 書評・紹介

- Ronald R. Rindfuss, S. Philip Morgan, and Gray Swicegood, *First Births in America: Changes in the Timing of Parenthood* (大谷憲司) .....70  
 Robert Schoen, *Modeling Multigroup Populations* (高橋重郷) .....71

## 統計

- 第41回簡速静止人口表(1987年4月~1988年3月).....72~81  
 全国人口の再生産に関する主要指標:1987年.....82~87

## 雑報

- 人事の異動一定例研究報告会の開催—資料の刊行—日本人口学会関東部会第2回研究報告会—国際人口学会・仙台市・エイジング総合研究センター共催セミナー「The Family, the Market and the State」(追補)—国際人口学会・総合研究開発機構共催「家族変動の理論に関するセミナー」—第1回 ESCAP 人口・社会開発委員会—先進国の人口推計国際セミナー—多相人口学による測定・分析・予測に関する国際会議.....88~95

## 調査研究

# 現代日本人女子の妊娠出生タイミングに関する Proportional Hazards Model 分析

大谷 憲 司

はじめに

わが国の合計特殊出生率（TFR）は1970年代初めに急激な減少を示した後、1982, 83, 84年に若干の揺り戻しを見せたもののその後再び低下し、1987年には1.69に到っている。筆者は、前稿<sup>1)</sup>において、1982年に厚生省人口問題研究所によって実施された第8次出産力調査のデータに基づいて、1970年代前半における出生率低下の背景にあると考えられる有配偶女子の出生タイミングならびに出生子供数の変化について分析した。第8次出産力調査データから算出された合計結婚出生率（TMFR）は、1970年代前半にTFRと平行的に大幅な減少を示したが、その減少の大部分が1960年代後半以降の結婚コウホートにおける第2子出生タイミングの変化（すなわち、第1子出生から第2子出生までの期間が早まったこと）によることがわかった。今回、あらたに第9次出産力調査<sup>2)</sup>が1987年6月に実施され、1980年代なかばまでの夫婦出生行動についてのデータが得られた。そこで、本稿のIでは、第8次調査と第9次調査のデータをおりませ、期間有配偶出生率の変動と出生タイミング変化の関係を検討し、前者に対する後者の影響の大きさを確認する。IIでは、出生タイミングに与える結婚コウホートの影響を多変量的に検討するために出生間隔別出生確率のproportional hazards model分析を行う。また、出生間隔はひとつまたは複数の妊娠の待ち時間によって大きく影響されていると考えられるため、結婚から最初の受胎まで、最初の妊娠の終了から第2の受胎まで、第2の妊娠終了から第3の受胎までのそれぞれの待ち時間上の受胎確率に対する結婚コウホートの効果を吟味する。さらに、妊娠段階ごとの中絶確率ならびに死流産確率に与える結婚コウホートその他諸変数の影響も検討され、出生確率に対する結婚コウホートの影響の背景にある要因の探求が行われる。

## I 合計結婚出生率

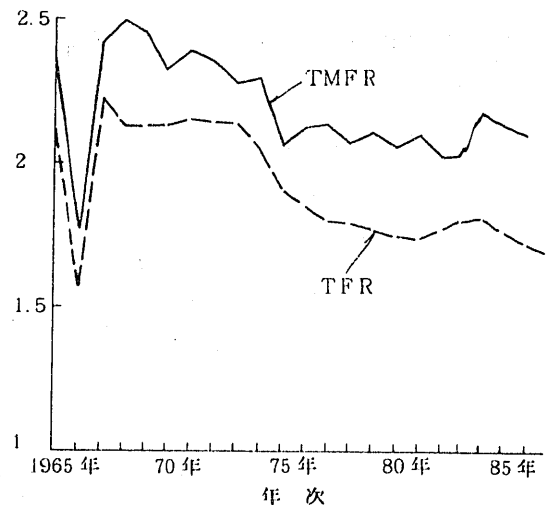
### 1. 合計結婚出生率の変動

第8次と第9次調査のデータをあわせて結婚コウホート別結婚持続期間別出生率を算出し、結婚後

- 1) 大谷憲司、「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」、『人口問題研究』、第185号、1988年、pp.36-54.
- 2) 第9次出産力調査の調査概要と夫婦調査および独身者調査のそれぞれの結果については、阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、『第9次出産力調査（結婚と出産の全国調査—第I報告書—日本人の結婚と出産』、実地調査資料、1988年、厚生省人口問題研究所、ならびに阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、『第9次出産力調査（結婚と出産の全国調査）—第II報告書—独身青年層の結婚観と子供観』、実地調査資料、1989年、厚生省人口問題研究所参照。

15年目までの出生率を各年次について合計したものを合計結婚出生率(TMFR)として、人口動態統計から計算された合計特殊出生率(TFR)とともに1965年から1986年までを図1<sup>3)</sup>に示した。両

図1 TMFRとTFRの推移



注) TFRは、人口動態統計と国勢調査による。  
TMFRは、第8次、第9次出産力調査から計算されたもの。

## 2. 合計結婚出生率変動の要因分析

第8次と第9次調査のデータを統合して1970年から1984年までの15年間について、合計結婚出生率の変動を結婚コウホート別出生タイミング(tempo)の変化と結婚コウホート別完結出生力(quantum)の変化のそれぞれに起因する部分に要因分解してみよう。すでに、第8次調査のデータによって1967-1981年について同様の分析が行われている<sup>4)</sup>。標本数をなるべく多くして期間出生率とコウホート出生率の関係を検討するために、3年幅の結婚コウホートおよび3年幅のTMFRが計算された。また、4子以上を生む者の割合は少なく(3.4%)、第4子以上の出生タイミングを問題にする利点はほとんどないので、出生子供数は3人を限度に計算対象とした。すなわち、第1子、第2子、第3子の出生タイミング変化の影響が考察される。したがって、結婚コウホートごとの完結出生力も第4子以上を無視しているが、その割合が僅少であるために無視しない場合とほとんど差はないと思われる。

ここで用いる方法によってTMFRの変動を要因分解するには次の2点の仮定を置かなければならない。まず、結婚後15年の観察がなされていない結婚コウホートについて完結出生力(前述のように、結婚後15年目までの第4子以上を除いた累積出生子供数)を仮定する必要がある。1967-69年結婚コウホートは第8次調査では12年目までしか観察されていないが、第9次調査では15年目まで観察されている。しかし、1970年以降の3年幅結婚コウホートは第9次調査時点においても15年目に達していないので完結出生力を仮定しなければならない。ここでは、完結出生力の低下をやや大きめに考えて、1970-72年結婚コウホートで2.06とし、その後直線的に減少して1982-84年結婚コウホートでは1.98に達するものとした。

3) 図1に示された合計結婚出生率は第8子までを勘定に入れている。また、1965年と1966年の両年については、第8次調査を含めてもそれぞれ結婚後13年目までと14年目までの出生率の合計しかデータをとることができない。ここで計算された合計結婚出生率は出産力調査から計算されたものであるが、最近、人口動態統計に基づいて1980年代前半の全出生数による合計結婚出生率も試算されている。伊藤達也・坂東里江子、「資料—1980年代前半の結婚出生率の動向」、『人口問題研究』、第189号、1988年参照。

4) 大谷憲司、前掲(注1)。「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」、pp.47-48参照。

いまひとつの仮定は出生子供数の分布に関する仮定である。すでに、前稿において明らかにされたように<sup>5)</sup>、TMFRをカンタム (quantum) 効果とテンポ (tempo) 効果に分解する場合、いわゆるライダー流のタイミングインデックス  $D(t)$  には完結出生力を1に規格化した場合の出生子供数分布<sup>6)</sup>の変化も影響している。前稿同様に、この出生子供数分布の変化の影響はカンタム効果として扱うことにした。また、完結出生力を1に規格化した場合の出生子供数分布に1960年代以降結婚コウホート間でつれほど大きな変動が見られないことから、1964-66年結婚コウホートの値がその後のコウホートについても成立するものと仮定した。すなわち、完結出生力を1に規格化した場合における第1子、第2子、第3子の分布をそれぞれ0.456, 0.415, 0.129とした。

そこで、TMFRから分解された第1子、第2子、第3子のそれぞれの出生タイミングインデックス ( $D1(t)$ ,  $D2(t)$ ,  $D3(t)$ )と完結出生力の加重調和平均 ( $HC(t)$ )<sup>7)</sup>の推移を1970-84年の5個の3年幅期間について検討してみよう (表1)。それによれば、1970-72年と1973-75年の間にTM

表1 完結出生力加重調和平均とタイミングインデックスの推移およびテンポ要因とカンタム要因への分解, 1970-84: 第8次, 第9次出産力調査

既知の完結出生力									
		1955-57=2.19	1958-60=2.11	1961-63=2.14	1964-66=2.10	1967-69=2.08			
仮定された完結出生力									
		1970-72=2.06	1973-75=2.04	1976-78=2.02	1979-81=2.00	1982-84=1.98			
年次	TMFR	$HC(t)$	$D(t)$	$D1(t)$	$D2(t)$	$D3(t)$			
1970-72	2.25	2.08	1.08	1.03	1.10	1.09			
1973-75	2.14	2.06	1.04	1.02	1.02	1.12			
1976-78	2.08	2.04	1.02	1.04	1.00	0.99			
1979-81	2.06	2.02	1.02	1.03	1.01	1.02			
1982-84	2.09	2.00	1.05	1.03	1.05	1.09			
要 因 分 解									
									(%)
比較対	AQ	Q	F1	F2	F3	AT	T1	T2	T3
1970-72 / 1973-75	32.2	21.1	-0.3	-5.6	17.0	67.8	12.9	60.5	-5.5
1973-75 / 1976-78	49.8	37.1	-0.2	-1.4	14.3	50.2	-39.2	29.7	59.7
1979-81 / 1982-84	-54.9	-54.4	0.0	0.1	-0.6	154.9	7.3	98.1	49.5

注: 負の寄与は2期間のTMFRの変化の方向と反対の方向にその要因が働いたことを意味する。

$HC(t)$ は完結出生力の加重調和平均,  $D(t)$ はタイミングインデックス,  $D1(t)$ ,  $D2(t)$ ,  $D3(t)$ は、それぞれ第1子、第2子、第3子の出生タイミングインデックス,  $AQ$ は全カンタム効果,  $Q$ は完結出生力の変化による効果,  $F1$ ,  $F2$ ,  $F3$ は第3子までの出生子供数分布の変化による効果,  $AT$ は全テンポ効果,  $T1$ ,  $T2$ ,  $T3$ はそれぞれ、第1子、第2子、第3子の出生タイミング効果である。

$AQ=Q+F1+F2+F3$  また  $AT=T1+T2+T3$  である。

5) 大谷憲司, 前掲 (注1), 「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, p.46参照。

6) 第3子までの結婚コウホート別パリティ別平均出生子供数を  $C(c, 1)$ ,  $C(c, 2)$ ,  $C(c, 3)$  とする。  $c$  は結婚コウホートを表す。そして、結婚コウホート  $c$  の完結出生力を  $C(c) = C(c, 1) + C(c, 2) + C(c, 3)$  とすると、完結出生力を1に規格化した場合の出生子供数分布はそれぞれ  $C(c, 1)/C(c)$ ,  $C(c, 2)/C(c)$ ,  $C(c, 3)/C(c)$  で表せる。

7) パリティ別タイミングインデックスと完結出生力の加重調和平均の求め方については、大谷憲司, 前掲 (注1), 「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」, pp.52-53参照。

FRは観察期間中最大の低下を示している。この低下のほぼ70%は出生タイミングの変化によって引き起こされており、60%が第2子出生タイミングの変動、13%が第1子出生タイミングの変動によって説明されている。第3子出生タイミングはTMFRを増大させる方向に若干変化していることがわかる。第8次調査のデータによって示された値よりも少ない出生タイミングの効果<sup>8)</sup>であるが、これは将来の完結出生力を今回かなり低く仮定したからである。むしろ、これほど低い完結出生力の仮定にもかかわらず、1970年代前半のTMFR減少の70%近くが出生タイミングの変化によっていたことに注目すべきであろう。第2子出生タイミングインデックスは1970-72年の1.10から1973-75年の1.02へと大幅な減少を示しているが、これは1960年代後半以降の結婚コウホートで第2子出生のタイミングが早まり、それ以前の結婚コウホートの出生タイミングとの相違が1970-72年における第2子出生タイミングインデックスを1よりかなり高い値にしたのに対し、第2子出生にかかわるほとんどの結婚コウホートに新しい出生タイミングパターンが浸透した結果、1973-75年には第2子出生タイミングインデックスが相当に減少し1に近づいたことによるのである。

表2には、1952-54年から1982-84年までのそれぞれの結婚コウホートについて第1出生関数、

表2 結婚年別パリティ別出生関数の比較：第8次、第9次出産力調査

結 婚 年	相 対 的 出 生 確 率 推 定 値		
	第 1 子	第 2 子	第 3 子
1955-1957	0.89	1.02	1.07
1958-1960	0.93	1.00	0.92
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	0.98	1.09	0.94
1967-1969	1.04	1.17	0.85
1970-1972	1.09	1.09	0.89
1973-1975	1.08	1.17	1.00
1976-1978	1.01	1.17	1.03
1979-1981	1.05	1.17	1.06
1982-1984	1.01	1.31	1.39
1985-1987	1.07		
log rank test	$\chi^2(10) = 36.32^{**}$	$\chi^2(9) = 48.45^{**}$	$\chi^2(9) = 19.93 \#$

\*\* $P < 0.001$  # $P < 0.05$

第2出生関数、第3出生関数<sup>9)</sup>の生命表分析(life table analysis)の結果得られた相対的な出生確率の推定値と出生関数間の差の検定<sup>10)</sup>の結果が示されている。すでに、前稿でも示されたように<sup>11)</sup>、1970年代前半のTMFRの半分以上を説明するこの第2子出生タイミングの変化は、表から明らかのように1960年代後半の結婚コウホートから第2出生間隔が短縮化したことによると考えられる。

8) 出生タイミング効果およびクアンタム効果などの求め方についても、大谷憲司、前掲(注1)、「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」、pp.52-53参照。

9) ここで出生関数とは、censoringがないと仮定した場合に観察されるであろうと推定される値であり、時間の経過(第1子については結婚から、第2子以上では前子の出生から)にともなう当該順位の子供を生んだ妻の割合の推定値である。ここでは、Kaplan-Meierの方法によって計算されている。

10) 本稿の生命表分析およびPH分析は、SASに含まれているPHGLMが用いられた。計算はすべて東京大学大型計算機センターのM-680/H2によって行われた。

11) 大谷憲司、前掲(注1)、「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」、pp.50-51参照。

1973-75年と1976-78年の間のTMFRの減少に関しては、その半分がやはり出生タイミングの変化によっている。しかし、今度はその出生タイミング変化が第3子と第2子に起因している。第3子出生タイミングインデックスは1973-75年の高水準から1976-78年の0.99へと一気に下落した後、1982-84年には再び1.09の水準に復帰している。また、第2子出生タイミングインデックスも1982-84年には再度上昇を示している。表1に明らかなように、1979-81年と1982-84年の間のTMFRの若干の揺り戻しは、完結出生力の減少によるTMFRの低下を相殺して余り有る第2子、第3子の出生タイミングの変化によって引き起こされた可能性がある。表2に見られるように、第3子出生関数の結婚コウホートによる変動は第1、第2子出生関数のそれに比べて小さく、統計的な有意水準も低い。しかし、それでも次のような特徴を指摘できる。1958-60年結婚コウホートで増大した第3子出生間隔は1961-63年の結婚コウホートにおいて一時的な減少（すなわち、第3子出生確率の増大）を示したが、1967-69年と1970-72年の結婚コウホートにおいては再び第3子出生間隔が増大（すなわち、第3子出生確率が減少）した。この動きが1970年代初めの高い第3子出生タイミングインデックスと1970年代後半の低い第3子出生タイミングインデックスをもたらしたと思われる。その後、1973年以降の結婚コウホートでは再び第3子出生間隔が減少し、1982-84年の第3子出生タイミングインデックスが増大したと考えられる。

1967-72年の第3子出生間隔の増大は、1970年代前半に生じた第1次石油ショックの影響とも考えられる。以前筆者は第8次調査の結果から、第1次石油ショックがその当時結婚して第1子をもった人々の一部に対して第2子出生間隔を増大させたことを見いだしたが<sup>12)</sup>、第3子の出生タイミングに対する影響はそこでは扱わなかった。今回の結果からもわかるように、第1子の出生タイミングは石油ショックのような社会経済的な攪乱の影響をほとんど受けず、かなり抵抗力の大きいものであるのに対し、第2子、第3子の出生タイミングは社会経済的環境変動の影響を受け易い。

## II 妊娠出生タイミングのPH分析

### 1. 第8次、第9次調査統合データによる出生間隔別出生確率のproportional hazards model分析

前節において、期間出生率指標であるTMFRの変動を結婚コウホート別の出生間隔の変化と結び付けて検討した。その際、TMFRは標本全体について計算された値であるため、出生間隔（生命表分析を行ったので正確には出生関数）についても結婚コウホートのみを独立変数として投入した。しかし、言うまでもなく、生命表分析は標本のhomogeneity<sup>13)</sup>を前提としているのであるが、実際は標本の個人的属性によって出生関数が異なる可能性も大きい。したがって、個人的な属性が出生関数に与える影響を明らかにすることが必要である。筆者は、結婚から第1子出生までの第1子出生関数と第2子出生関数について第8次調査データによって複数の独立変数を導入したPH分析(proportional hazards model analysis)<sup>14)</sup>を行ったことがあるが、ここでは第8次調査と第9次調査のデータを併せて第3

12) 前掲(注11)参照。

13) たとえば、James W. Vaupel and Anatolii Yashin, "Heterogeneity's ruses: some surprising effects of selection on population dynamics", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 39, No.3, pp.176-185.

14) PH分析では、レファレンスカテゴリーの出生確率を $\lambda_0(t, \mathbf{x})$ とすると、あるカテゴリーの出生確率は一般に $\lambda(t, \mathbf{x}) = \lambda_0(t, \mathbf{x}) \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ で表わせられると仮定している。 $t$ は時間、 $\mathbf{x}$ と $\boldsymbol{\beta}$ はそれぞれ属性ベクトルと係数ベクトルである。PH分析の詳細についてはR. G. Miller, *Survival Analysis*, New York: John Wiley and Sons, 1981 およびD. R. Cox and D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall, 1984など参照。

表3 第1, 第2, 第3 出生関数のPH分析: 第8次, 第9次出産力調査

結 婚 年	相 対 的 出 生 確 率 推 定 値		
	第 1 子	第 2 子	第 3 子
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	0.88 **	0.94 *	1.03
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	0.99	0.94	0.84 **
25-26歳	1.00	0.94	0.72 **
27歳以上	0.80 **	0.80 **	0.55 **
結婚直後の親との同別居			
同居	1.00	1.00	1.00
別居	0.82 **	0.87 **	0.76 **
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	1.00	1.00	0.93
短大・高専・専修	1.00	1.07	0.96
4年制大卒以上	0.84 **	1.06	1.37 *
夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.02	0.98	0.93
ホワイトカラー	0.99	0.88 **	0.63 **
ブルーカラー	1.02	0.95	0.63 **
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.01	1.01	0.97
ホワイトカラー	0.97	0.94	0.96
ブルーカラー	1.01	0.98	0.91
第1 出生間隔			
18カ月未満		1.00	1.00
18カ月以上		0.72 **	0.72 **
第2 出生間隔			
36カ月未満			1.00
36カ月以上			0.44 **
第1子の性別			
男		1.00	
女		1.06 *	
第1子と第2子の性別組合せ			
男 × 男			1.00
男 × 女			0.89
女 × 男			0.87 *
女 × 女			1.03
結婚コウホート			
1955-1957	0.84 *	0.97	0.90
1958-1960	0.89	0.97	0.83
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	1.00	1.11	0.96
1967-1969	1.08	1.19 **	0.87
1970-1972	1.16 **	1.11 *	0.86
1973-1975	1.16 **	1.20 **	0.97
1976-1978	1.11 *	1.20 **	1.02
1979-1981	1.14 **	1.20 **	0.99
1982-1984	1.14 **	1.32 **	1.19
1985-1987	1.21 *		
	$N = 15,526$ $\chi^2(24) = 345.76 **$	$N = 13,501$ $\chi^2(25) = 512.33 **$	$N = 11,056$ $\chi^2(28) = 893.42 **$

\* $P < 0.01$  \*\* $P < 0.001$

子までの出生関数の PH 分析を示すことにする<sup>15)</sup>。

結婚からの時間の経過に伴う第 1 子出生確率（以下では第 1 子の出生間隔別出生確率と呼ぶ）、第 1 子出生からの時間経過に伴う第 2 子出生確率（以下では第 2 子の出生間隔別出生確率と呼ぶ）、第 2 子出生からの時間経過に伴う第 3 子出生確率（以下では第 3 子の出生間隔別出生確率と呼ぶ）のそれぞれが個人的属性によってどのような影響を受けるのかを示すのが表 3 である。ここで、相対的出生確率推定値と称されたものは各変数の各カテゴリーの出生確率がそれぞれの変数のレファレンスカテゴリーの出生確率の何倍であるかを示している<sup>16)</sup>。第 1 出生関数の PH 分析においては、独立変数は、結婚コウホートの他に結婚形態、妻の初婚年齢、結婚直後の親との居住形態<sup>17)</sup>、妻の学歴、調査時点における夫の職業、妻の父親の職業であった。第 2 出生関数については、以上の独立変数に第 1 出生間隔の長さが加わり、第 3 出生関数については第 1 出生間隔の他にさらに第 2 出生間隔の長さも加わった。また、第 2 出生関数については、第 1 子の性別、第 3 出生関数については第 1 子と第 2 子の性別組合せも独立変数として投入された。

まず、これらの変数を統制した場合における結婚コウホートの影響を見てみよう。ここでは、1961 - 63 年結婚コウホートの出生間隔別出生確率を基準としている。表から明らかなように、上述のいろいろな背景的属性を統制しても、1960 年代後半以降の結婚コウホートでは第 1 子と第 2 子の出生間隔別出生確率がそれ以前の結婚コウホートに比べて高まっていることがわかる。すなわち、1960 年代前半以前に比べて 1960 年代後半以降においては第 1、第 2 出生間隔は短い。第 3 子の出生間隔別出生確率は、統計的に有意に達していないものの、1961 - 63 年、1964 - 66 年結婚コウホートにおいて 1958 - 60 年結婚コウホートに比べて高くなっており、出生間隔は短い傾向を示している。1967 - 69 年、1970 - 72 年結婚コウホートでは再び出生確率が減少し第 3 出生間隔は増大している。しかし、1973 - 75 年結婚コウホート以降では再度出生確率の上昇が見られ 1.00 に近づいている。この結果は、それぞれ、結婚コウホートだけを独立変数として用いた既述の生命表分析の結果と一致しており、ここで投入された結婚コウホート以外の独立変数は結婚コウホートの効果にほとんど交絡していないことを示している。したがって、結婚コウホート間に生じた出生確率の変動を引き起こした要因は、この PH 分析に投入された背景の変数の他に求める必要がある。

ついでに個々の背景的属性の影響について見ると、結婚形態は、第 1 子、第 2 子の出生間隔別出生確率には影響するものの（恋愛結婚において見合い結婚に比べて出生間隔が長くなる）、第 3 子の出生間隔別出生確率には影響しない。妻の初婚年齢については、22 歳以下で結婚した妻に比べて、高年齢の 27 歳以上において第 1 子および第 2 子の出生間隔別出生確率の低下の傾向が観察されるのに対し、初婚年齢 23 歳以上の妻において第 3 子の出生間隔別出生確率の低下が統計的に有意に認められた。このことは、第 3 子の出生が結婚年齢によって特に大きな影響を受けることを示している。

結婚直後に親と同居するか否かについて見ると、親と同居する場合に第 1 子、第 2 子、第 3 子ともに出生間隔別出生確率の増大、すなわち出生間隔の減少が存在する。第 2 子と第 3 子に関しては、第

15) 第 8 次調査と第 9 次調査をそれぞれ別個に同一の条件で PH 分析したところ、両者の差は大きくなかったため、両調査をプールしてもさしつかえない。

16) この相対的出生確率推定値は、(注 14) に示された  $\exp(x'\beta)$  に相当する。したがって、各変数のレファレンスカテゴリーにおいてはこの値は 1.00 となっている。また、出生関数を  $B(t)$  とすると、出生確率と出生関数の間には次の関係がある。

$$\lambda(t) = \frac{dB(t)}{dt} / (1 - B(t))$$

17) 第 9 次出生力調査では、結婚直後の親との居住形態として同居、近居、別居（親のいない場合を含む）の 3 つのカテゴリーが設けられているが、第 8 次調査では同居、別居（親のいない場合を含む）の区別しか得られていない。したがって、第 9 次調査のデータに関しては、近居は別居の中に含めてここでは計算されている。



1 出生間隔あるいは第2出生間隔を統制した場合にも結婚直後の親との居住形態が直接的に第2出生間隔や第3出生間隔に効果を与えている。第1, 第2出生間隔についてはすでに第8次調査データのみによる分析において見いだされていたことであるが<sup>18)</sup>, 第3出生間隔については初めての知見である。

妻の学歴では, 第1子の出生間隔別出生確率が4年制大卒以上において中卒者に比べて低くなっている。一方, 第2子の出生間隔別出生確率は妻の学歴の影響を全く受けない。それに対し, 第3子の出生間隔別出生確率は4年制大卒以上の者において有意に増大しており, 第3出生間隔が短くなっている。すなわち, 初婚年齢を統制した場合においても, 次のことが言えるであろう。高学歴では低学歴の者に比べて, 結婚から第1子出生までの時間は長くなりがちであるが, ひとたび第1子が生まれると第2子はほぼ平均的な時間経過の後に出生する。しかし, 第2子が出生した場合には, むしろ高学歴において第3子の出生が早まるのである。

第1子の出生間隔別出生確率は夫の職業による格差を示していない。第2子の出生間隔別出生確率は, 夫がホワイトカラーの場合にその他のカテゴリーに比べて統計的有意に低くなっている。また, 第3子の出生間隔別出生確率は, ブルーカラー, ホワイトカラーをとわず雇用者で自営業者に比べて低くなっている。ただし, ここでの夫の職業とは調査時点のものであるので必ずしも出生に対する因果性を持ちうるものとは限らないことに注意しなければならない。妻の父親の職業は, 第1子, 第2子, 第3子のいずれの出生間隔別出生確率にも影響していなかった。

第2子の出生間隔別出生確率については第1出生間隔の効果が, そして第3子の出生間隔別出生確率については第1出生間隔と第2出生間隔の効果がそれぞれ検討されている。明らかに, 第1出生間隔の短い場合に第2子の出生確率は高く, したがって第2出生間隔も短くなる。また, 第1出生間隔の短い場合と第2出生間隔の短い場合それぞれ独立に第3子の出生確率を増大させる。特に, 第2出生間隔が第3子の出生間隔別出生確率に与える影響は大きく, 第2出生間隔が36カ月未満の場合の確率に比べて, 36カ月以上の時の確率はその44%に過ぎない。このことから, 何らかの理由で第1子出生から第2子出生までの期間が長くなってしまった場合には第3子出生の可能性が相当に少なくなることがわかる。

一方, 前に生まれた子供の性別の影響を検討してみると, 第1子が女子である場合に第2子の出生間隔別出生確率が若干高まるようである。第1子, 第2子とも男子である場合を基準カテゴリーとして比べた場合, 第1子が女子で第2子が男子である場合に第3子の出生間隔別出生確率が低くなっている。すなわち, 最初の子供が女子の場合には男子を欲してのためか第2子の生み急ぎの傾向が見られるものの, その第2子が男子である場合にはその結果に満足したためか第3子の出生が敬遠されがちである。

## 2. 第9次調査データによる妊娠待ち時間の proportional hazards model 分析

前節で, 出生間隔別出生確率のPH分析を行うことによっていろいろな要因を統制した上でも, 結婚コウホートによって第1, 第2出生間隔が変化したことを確認した。ところで, 出生間隔はひとつまたは複数(自然流産, 死産あるいは人工妊娠中絶があった場合)の待ち時間<sup>19)</sup>と妊娠期間の合計で

18) 大谷憲司, 「1960年代以降結婚コウホートの出生間隔に関する Proportional Hazards Model 分析」, 『人口問題研究』, 第181号, 1986年, pp.14-30参照。

19) ここで妊娠の待ち時間というものは, 分娩後の受胎不可能ないわゆる non susceptible period と受胎可能となってから受胎するまでの時間との合計を指している。第9次出産力調査では, 前者の受胎不可能期間と後者の受胎可能期間を分けることはできない。もちろん, 第1妊娠に関しては, 起点は結婚であり, 前者の受胎不可能期間は含まれない。受胎不可能期間と受胎確率について, 日本のデータを検討したものに, 河野稠果・渡邊吉利, 「出生力の生物人口学的条件」, 『人口問題研究』, 第167号, 1983年, pp.1-17がある。

ある。そこで、結婚から最初の受胎まで、最初の妊娠終了から第2の受胎まで、第2の妊娠の終了から第3の受胎までのそれぞれの妊娠待ち時間に与える結婚コウホートその他諸変数の影響を待ち時間別受胎確率のPH分析によって明らかにしよう。

第9次調査では、出生歴のみならず妊娠歴を尋ね、結婚時から最初の受胎までの妻の就業状態、親との居住形態（同居・近居・別居またはその他の3分類）、避妊有無を調査すると同時に、最初の妊娠の終了から第2の受胎までの妻の就業状態、親との居住形態、避妊有無、第2の妊娠終了から第3の受胎までの妻の就業状態、親との居住形態、避妊有無なども調査している。これらの妊娠段階ごとの属性はそれぞれの待ち時間に大きく影響すると考えられる。

第9次調査では、問25においていわゆる locus of control 特性<sup>20)</sup>の測定を試みている。locus of control とは、物事の原因を判断する際における個々人のパーソナリティ特性であり、内因帰属(internal)と外因帰属(external)の2種に分類される。内因帰属とは、自分に関係する出来事を何でも自分の責任と考え易い性向であり、外因帰属とは、それらを自分以外のせいにしがちな性向である。このパーソナリティ特性はいろいろな行動特性と関係を持ち行動予測に役立つものとされている。locus of control 測定のためには標準化された尺度とそのための質問群が存在するが、出産力調査でそれらの質問すべてを実施することは困難であったため、locus of control 尺度と高い相関を持つとされる1個の質問によって測定を行った。以下では locus of control のことを運命観、外因帰属のことを運次第、内因帰属のことを努力重視と呼ぶことにする。ひとつの予想としては、運次第の人々においては行動にやや慎重さを欠き、したがって妊娠し易く、妊娠待ち時間も短くなるのではないかとということが考えられる。

また、子供の教育に対する考えが、出生力あるいは出生タイミングと関係しているのではないかという疑いはしばしば提示されてきた。親が子供の教育に熱心である場合には、少ない数の子供を結婚後早いうちに出産し、高額な教育費をまかなうために妻がパートタイムに出るなどして、子供に質のよい教育をつけさせようとするであろうと予想できる。第9次調査では、男の子および女の子の教育についての希望を質問している（子供がいない場合には、いと仮定して答えるように要請している）。

そこで、運命観、教育観、結婚時の居住地市郡別、前の妊娠の待ち時間、前の妊娠の結果などの変数を追加して統制し、結婚コウホートの受胎確率に与える影響を検討するために、第9次調査データによって妊娠待ち時間のPH分析を行った（表4）、なお、この分析では、結婚前に妊娠した者は除かれている。ここでの最大の関心事である結婚コウホートの効果については最後に述べることにして、その他の変数の影響から見てみよう。

まず、結婚形態は、結婚後の受胎確率（第1受胎確率と呼ぶことにする）にのみ効果を及ぼし、最初の妊娠終了後の受胎確率（第2受胎確率と呼ぶことにする）と第2妊娠終了後の受胎確率（第3受胎確率と呼ぶことにする）に対しては影響を与えていない。妻の初婚年齢については、22歳以下の場合を基準とすると、27歳以上で全ての妊娠段階における受胎確率が大幅に減少している。また、第3受胎確率は25-26歳においても有意に低下していることがわかる。一方、親との居住形態が受胎確率に与える影響はほぼ一貫しており、同居している場合に比べて、近居・別居では受胎確率が低くなり、待ち時間は長くなる。特に、第3妊娠の待ち時間は近居、別居においてかなり低くなっている、妻の学歴では、4年制大卒以上で第1受胎確率が1%水準で有意に達していないもののやや低下の

---

20) locus of control 特性については、J. Rotter, "Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement", *Psychological Monographs*, Vol.80, No.1, 1966, pp.1-27 あるいは H. M. Lefcourt, "Recent developments in the study of locus of control". In B. A. Maher(ed.), *Progress in Experimental Personality Research*, Vol.6, 1972, pp.1-39 など参照。

表4 第1, 第2, 第3受胎確率のPH分析: 第9次出産力調査

変数	相対的受胎確率推定値		
	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	0.94 **	0.97	1.07
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	0.95	0.94	0.93
25-26歳	0.95	0.95	0.81 **
27歳以上	0.78 **	0.86 **	0.64 **
各妊娠段階での親との同別居			
同居	1.00	1.00	1.00
近居	0.91 *	0.83 **	0.72 **
別居	0.86 **	0.83 **	0.69 **
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	1.02	1.01	0.97
短大・高専・専修	1.04	1.13	1.05
4年制大卒以上	0.88	1.15	1.50 **
結婚時の夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.00	0.95	0.93
ホワイトカラー	0.92	0.94	0.79 *
ブルーカラー	0.95	1.00	0.86
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.04	0.97	1.05
ホワイトカラー	0.96	0.90 *	0.94
ブルーカラー	1.02	1.02	1.04
結婚時の居住地市郡別			
市部	1.00	1.00	1.00
郡部	1.06	1.09	1.09
各妊娠段階での妻の就業状態			
常勤	0.88 **	0.77 **	0.60 **
パートタイム	0.73 **	0.58 **	0.32 **
家族従業・内職	0.81 **	0.92	0.70 **
専業主婦	1.00	1.00	1.00
各妊娠段階での避妊の有無			
避妊しなかった	1.00	1.00	1.00
避妊した	0.69 **	0.86 **	0.62 **
第1妊娠待ち時間			
9カ月未満		1.00	1.00
9カ月以上		0.64 **	0.72 **
第2妊娠待ち時間			
27カ月未満			1.00
27カ月以上			0.47 **
前の妊娠の結果			
死流産・中絶		2.50 **	3.55 **
出生		1.00	1.00
男の子の教育についての考え			
大学を卒業させたい	1.00	1.00	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	1.08 *	1.07	1.10
大学へ行く必要はない	0.92	1.05	0.91
運命観			
運次第	1.00	1.00	1.00
努力重視	1.03	1.01	1.00
結婚コウホート			
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	1.07	1.12	1.20
1967-1969	1.16 *	1.07	1.01
1970-1972	1.18 *	1.06	0.93
1973-1975	1.24 **	1.03	1.01
1976-1978	1.19 *	1.06	1.07
1979-1981	1.29 **	1.09	0.94
1982-1984	1.20 *	1.08	0.89
1985-1987	0.99		
	$N = 7,587$ $\chi^2(31) = 483.87^{**}$	$N = 6,377$ $\chi^2(32) = 832.27^{**}$	$N = 5,250$ $\chi^2(33) = 1545.52^{**}$

\* $P < 0.01$  \*\* $P < 0.001$

傾向が観察されるが、第2受胎確率には全く影響しない。しかし、第3受胎確率が高学歴で有意に増大していることは、出生確率で見られた学歴効果はその妊娠待ち時間に対する効果に由来することを示唆している。結婚時の夫の職業では、夫がホワイトカラーである場合に第3受胎確率が有意に減少している。また、妻の父親がホワイトカラーである場合に第2受胎確率が若干低くなっている。

結婚時の居住地特性では、郡部においてやや受胎確率が高くなっているように見えるが、1%水準では有意に達していない。一方、結婚から最初の妊娠までの妻の就業状態については、専業主婦に比べて全ての受胎確率についてほとんどのカテゴリーで低下しており、特に第3妊娠を待つパートタイム雇用者においてそれが著しい。次に、避妊の影響を見てみると、当然の結果としてそれぞれの段階において避妊した場合には避妊しなかった場合に比べて受胎確率は低下している。また、前の妊娠待ち時間が短いほど次の妊娠待ち時間も短縮化する可能性が強いことは、前述の出生間隔の分析を裏付けている。

妊娠が自然流産、死産、人工妊娠中絶などに終わった場合には、出生の場合に比べて妊娠終了後の受胎不可能期間が短くなる<sup>21)</sup>ため、当然のことながら、次の受胎確率も高まることが予想されるが、そのとおりの結果となっている。また、避妊などについて統制した場合には、運命観は受胎確率とはほとんど関係を持たないことがわかった。locus of controlについては、避妊行動、避妊効率に対する影響を受胎確率とは別個に検討する方が、妥当かも知れない<sup>22)</sup>。

第9次調査の報告書によれば、男の子の教育についての考え（大学へ行かせたい・大学へ行くも行かぬも本人次第・大学へ行く必要はない）は、予想と異なり夫婦の出生児数に対して影響を与えていない。そこで、男の子の教育に対する考え方が受胎確率に与える影響を見てみると、大学へ行くも行かぬも本人次第というそれほど教育に固執しない自由な考えの場合にやや第1受胎確率が増大して待ち時間が短くなる傾向がある。この結果は、予想とは異なったが、「本人次第」で予定子供数や理想子供数が大きくなるという分析結果とは符号している<sup>23)</sup>。

さて、1961-63年以降の結婚コウホート間の変動を検討しよう。表3に示された第1出生関数の結婚コウホートによる変化と同様に、第1受胎確率も1961-63年結婚コウホートのそれに比べて1970年代の結婚コウホートで高くなっている。表4によれば、第1受胎確率は結婚コウホートによって変化していることがわかる。よって、表3の結婚コウホートによる第1子出生確率の増大は第1受胎確率の増大に主として起因すると思われる。もっとも、結婚コウホートによる第1受胎確率の増大理由は、この分析では明かでない。

一方、1961-63年結婚コウホートに比べて1967年以降の結婚コウホートでは第2子出生確率も増大している（表3）が、それとは対照的に第2受胎確率は結婚コウホートによる差を示してはいない。つまり、第2妊娠待ち時間は結婚コウホートによって変化していない。この分析では第1妊娠の結果を独立変数として含み、ここでは示していないものの第1妊娠結果と結婚コウホートの間に交互作用のないことがpretestによって確かめられている。したがって、第1妊娠が出生に終わった場合に限定しても第2受胎確率は結婚コウホートの影響を受けていない。このことは、第2子出生確率の結婚コ

21) 河野稔果・渡邊吉利, 前掲(注19), 「出生力の生物人口学的条件」, p.13 ならびに Alan S. McNeilly, P. W. Howie and Anna Glasier, "Lactation and the return of ovulation". In Peter Diggory, Malcolm Potts and Sue Teper (eds.), *Natural Human Fertility: Social and Biological Determinants*, London: MacMillan Press, 1988 など参照。

22) ただし、第9次出産力調査の夫婦調査と独身者調査を合わせて18歳以上35歳未満の女性全体を母集団とする標本によって結婚年齢と第1子出生年齢 PH 分析を行ったところ、努力重視の者において統計的有意に結婚年齢、第1子出生年齢が運次第の者より低くなることが見いだされている。

23) 阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一, 「結婚と出産の動向—第9次出産力(夫婦調査)の結果から—」, 『人口問題研究』, 第187号, 1988年, p.21参照。

ウホートによる変動が妊娠待ち時間の変化によるのではないことを示唆している。

出生確率の分布によって決定される出生間隔の長さは、前の出生（第1子の場合は結婚）から次の出生までの間に含まれる妊娠待ち時間の長さとともに、死流産あるいは人工妊娠中絶があるかどうかによっても左右される。そこで、第1妊娠、第2妊娠、第3妊娠について、それぞれの妊娠を経験した者を対象として、その妊娠が中絶によって終了したか否か、ならびに死流産（自然流産と死産）によって終了したか否かの logistic regression 分析<sup>24)</sup>を行った（表5, 6）。

表5, 6に示された値は、他の変数を統制した場合に得られる odds ratio の推定値である。たとえば、ある変数のレファレンスカテゴリーにおける中絶確率  $P_0$ 、レファレンスカテゴリー以外のあるカテゴリーでの中絶確率を  $P$  とすると、odds ratio ( $\alpha$ ) は、

$$\alpha = \frac{P}{1-P} / \frac{P_0}{1-P_0}$$

となっている。したがって、odds ratio そのものは相対的な中絶確率を示すものではない。相対的な中絶確率を  $\beta (= P/P_0)$  とすると  $\alpha$  は  $\beta$  の単調増加関数で次の関係が成立する。

$$\begin{aligned} \alpha > 1 \text{ の時, } & 1 < \beta < \alpha \\ \alpha = 1 \text{ の時, } & 1 = \beta = \alpha \\ \alpha < 1 \text{ の時, } & 1 > \beta > \alpha. \end{aligned}$$

よって、相対的な中絶確率は表中の値よりも 1.00 に近いものとなることに注意しなければならない。ただし、有意性の検定結果に関しては、相対的確率も odds ratio も同等である。

第2妊娠中絶確率の odds ratio（表5）を見ると、1961-63年結婚コウホートに比べて1970年代の中絶確率が有意に低下していることがわかる。死流産確率の odds ratio には結婚コウホートによるそのような変動は見られず（表6）、この時期の第2子出生確率の低下は少なくとも一部が、第2妊娠中絶の減少によってもたらされたことを示唆している。このことは、第1妊娠の結果が出生であるものに限り、しかも第2妊娠が中絶に終わった者を除いて第2子出生確率の PH 分析を行えば、第2子出生確率に対する結婚コウホートの影響が弱まることを予想させる。表7に見られるように、確かに結婚コウホートの影響は相当に小さくなっている。

妊娠段階別に見た中絶では、第1妊娠終了後に妻がフルタイムで雇用されている場合に中絶確率が高くなっている。常勤であることは、中絶に対する許容度をやや高めているようである。また、各妊娠とも避妊をしている場合に中絶確率が相当に大きい。このことは、避妊していない者が不用意に妊娠して中絶するというよりも、当今ではむしろ、およそ出生を抑制しようとするものはほとんど避妊を実行しており、避妊に失敗した場合に中絶に踏み切る可能性が高いことを示している。

一方、第2妊娠では、第1妊娠が中絶に帰結した場合に中絶確率の高まることが示されている。しかし、第3妊娠の中絶確率は前の妊娠結果の影響を受けていない。死流産確率では、前の妊娠が死流産あるいは中絶によって頓座する場合に、死流産確率が高まること、すなわち死流産にある程度連鎖性のあることが示されている。

---

24) ここでの logistic regression には、東大計算機センターの SAS に含まれる LOGIST が用いられた。logistic regression については、Yvonne M. M. Bishop, Stephen E. Fienberg and Paul W. Holland, *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*, Cambridge: The MIT Press, 1975, pp.357-361. 佐和隆光,『回帰分析』, 朝倉書店, 1979年, pp.173-175. など参照。

表5 第1, 第2, 第3妊娠の中絶確率の logistic regression 分析:  
第9次出産力調査

変数	odds ratio 推定値		
	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	1.60	0.98	1.19
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	0.68	0.80	1.22
25-26歳	0.53	0.85	1.17
27歳以上	0.91	0.92	1.48
各妊娠段階での親との同居			
同居	1.00	1.00	1.00
近居	1.06	1.04	0.93
別居	2.09 **	1.08	0.84
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	1.10	1.29	1.01
短大・高専・専修	0.68	1.08	0.89
4年制大卒以上	0.75	0.83	0.62
結婚時の夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	0.72	1.03	0.75
ホワイトカラー	0.39 *	0.80	1.08
ブルーカラー	0.58	0.79	1.49
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.28	0.74	1.29
ホワイトカラー	1.10	0.96	1.29
ブルーカラー	1.34	0.82	1.53 *
結婚時の居住地市郡別			
市部	1.00	1.00	1.00
郡部	0.61	0.77	0.73
各妊娠段階での妻の就業状態			
常勤	1.41	1.59 *	0.94
パートタイム	0.89	1.23	1.32
家族従業・内職	0.95	1.23	0.98
専業主婦	1.00	1.00	1.00
各妊娠段階での避妊の有無			
避妊しなかった	1.00	1.00	1.00
避妊した	2.20 **	1.74 **	3.55 **
前の妊娠の結果			
中絶		2.55 *	0.71
その他		1.00	1.00
男の子の教育についての考え			
大学を卒業させたい	1.00	1.00	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	0.97	1.17	0.90
大学へ行く必要はない	0.49	1.06	0.85
運命観			
運次第	1.00	1.00	1.00
努力重視	0.79	0.98	0.93
結婚コウホート			
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	2.07	0.65	0.99
1967-1969	1.18	0.63	0.92
1970-1972	0.78	0.66	0.79
1973-1975	0.64	0.52 *	0.72
1976-1978	0.78	0.50 *	0.50 *
1979-1981	0.73	0.32 **	0.59
1982-1984	0.69	0.42 *	0.38
1985-1987	0.79		
	N=7,104 $\chi^2(31)=120.50 **$	N=5,694 $\chi^2(31)=69.20 **$	N=2,561 $\chi^2(31)=148.17 **$

\* $P < 0.01$  \*\* $P < 0.001$

表6 第1, 第2, 第3妊娠の死流産確率の logistic regression 分析:  
第9次出産力調査

変数	odds ratio 推定値		
	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠
結婚形態			
見合い結婚	1.00	1.00	1.00
恋愛結婚	1.16	1.02	0.95
妻の初婚年齢			
22歳以下	1.00	1.00	1.00
23-24歳	1.36 *	0.95	1.11
25-26歳	1.10	0.95	1.31
27歳以上	1.22	0.85	1.05
各妊娠段階での親との同別居			
同居	1.00	1.00	1.00
近居	0.96	1.14	1.30
別居	1.11	1.27	1.44
妻の学歴			
中学校	1.00	1.00	1.00
高校	0.86	1.00	1.20
短大・高専・専修	0.96	0.95	1.38
4年制大卒以上	0.81	0.85	1.20
結婚時の夫の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.24	1.75	1.63
ホワイトカラー	1.26	2.47 *	1.64
ブルーカラー	1.39	2.13 *	1.43
妻の父親の職業			
農林漁業	1.00	1.00	1.00
非農自営	1.06	1.00	1.10
ホワイトカラー	0.96	0.96	0.97
ブルーカラー	0.75	0.99	0.82
各妊娠段階での妻の就業状態			
常勤	1.21	1.28	0.95
パートタイム	1.52 *	1.53	1.23
家族従業・内職	1.09	1.00	1.11
専業主婦	1.00	1.00	1.00
各妊娠段階での避妊の有無			
避妊しなかった	1.00	1.00	1.00
避妊した	0.80	0.69 *	0.78
第1妊娠結果			
死流産・中絶		1.92 **	1.30
出生		1.00	1.00
第2妊娠結果			
死流産・中絶			1.77 **
出生			1.00
男の子の教育についての考え			
大学を卒業させたい	1.00	1.00	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	0.99	0.84	1.05
大学へ行く必要はない	0.82	0.96	1.11
運命観			
運次第	1.00	1.00	1.00
努力重視	1.16	0.92	1.03
結婚コウホート			
1961-1963	1.00	1.00	1.00
1964-1966	1.02	0.82	1.94
1967-1969	1.01	1.03	2.20
1970-1972	1.03	0.89	1.99
1973-1975	1.35	0.85	1.52
1976-1978	1.26	1.11	1.70
1979-1981	1.19	1.55	2.71 *
1982-1984	0.99	1.07	2.68
1985-1987	1.26		
	$N = 7,104$ $\chi^2(30) = 44.49$	$N = 5,694$ $\chi^2(30) = 81.18 **$	$N = 2,561$ $\chi^2(31) = 55.47 *$

\* $P < 0.01$  \*\* $P < 0.001$

おわりに

厚生省人口問題研究所が実施してきた出産力調査も9回を数えるに到った。特に、第6次調査以降、出産力調査は全国無作為標本抽出調査として行われ質問内容の充実もはかられてきた。国の承認統計として実施される関係上、質問紙の長さあるいは質問の種類に限りがあるものの、それぞれの調査において調査事項に広がりをもたせる努力がなされた。1987年に実施された第9次調査においても、妊娠段階別に妻の就業状態、親との同居状態、避妊の実行状況を尋ねている。第8次調査ではこれらの事項は各妊娠段階別には含まれていなかった。また、出産力調査史上新しい試みとして、locus of controlのようなパーソナリティ特性測定が初めて行われた。これらの情報は、出生タイミングの決定に少なからず影響していることが本研究によって示された。

本稿では、まず、第8次と第9次の調査データをプールして合計結婚出生率を算出し、1970-1984年の間の合計結婚出生率変動に対するテンポ要因とカンタム要因のそれぞれの寄与を計算した。その結果、前稿に続いて出生タイミング変化の影響の大きさが再び確認されたため、そのプールされたデータに基づいて、第1、第2、第3出生間隔のproportional hazards model分析が次に行われた。そして、いくつかの主な独立変数を統制した上でも、第1子、第2子の出生確率が結婚コウホートによって変化していることが確認された。そこで、出生間隔に影響を与える妊娠待ち時間、中絶・自然流産・死産についてそれぞれ

表7 第1妊娠が出生に帰結し、第2妊娠を中絶しなかった者についての第2出生関数のPH分析：第9次出産力調査

変数	相対的出生確率推定値
結婚形態	
見合い結婚	1.00
恋愛結婚	1.00
妻の初婚年齢	
22歳以下	1.00
23-24歳	0.92
25-26歳	0.90
27歳以上	0.81 **
第1子出生後の親との同居	
同居	1.00
近居	0.80 **
別居	0.80 **
妻の学歴	
中学校	1.00
高校	0.98
短大・高専・専修	1.11
4年制大卒以上	1.09
夫の職業	
農林漁業	1.00
非農自営	0.94
ホワイトカラー	0.90
ブルーカラー	0.97
妻の父親の職業	
農林漁業	1.00
非農自営	1.01
ホワイトカラー	0.91
ブルーカラー	1.00
第1出生間隔	
18カ月未満	1.00
18カ月以上	0.63 **
第1子の性別	
男	1.00
女	1.06
第1子出生後の妻の就業状態	
常勤	0.77 **
パートタイム	0.55 **
家族従業・内職	0.86 **
専業主婦	1.00
第1子出生後の避妊有無	
避妊しなかった	1.00
避妊した	0.83 **
男の子の教育についての考え方	
大学を卒業させたい	1.00
大学へ行くも行かぬも本人次第	1.10 *
大学へ行く必要はない	1.23
運命観	
運次第	1.00
努力重視	1.03
結婚コウホート	
1961-1963	1.00
1964-1966	1.18
1967-1969	1.21 *
1970-1972	1.15
1973-1975	1.15
1976-1978	1.17
1979-1981	1.22 *
1982-1984	1.22
標本数 = 5,195	$\chi^2(31) = 454.33 **$

\* $P < 0.01$     \*\* $P < 0.001$



proportional hazards model 分析と logistic regression 分析が、妊娠歴の情報を得ることができる第9次調査について行われた。

それによれば、他のいろいろな変数を統制した場合でも、第1受胎確率自体が1960年代はじめの結婚コウホートに比べて1960年代後半以降の結婚コウホートで高くなっており、第1出生間隔の同時期の減少を引き起こしていると考えられる。一方、第2受胎確率に関しては、第2出生確率に見られるような結婚コウホートによる変動が生じていない。それに対し、第2妊娠の中絶確率が1960年代の結婚コウホートに比べて1970年代の結婚コウホートにおいて有意に減少していることがわかった。そこで、1960年代と1970年代の第2出生確率の差の一部が中絶確率の変動によって説明されることが示唆された。

本稿におけるこれらの妊娠出生タイミングの詳細な分析は、妊娠出生タイミングの決定要因の探求の第1歩として、今後の出生行動研究に一定の方向性を与えるものと考えることができよう。

## Proportional Hazards Model Analysis of Women's Reproductive Career in Present-Day Japan

Kenji OTANI

The first section of this paper, using a method to decompose a change in the total marital fertility rate (TMFR) into the quantum and tempo effects, confirmed the major effect of birth timing on the 1970s trends in TMFR based on the pooled data of the Eighth and Ninth Japanese National Fertility Surveys which were carried out in 1982 and 1987, respectively.

In the next section proportional hazards model analyses of the first, second and third birth functions for the pooled data made it clear that the first- and second-birth intervals among the marriage cohorts since the end of the 1960s were shorter than those in the early 1960s even after having controlled for other variables. Given that one conception or more can occur during a birth interval, proportional hazards model analyses were again utilized to examine the effects of various variables on the time elapsed between marriage and the first conception, the time between the end of first pregnancy and the second conception and the time between the end of the second pregnancy and the third conception. We found that the first-conception probability of the marriage cohorts since the late 1960s was smaller than that of predecessors, while the second-conception probability was not affected by marriage cohort.

In the last section a logistic regression analysis of the probability of induced abortion showed that the probability of aborting a second pregnancy decreased in the 1970s compared with that in the early 1960s. When a proportional hazards model analysis of the second birth function was applied after omitting those cases where the first pregnancy did not result in birth and/or the second pregnancy was aborted, the strong effect of marriage cohort on the second birth probability was substantially diluted. These facts suggest that the shortened second birth interval in the 1970s was partly caused by the shrinking probability of aborting a second pregnancy in this period.

# 子供の性別が出生に与える影響について

坂井 博 通

## I はじめに

独身者の子供の性別に対する関心はここ5年間あまり変化が見られないが、妻の子供の性別に対する関心が増加している(表1)。

そして、意識上の日本人の子供の性別選好は、性別が一方に偏るのを避けるバランス選好により一層向かいながらも、男児選好から女児選好に向かう動きもわずかながら観察されている(第9次出産力報告)<sup>1)</sup>。よりバランス選好へ向かう趨勢は、世界的動向と軌を一にしている(Goody, 1988)<sup>2)</sup>。

ところで、性別選好の行動上の観察と意識上の観察の矛盾はすでに指摘されているが(坂井, 1987)<sup>3)</sup>、意識上においても、必ずしも一貫した結果が得られていない。すなわち、第8次出産力調査結果によると、「理想の」子供の性別では明白な大多数のバランス選好と若干の男児選好が示唆されているが、既往出生児の男女別の追加出生意欲には差が見られていないのである<sup>4)</sup>。現実を離れた理想では、性別の希望が語られるが、実際の子供の出生となると、子供数の規範や現実上の制限のため、理想が達成できない、と妻が考えていることを示唆するのもかも知れない。もっとも、「理想」の性別は、そもそも理想の性別があると答えた者にのみ尋ねているので、必ずしも全体の「意思」を十分反映していない可能性も考えられる。いずれにせよ、意識上での選好の質と強さをさらに検討する余地がある。

また、行動上では、子供の性別選好を示唆するデータが示されている。坂井(1987)は、子供の男女別のパリティ拡大率を比較して、妻が40歳以上の世帯においては、子供の性別が偏っている方が、いない方よりも、次子出生確率が高いことを示している。

しかし、子供の性別が持つ差別出生力の程度やその意味に関しては、言及していない。さらに、坂井の分析は、全国調査に基づくとは言え、そのデータだけに関しても、①調査単位が夫婦ではなく、世帯(主)である、②再婚夫婦の出生データの記入があいまい、③養子のデータが含まれている、④出生児全体の性別が通常期待される値(106)よりかなり高い(112)、⑤複産が含まれている、⑥死亡児が含まれている等の限界がある。

また、従来の子供の男女別のパリティ拡大率の研究は、その差異が本当に「選好」が原因であるかを特定していない。むしろ、結果から「選好」を推定しているだけと言えよう。

よって、以上のような研究の現状をふまえて、本稿では、次の問題を検討することにする。

### ①より厳密な条件での子供の男女別パリティ拡大率の比較

- 1) 厚生省人口問題研究所、『昭和62年度 第9次出産力調査概要』, 1988年。
- 2) Goody J. R., Duly C. J. & Harrison G., "Implicit sex preferences: a comparative study". *Journal of Biosocial Science*, Vol.13, 1981, pp.455-466.
- 3) 坂井博通, 「日本人の子供の性別選好について」, 『人口問題研究』, 第182号, 1987年, pp.51-55.
- 4) 厚生省人口問題研究所, 『昭和57年度 第8次出産力調査 調査報告書』, 1983年。

表1 子供の理想(希望)の性別がある者(%)

回 答 者	夫婦	独身	
		男子	女子
8次出産力調査	44.5	72.0	73.7
9次出産力調査	60.1	65.8	73.4

注) 理想(希望)子供数が1~3人に関して

- ②出生に及ぼす子供の性別の影響と社会経済的変数の影響との比較
- ③子供の男女別出生力の差異と選好の関係

## II データ

本分析は、1982年に行われた厚生省人口問題研究所の「第8次出産力調査」の全国データを用いる。第8次出産力調査は、夫婦共に健在な日本人妻を対象にしている。したがって、片親の出生歴データは得られない。片親の性別選好と両親の性別選好の相違についての検討は、別の分析に待たなければならない。しかし、当調査は、夫婦の初再婚の別や子供の死亡に関するデータも含む詳細な出生歴が得られるために、性別選好の分析にはふさわしいものである。

まず、男女別の出生格差を検討するためのデータを整備する。そのために、データを、①子供の数と性別が完全に記入されている1子以上の夫婦に限定し(8433ケースから7528ケース)、②出生順位が完全に順番に記入されており(養子の可能性を少しでも除去する)、複産と思われるケースを除き(6527ケース)③末子出生以前の出生児死亡を除き(6243ケース)、④初婚同士に限定した(5957ケース)。

よって、原則として5957ケースに基づき分析をすすめることにする。

ところで、同報告書によると、夫婦の抽出率はきわめて良好で、よい代表サンプルとなっている。しかし、出生歴に関するデータは、その信頼性が検討されていない。本稿は、特に、その出生歴データの分析を行うために、まず、そのチェックを行っておく。

表2、3は、子供の出生年別の抽出率と性比を示している。本調査は、調査対象者の年齢を限定した回想法によっているため、過去にさかのぼるほど、子供の抽出割合が小さくなるはずであるが、大体その傾向が示されている。また、最近年の抽出率が小さくなるのは、若年層の抽出率がそもそも小さいためであると考えられる。

また、出生性比は、結婚年別コウホートや出生順位別においても、また、全体でも適切な値を示しており、男女の記入の誤り等は少ないと考えられる。

したがって、限定を設けたデータに、特に何かのバイアスがかかっているとは考えにくい。よって、本データは日本全体をほぼ代表するサンプルであると考え、考察をすすめることにする。

しかし、抽出に年齢の制限をもうけているために、過去の結婚コウホートほど高齢結婚者が減少することに注意する必要がある。

表2 子供の出生年別抽出率と性比

子供の出生年	抽出率 (×100000)	実数	性比
25-29	0	49	58
30-34	8	632	114
35-39	23	1923	105
40-44	32	2857	107
45-49	34	3480	111
50-54	39	3482	105
55-57	35	1371	118
計	24	13795	108

表3 子供の出生順位別性比

順位	性比	実数
1ST	108	6681
2ND	107	5406
3RD	110	1514
4TH	107	157
5TH~	125	27
計	108	13785

### III 子供の男女別パリティ拡大率の検討

全体では、1子の拡大率が男児である場合(m型)が80.3%、女児である場合(f型)が81.1%と差が見られない( $\chi^2=.8$ , d.f.=1, n.s.). 2子の拡大率は、ff型=29.5%, mm型=29.4%, mf型=26.4%, fm型=25.0%( $\chi^2=10.4$ , d.f.=3,  $p<.01$ )と差が見られる。3子では、性別のすべての組み合わせでは、差が見られないが、mmm型とfff型を組み合わせ、他の男女混合型と比較すると差が見られる( $\chi^2=4.9$ , d.f.=1,  $p<.1$ ).

次に結婚コウホートごとに見てみる。まず、結婚年別の第1子の男女別パリティ拡大率を示すのが図1である。この指標によっては、バランス選好を必ずしも検討できないが、男児また女児選好は検討できる。図1が示すように、弱い男児選好から女児選好を示唆する方向性が見てとれるが、統計的に有意ではない。

図2は、第2子の性別パタン別のパリティ拡大率を示したものである。この指標は、バランス選好をも検討できるが、坂井(1987)が示したのと同様な結果が得られている。すなわち、ff型>mm型>fm, mf型である。2子の性別により第3子出生が影響を受けているのがはっきり示されている。

3子以上の場合、データが少なくなるので、結婚コウホートを2つに分けて、男女子人数別の拡大率を検討する。その結果は、バランス選好と若干の男児選好を示している(図3)。比較的現在に近い結婚コウホートに関しても同様な傾向が見られるのが注目し値しよう。

したがって、全体では、明白なバランス選好が見られ、また、必ずしも統計的に有意でないが、近年、第1, 2子が男児であるとより次子を生む確率が大きい傾向、すなわち女児選好を示唆する動きが見られる、と言えよう。

図1 子供の男女別パリティ拡大率(1子→2子)

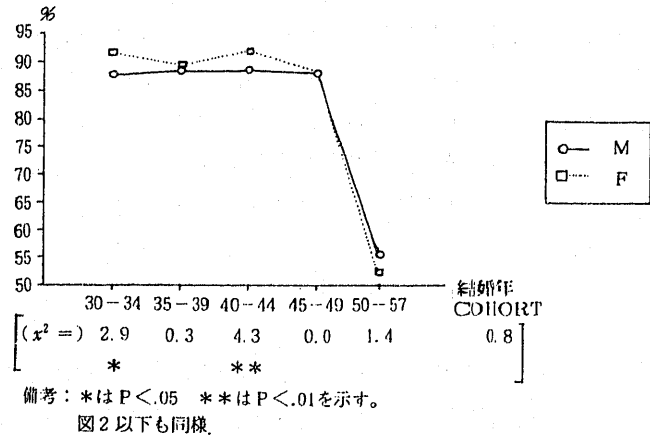


図2 子供の男女別パリティ拡大率(2子→3子)

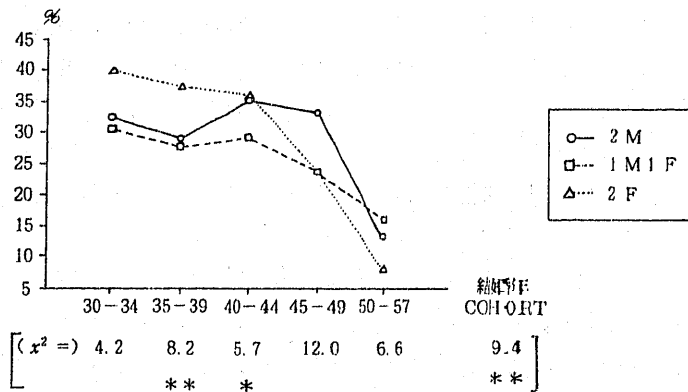
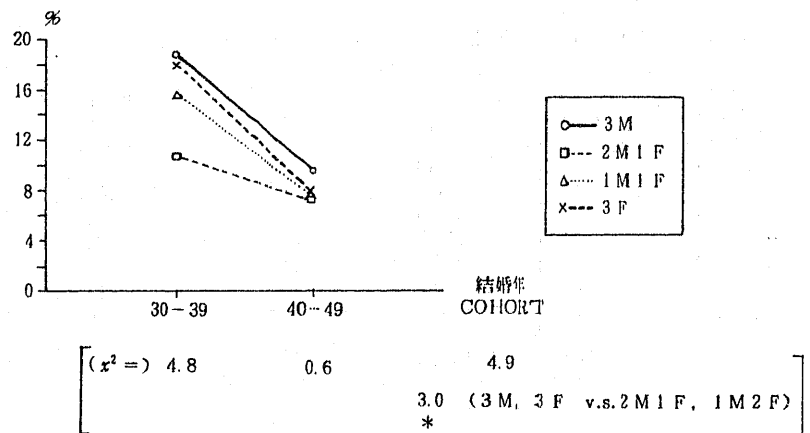


図3 子供の男女別パリティ拡大率(3子→4子)



## IV MCAによる分析<sup>5)</sup>

次に、①他の変数と比べてどの程度性別パターンが出生力に影響を与えているか、②性別パターンの影響の仕方が時代と共に変化しているかの2点を検討しよう。そのために、結婚コウホートごとに、子供数を従属変数に、そして、子供の性別を独立変数に含めて、分散分析を行う。

ところで、日本においては特に参照できる子供の性別を含めた多変量解析を用いた先行研究が無い。したがって、ここでは、まず全体的見通しを得るため、なるべく多くの変数を投入して、探索的多変量解析を行うことにする。まず、調査票から出生数と関係がありそうで、相互に比較的独立性が強いと考えられる独立変数を選んだ。独立変数は、出生当時の属性を示すものでなければならないが、厳密に出生当時の属性を示すのは、子供の性別と結婚前の夫の住所のみである。ただ、ここでは、他の変数も出生当時の大体の目安となると考えて投入することにする。もちろん、以下のような限界に関して注意して解釈を行わなければならない。①調査時の変数のカテゴリが出生時と異なる可能性（たとえば、持ち家か否か）、②変数のカテゴリにより出産可能期間が異なる可能性（たとえば、学歴）、③予定子供数が逆に影響を与える可能性（たとえば、出生間隔）。

ところで、大谷（1987）は、妻の結婚年齢が若いほど子供数が増えること、また、第 $n$ 出生間隔が短いほど、 $(n+1)$ 子出生が増えることを見出している<sup>6)</sup>。その結果は、出産可能な期間が長い方が子供数が多いという結果であると解釈できる。

また、出生間隔は、子供数の決定ほどは、あらかじめ考慮されないと考えられる。むしろ、結婚年齢と予定子供数の関数であると考えられる。したがって、前出生間隔と妻の結婚年は、共変量(covariate)と考え、独立変数からは排除する。

まず、解釈の便のために3次以上の交互作用はあらかじめ無視して、分散分析を行った。その結果、2次の交互作用がほとんど有意でなかった。よって、主効果のみで検討することができると考えられるため、MCA表にそって、検討を加えることにする。

### 1 1子以上の子を生む差異に関して

非調整値、調整値とも、「結婚前の夫の住所が市街であるよりも農村である方」が、「結婚直後の親と別居するよりも同居している方」が、「夫の職業がホワイトカラーやブルーカラーであるよりも農林漁業、自営業の方」が、「現在の住まいが非持ち家であるよりも持ち家である方」が、子供の数が多いという大体常識と一致している結果が得られている。また、最近年の結婚コウホートに関しては、現在の住まいの効果が大きいことや収入が大きいほうが子供を多く生んでいるという結果が示されている。よって、分散分析の結果は良好であるとみなせよう。

さて、全体では、1子以上を生むかどうかの社会経済格差は、非常に小さい。それは、ほとんどの夫婦が2子以上を生むために十分考えられることである（表4、5）。

ところで、etaよりもbetaが大きな値となるのは、35-39年結婚コウホートの性別と妻の学歴、40-44年結婚コウホートの妻の学歴、50-54年結婚コウホートの現在の夫婦の収入だけである。つまり、大多数を占める他の変数はコントロールを行うと説明力が小さくなるといえる。

また、コウホートごとに、子供数に強い影響を与えられる変数が異なる。30-34結婚コウホートは、夫の職業と現在の住まい、現在の夫婦の収入が効き、性別の効果は小さい。35-39年結婚

5) MCA分析に関しては、三宅一郎・中野嘉弘・水野欽司・山本嘉一郎、『SPSS統計パッケージ II 解析編』、東洋経済新報社、1977年、pp.49-53を参照のこと。

6) 大谷憲司、「1960年代以降結婚コウホートの出生間隔に関する Proportional Hazards Model 分析」、『人口問題研究』、第181号、1987年、pp.14-30。

表4 1子以上の出生数に対するMCA結果(ETA, BETA)

変数	結婚年コウホート(昭和)									
	30-34(N=638)		35-39(N=978)		40-44(N=1,090)		45-49(N=1,278)		50-54(N=1,009)	
	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA
1子性別パターン	0.06	0.03	0.03	0.04	0.02	0.03	0.02	0.01	0.06	0.06*
妻の学歴	0.03	0.02	0.04	0.07	0.02	0.03	0.02	0.03	0.05	0.02
結婚前の夫の住所	0.10	0.02	0.11	0.06	0.07	0.01	0.10	0.04	0.07	0.00
結婚直後の親との同居	0.15	0.07	0.16	0.10**	0.18	0.14**	0.14	0.07*	0.09	0.01
夫の職業	0.19	0.15**	0.18	0.14**	0.08	0.03	0.14	0.10**	0.11	0.10*
現在の住居	0.14	0.00*	0.07	0.00	0.05	0.01	0.10	0.03	0.14	0.10**
現在の夫婦の収入	0.11	0.00	0.00	0.06	0.05	0.03	0.05	0.03	0.02	0.04

(\*.....P<.05, \*\*.....P<.01)

表5 1子以上の出生数に対するMCA結果

変数	カテゴリ	結婚年コウホート(昭和)									
		30-34		35-39		40-44		45-49		50-54	
		非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値
1子性別パターン	M	-0.04	-0.02	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	0.01	0.00	0.04	0.04
	F	0.04	0.03	0.02	0.03	0.01	0.02	-0.01	0.00	-0.04	-0.04
妻の学歴	低	0.02	-0.01	0.01	-0.03	-0.01	-0.03	0.02	-0.02	0.07	0.03
	中	-0.02	0.00	-0.03	0.00	0.02	0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.00
	高	-0.02	0.05	0.06	0.12	-0.02	-0.01	0.01	0.03	-0.03	-0.01
結婚前の夫の住所	市	-0.06	-0.01	-0.05	-0.03	-0.02	-0.01	-0.03	-0.01	-0.02	0.00
	農村等	0.08	0.02	0.11	0.06	0.08	0.02	0.12	0.05	0.08	0.01
結婚直後の親との同居	同居	0.09	0.04	0.13	0.08	0.16	0.12	0.13	0.06	0.08	0.01
	別居	-0.13	-0.06	-0.10	-0.06	-0.09	-0.07	-0.06	-0.03	-0.04	0.00
夫の職業	農林漁業	0.33	0.20	0.20	0.17	0.24	0.00	0.37	0.24	0.23	0.16
	自営	0.08	0.07	0.17	0.16	0.04	0.02	0.10	0.09	0.14	0.13
	ホワイト	-0.04	0.00	-0.08	-0.06	-0.03	-0.02	-0.05	-0.04	-0.03	-0.03
	ブルー	-0.14	-0.15	-0.06	-0.06	-0.01	0.01	0.02	0.00	-0.01	-0.02
現在の住居	持ち家	0.04	0.03	0.02	0.00	0.02	0.00	0.04	0.01	0.08	0.05
	非持ち家	-0.24	-0.16	-0.10	0.00	-0.05	-0.01	-0.08	-0.02	-0.09	-0.07
現在の夫婦の収入	~300万	0.12	0.00	0.10	0.07	0.05	0.03	0.05	0.03	0.00	-0.03
	300~500万	-0.03	0.00	-0.05	-0.04	-0.03	-0.03	-0.03	-0.02	-0.01	0.02
	500万以上	-0.08	-0.08	-0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.04
平均		2.23		2.19		2.21		2.1		1.7	
R SQUARE		0.106		0.076		0.098		0.130		0.131	

コウホートと45-49年結婚コウホートは夫の職業や結婚直後の親との同居が比較的大きな要因となっているが、やはり性別の効果は小さい。40-44年結婚コウホートは、結婚直後の親と同居のみ関係が強く、他の変数は関係が弱い。50-54年結婚コウホートは、現在の住まいと夫の職業が比較的大きな関係がある。また、性別が次に大きな影響を与えている。

以上、性別の効果は、非常に小さい。しかし、パリティ拡大率で見た場合と同様に、調整値においても、近年になるほど1子が男児であるほうが2子を生む確率が大きくなるという興味深い女兒選好への移行が示唆された。

## 2 2子以上の子を生む差異に関して

非調整値、調整値とも、1子以上の場合と同様に、「結婚前の夫の住所が市街であるよりも農村である方」が、「結婚直後の親と別居するよりも同居している方」が、「夫の職業がホワイトカラーやブルーカラーであるよりも農林漁業、自営業の方」が子供の数が多いという大体常識と一致している結果が得られている。よって、1子以上の場合と同様に分散分析の結果は良好であると言えよう（表6, 7）。

さて、2子以上を生むかの差異は、1子以上を生む差異と比較して大きい。また、子供の性別の効果が大きくなる。etaとbetaを比較すると、やはりほとんどの変数がbetaの方が小さくなる、すなわち、他の変数でコントロールすることにより、その効果が減少する。しかし、性別に関してはそのことはあてはまらない。結婚直後の親との同居や夫の職業は、どのコウホートでも比較的大きな影響を与えてが、性別に関しては、30年代結婚コウホートよりも、40年代結婚コウホートの方がより相対的な重みが増していると思われる。

表6 2子以上の出生数に対するMCA結果(ETA, BETA)

変数	結婚年コウホート(昭和)									
	30-34(N=479)		35-39(N=869)		40-44(N=981)		45-49(N=1,118)		50-54(N=622)	
	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA	ETA	BETA
2子性別パターン	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.07	0.08	0.09*	0.05	0.05
妻の学歴	0.04	0.01	0.06	0.07	0.04	0.04	0.04	0.04	0.06	0.07
結婚前の夫の住所	0.04	0.06	0.10	0.05	0.07	0.03	0.07	0.03	0.08	0.03
結婚直後の親との同居	0.19	0.14**	0.14	0.07*	0.17	0.13**	0.13	0.07*	0.05	0.01
夫の職業	0.18	0.11	0.20	0.16**	0.09	0.04	0.15	0.12**	0.16	0.14**
現在の住所	0.15	0.11*	0.04	0.03	0.05	0.02	0.05	0.00	0.10	0.05
現在の夫婦の収入	0.13	0.11	0.14	0.09*	0.04	0.05	0.11	0.08*	0.07	0.07

(\*..... P<.05, \*\*..... P<.01)



表7 2子以上の出生数に対するMCA結果

変数	カテゴリ	結婚年コホート（昭和）									
		30-34		35-39		40-44		45-49		50-54	
		非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値	非調整	調整値
2子性別 パターン	MM	-0.01	0.03	-0.01	-0.01	0.04	0.04	0.06	0.07	0.01	0.01
	MF	-0.03	-0.01	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03	0.00	0.00
	FM	-0.02	-0.05	-0.04	-0.04	-0.05	-0.05	-0.01	-0.01	0.01	0.02
	FF	0.06	0.03	0.06	0.06	0.04	0.05	-0.03	-0.03	-0.03	-0.03
妻の学歴	低	0.02	0.00	0.03	-0.03	0.00	-0.03	0.02	0.01	0.05	0.06
	中	-0.02	0.00	-0.04	0.00	0.02	0.02	-0.02	-0.02	0.00	0.00
	高	-0.05	-0.02	0.04	0.09	-0.04	-0.01	0.02	0.03	-0.02	-0.03
結婚前の 夫の住所	市	-0.02	0.04	-0.04	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01
	農村等	0.03	-0.04	0.09	0.04	0.07	0.03	0.07	0.02	0.05	0.02
結婚直後の 親との同居	同居	0.10	0.07	0.09	0.05	0.12	0.10	0.08	0.04	0.02	0.00
	別居	-0.14	-0.10	-0.07	-0.04	-0.07	-0.06	-0.04	-0.02	-0.01	0.00
夫の職業	農林漁業	0.26	0.14	0.22	0.14	0.24	0.08	0.25	0.19	0.07	0.00
	自営	0.05	0.03	0.17	0.15	0.02	0.02	0.11	0.09	0.13	0.12
	ホワイト	-0.06	-0.01	-0.08	-0.06	-0.02	0.01	-0.04	-0.03	-0.02	-0.01
	ブルー	-0.08	-0.08	-0.05	-0.05	-0.01	-0.04	-0.02	-0.03	-0.04	-0.05
現在の住居	持ち家	0.04	0.03	0.01	-0.01	0.02	0.01	0.02	0.00	0.03	0.02
	非持ち家	-0.23	-0.18	-0.05	0.04	-0.05	-0.02	-0.03	0.00	-0.04	-0.02
現在の 夫婦の収入	～300万未	0.12	0.10	0.13	0.09	0.04	0.04	0.05	0.04	0.01	-0.01
	300～500万	-0.03	-0.02	-0.05	-0.04	0.00	0.00	-0.05	-0.04	-0.02	-0.01
	500万以上	-0.08	-0.06	-0.05	-0.03	-0.03	-0.04	0.05	0.04	0.06	0.01
平均		2.38		2.34		2.35		2.26		2.14	
R SQUARE		0.121		0.107		0.121		0.111		0.088	

また、30-34、35-39、40-44年結婚コホートでは、mm型、ff型がmf型とfm型よりも大きく、また、ff型がmm型よりも大きな値を示している。しかし、45-49、50-54年コホートはmm型はプラスであるが、ff型がマイナスに転じている。

よって、以上の結果から、2子→3子の性別の効果は、比較的大きいこと、また、近年には、バランス選好から女兒選好の移行を示唆する傾向が示されたと言えよう。

## V 性別出生力の差異と選好の関係

以上の分析は、子供の性別と次の出生割合や平均出生数との関係を見たものであるが、実際に親の性別選好の結果であるかは確認できていない。たとえば、子供が同性同士の方が異性である場合よりも育児の手間がかからないため、出生の余裕があるということがあれば、男女別の拡大率や子供数の相違は「選好」とは無関係な行動結果ということになる。

また、従来の多変量解析の結果は、従属変数に、理想や希望の性別パターンを見たり、あるいは、本分析のように性別パターンを独立変数に出生数を従属変数にしているが、必ずしも男女別の出生力の格差が、選好によるものであることは示されていない。よって、男女別の出生確率の差異が、選好の結果であることを示す必要がある。

しかし、第8次出産力調査の調査票からは、直接、パリティ拡大が「選好」の結果であると確認しうる変数が得られない。

したがって、ここでは、子供の性別と①子供の性別の理想の有無、②理想子供数、③追加予定子供数、④人工妊娠中絶、⑤子供の死亡の経験の関係をさらに検討し、間接的ではあるが、子供の男女別

の出生の差異が実際の選好とかかわるかという問題を吟味することにする。

### 1 子供の性別の理想の有無との関係

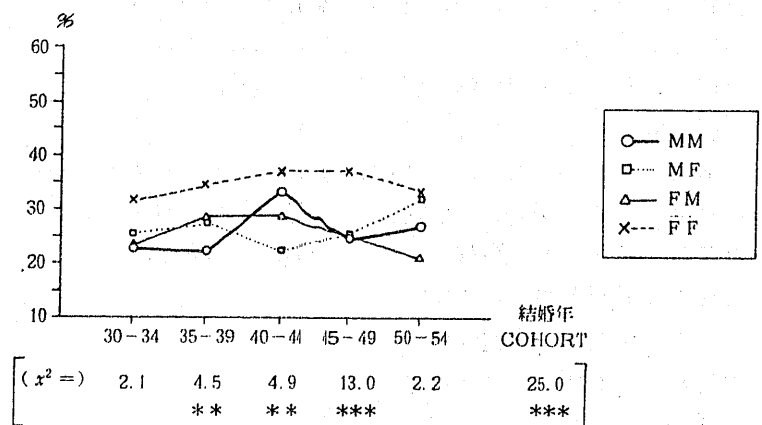
前述したように意識上の圧倒的なバランス選好は、子供の性別に理想があると答えた者にのみ尋ねて得られたものであった。

しかし、どのような性別の子供を持つと子供の性別の「理想」を持つかは、検討されていない。このことは選好を考察して行く際には、欠かせないものである。もっとも、短い調査質問では、「理想」の意味を推し量る術もない。しかし、バランス選好の圧倒性を考慮しつつ、「理想」が現実の「正当化」を示すものという立場にたてば、性別が偏らない場合の方が性別が偏る場合よりも、理想ありと答える者が多いと考えられる。他方、「理想」を「不満」を象徴するという立場にたてば、性別が偏る方が、性別に理想ありと答える者が多くなるということも考えられる。いずれにせよ、一概には、方向を予想できないが、そもそも子供の性別により、理想の有無に差があるかを検討することにする。

ところで、子供の性別に関して理想があるかの問いはその他や不詳が多いために、全体のなかで占める割合を有無両方に関して検討する。

その結果、1子のみ、3子の場合には、明瞭な差が見られないが、2子のみにはっきりとした差が見られる。どの結婚コウホートにおいても、ff型が、理想を持たないと答える割合が最大であることである(図4)。これだけでは、決定的な解釈は困難であるが、どちらかという「理想」の「正当化」説が支持されたと言えるだろう。つまり、日本人の妻全体も2子から3子には、若干の男児選好があり実際の出生により、それが実現されると「理想」観を強め、また、実現されないとバランス選好という態度をそもそも持つことをやめる、ということを示すものではないだろうか。

図4 子供の男女別、「子供の理想性別」の無い者の割合(2子)



### 2 理想子供数との関係

理想子供数が多いほど子供の性別への関心が強いという、理想子供数と子供の性別への関心の正の関係が示唆されているが(第8次出産力調査)、実際の性別と理想子供数との関係はどのようになっているだろうか。

全体では、1子の場合には、差がない(表8)。しかし、2子、3子の場合には、明瞭な差が見られる。すなわち、性別が偏ると理想子供数が少なくなる傾向である。この解釈も、一義的には決定されないが、性別に不満な者で、かつ、相対的に子供をさらに持ってもよいと考えている者がさらに次の子供を出産したためであると考えられる。

表8 理想の子供の性別の有無別理想子供数

子供の性別	全体	性別理想の有無		
		あり	なし	その他
M	2.32	2.46	2.36	1.87
F	2.32	2.43	2.28	2.07
MM	2.55	2.69	2.38	2.42
MF	2.60	2.74	2.54	2.44
FM	2.60	2.74	2.40	2.49
FF	2.50	2.76	2.36	2.33
MMM	3.04	3.04	2.80	3.08
MMF	3.14	3.21	3.05	3.09
MF M	3.09	3.22	2.88	2.35
MF F	3.16	3.37	2.96	3.07
F F M	3.11	3.25	3.17	2.95
F M F	3.15	3.37	3.00	2.93
F F M	3.11	3.31	3.04	2.98
F F F	3.02	3.07	3.01	2.96

また、性別の理想の有無別にコントロールすると、1子のみの方は、性別の「理想あり」は、性別の相違による理想子供数の相違はほとんど見られないが、性別の「理想なし」は、男児を持つ場合の方が、理想数が多い傾向が、また、「その他」は女児の方が理想数が多い傾向が見られる。

2子のみの方は、「理想あり」が「理想なし」と「その他」を上回って、多い理想数を示している。「理想あり」は、mm型が少なく、ff型に多いという結果を示しているが、「理想なし」と「その他」は全体の傾向と同様にmm型とff型に理想数が小さいという結果を示している。

したがって、2子のみの方の全体の差異は「理想なし」と「その他」が大きく効いていることがわかる。

3子のみの方は、「理想あり」が全体の傾向と同じで、mm型とff型に理想子供数が小さい傾向が見られたが、「理想なし」と「その他」に関しては、はっきりとした関係は見られなかった。

以上の結果をバランス選好を中心に考えて見ると、子供の性別に偏りがあり、不満足であると次子出生にいたり、異性が生まれないと「これほど子供はいらなかった」と認知する傾向があるためではないだろうか。

### 3 追加予定子供数との関係

子供の男女別には、追加予定出生数の相違が見られない(第8次出産力調査)。では、性別の関心の有無別ではどうか。性別理想の有無別に追加予定子供数を比較すると、1子、2子どちらの場合も明らかに、理想子供数の場合と同様に「理想あり」>「理想なし」>「その他」となる(表9)。

また、1子の方は、「理想あり」は、どの結婚コウホートもm型の追加出生数>f型の追加出生数となる(図5)。「理想なし」や「その他」の方は、一貫する結果が得られない。

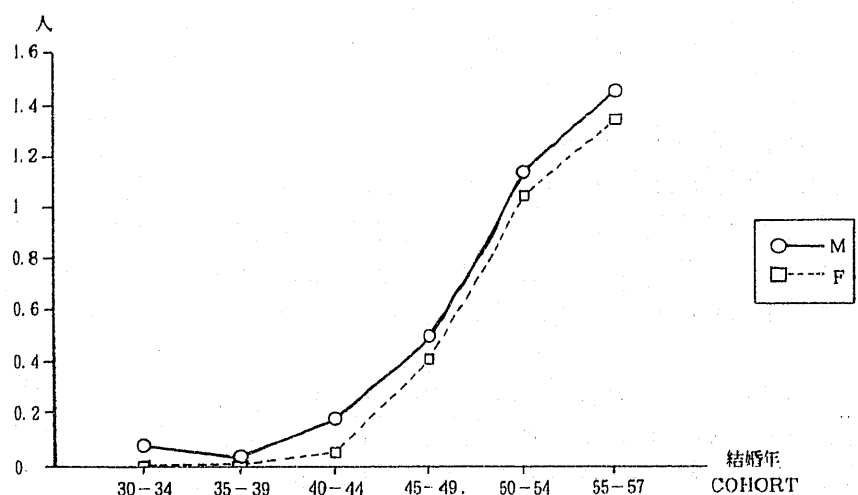
2子の方は、理想の性別の有無をとわず、弱いバランス選好が見られるが、特に、理想ありの場合、昭和30-34、35-39結婚コウホートにおいてもmm、ff型に追加出生意欲が見られ、その傾向が顕著である。

したがって、性別に関心がある者は、男女別の追加出生意欲に差が、しかも、女児選好に傾いているバランス選好が見られると言えるだろう。

表9 理想の子供の性別の有無別追加予定子供数

子供の性別	全体	性別理想の有無		
		あり	なし	その他
M	0.70	0.86	0.58	0.46
F	0.71	0.83	0.59	0.53
MM	0.09	0.11	0.07	0.06
MF	0.08	0.11	0.07	0.05
FM	0.07	0.10	0.04	0.05
FF	0.09	0.13	0.08	0.04

図5 性別理想ありの追加予定数(1子)



### 4 人工妊娠中絶との関係

パリティ拡大を積極的に押さえる行動が人工妊娠中絶である。過去1年間の人工妊娠中絶経験に関して、既往出生児の男女別にその割合を検討して見よう。

1子のみでは、子供の性別による違いは見られない(表10)。しかし、2子のみ、3子の場合のみは、実数も割合も、子供の性別が同じであると中絶を経験する割合が小さいことを明瞭に示している。特に、2子と3子の性別の偏りの有無別に中絶割合を見てみると偏りがあると3.5%、偏りがないと4.8% ( $\chi^2=6.05, d.f.=1, p<.05$ ) という差が見られる。

また、参考として、過去1年間の流産の経験をも子供の男女別に掲げたが、こちらの方は、性別による差異は見られない。

したがって、中絶経験には、2子以上の子供がいる場合は、特に、既存の子供の性別が関係し、バランス選好が示唆される結果を示していると言えよう。

表10 過去1年間の中絶経験者と流産経験者の割合

子供数	性別	中絶割合	実数	流産割合	実数	全体
1子のみ	M	3.8	23	4.0	24	600
	F	3.7	20	3.1	17	544
2子のみ	M	3.3	30	1.5	14	907
	M	3.9	34	1.4	12	877
	F	4.9	44	0.9	8	894
	F	3.2	25	1.3	10	770
3子のみ	MMM	3.2	5	3.2	5	157
	MMF	6.6	11	1.8	3	166
	MFM	5.0	7	0.7	1	140
	MFF	5.4	7	1.5	2	130
	FMM	5.7	8	0.7	1	141
	FMF	5.8	7	3.3	4	121
	FFM	5.8	9	0.6	1	156
	FFF	4.7	6	1.6	2	128

### 5 子供の死亡との関係

子供の性別に選好があるとすると、子供の死亡を経験すると、死亡児の子供の性別や生残する子供の性別によって、次子の出生の確率が異なることが予想される。

今、(n+1)子以上を出生し、n子の死亡を(n+1)子出生の前に経験した者を取りだす。n子の性別によって、また、死亡時点で生残する(n-1)子の性別によりパリティ拡大率が異なるかを検討する。

表11 死亡児の性別別パリティ拡大率(%)

死亡児の性別	死 亡 児			
	第1児	第2児	第3児	1-3児
M	87 (74 / 85)	62 (24 / 39)	62 (8 / 13)	77 (106 / 137)
F	93 (52 / 56)	55 (21 / 38)	20 (3 / 15)	70 (76 / 109)

1子と2子に死亡を経験する者のパリティ拡大率は、その性別とは関係が見られないが、3子の死亡を経験すると、男児の死亡の方がパリティ拡大率が大きくなる(表11)。また、2子が死亡した場合は、残りの子供の性別が女児の方が拡大率が大きい。また、3子の場合、女児が多いほうが拡大率が大きい(表12)。

2子と3子を合わせると、男児のいる場合は43%が、いない場合は68%が次子を生んでいる( $\chi^2=6.7, d.f.=1, p<.05$ )。

したがって、男児選好が示唆される子供の男女別のパリティ拡大率の差が示されたと言えるだろう。

表12 生残児の性別別パリティ拡大率(%)

死 亡 児	生残児の性別	
第2児死亡	M	49 (20 / 41)
	F	69 (25 / 36)
第3児死亡	2M	25 (2 / 8)
	1M1F	33 (4 / 12)
	2F	63 (5 / 8)

## 6 まとめ

子供の性別を意図的にコントロールできない現在、子供の男女別の「子供の理想の性別有無」の差異は、現実の子供の性別がもたらす妻の関心の差異であると解釈できる。特に、2子とも女兒である場合は、性別の関心がないと答える者が多いが、これは、非常に多くの者が、男女1人ずつを志向していることを考えると、現実の正当化であると考えられる。

また、子供の男女別には、理想子供数の明白な差異は見られない。これは、追加予定子供数の差異が見られないのと同様である。

しかし、子供の性別理想の有無別に追加予定子供数を検討すると、「理想あり」に差が見られた。特に、どのコウホートでも女兒選好を示唆する傾向であった。

また、人工妊娠中絶を行うのは、子供の性別のバランスを保つため、さらに、子供の死亡の後の出産は、男児選好を実現するためと解釈可能な結果が示された。中絶は、妊娠可能な比較的若いコウホートに多く見られ、子供の死亡は、比較的年長な妻に見られることを考えると、この結果は、子供の性別選好の動向（バランス選好から女兒選好へ）と一致するものであると言える。

したがって、以上のいくつかの指標から、「子供の男女別のパリティ拡大率の差異は、子供の性別選好によるものである」ということの妥当性が増したと言えるだろう。

## VI 最後に

本稿は、子供の男女別のパリティ拡大率等を通して、出生に与える選好の影響を見てきたが、さらに日本人の性別選好を研究するに際して、いくつかの課題が考えられた。最後に、それを5つ—①調査対象者の性別、②方法、③選好の決定要因、④歴史的な選好変動、⑤選好のメカニズム—toまとめ記す。

①Williamson (1976) は、1975年当時までの性別選好の研究をレビューして、途上国の男児選好から、先進国のバランス選好への動きをまとめている<sup>7)</sup>。その性別選好にもっとも貢献しているのが、A. 回答者の性別、B. 宗教、C. 既往出生児の性別であるとしている。日本においては、宗教に関して検討することは実質的な意味を持たないだろうが、さらに回答者を男子にして分析を行う必要も大きいと考えられる。

②また、Williamson以降には、Coombs et al. (1975)<sup>8)</sup>、Widmer et al. (1981)<sup>9)</sup>等の性別選好尺度の開発が行われた。しかし、その選好尺度は、調査対象者に過剰な負担を強いるものであるために、簡略な尺度に改良する必要がある。日本においても、1問のみによる選好判断ではなく、尺度化した選好測定が望まれるが、改良後に、日本への適用を図ることが望ましいだろう。

③近年、先進国においても、性別選好の研究が行われるようになり、性別選好の決定要因に関する多変量解析が行われるようになった<sup>10)</sup>。また、先進国では、子供数の減少がかえって、子供数の決定要因としての子供の性別の重要性が上昇しているとする者もある<sup>11)</sup>。

先の分散分析の結果では、2次の交互作用が見られなかったことを考えると、性別選好は、特に、他の変数との交互作用をもたない、比較的独立した要因であるとも考えられるが、性別選好と他の変数（たとえば、親の兄弟姉妹数や子供に対する価値観等）との関係をも考慮し、さらに検討していく

7) Williamson N. E., *Sons and Daughters: A Cross Cultural Survey of Parental Preferences*. Beverly Hills, California. : Sage, 1975.

8) Coombs C. H., Coombs L. C. & McClelland G. H., "Preference Scales for Number and Sex of Children". *Population Studies*, Vol.29, 1975, pp.273-298.

9) Kathy R. Widmer., Gary H. McClelland. & Carol A Nickerson., "Determining the impact of sex preferences on fertility : a demonstration study". *Demography*, Vol.18, 1981, pp.27-37.

必要があろう。

④また、なぜ、男児選好からバランス選好（さらに、女兒選好？）に移行するようになったのか、という問題も今後検討していかなければならない。

1つの原因としては、女子の地位の向上ということが考えられる。また、予定子供数の減少、しかも、偶数選好（2人）に移行してきていることも原因であると考えられる。3人を理想とする場合は、どちらかの性別に偏らざるを得ない。しかし、4人や2人という子供数であれば、性別が偏るにはかえって特別の理由があるということが考えられるからである。

また、意識上の今後の性別選好の動向にも注目する必要がある。

⑤選好のメカニズムに関しても、2、3の課題が考えられる。

1つは、生まれた子供の性別により生じる選好である。たとえば、1子が男児であると女兒選好ではなくバランス選好が生まれ、また、女兒であるとバランス選好でなく男児選好が生まれている可能性などである。

2つめは、同一の親の性別選好の変化ということである。つまり、子供が生まれるにつれ、1個人の選好が変化していくという可能性である。たとえば、無子の時は、強いバランス選好で、1子が女兒となり、男児選好に変わり、さらに、女兒を出産したために、子供の性別選好を放棄するというような変化である。

3つめは、性別選好の質の相違である。たとえば、バランス選好は、社会経済変数に影響を受けない独立した選好であり、男児（女兒）選好は、親の社会経済的条件が影響する選好である、というような可能性である。

いずれにせよ、子供の性別は、次の子を生むか否か（特に2子から3子へ）の比較的大きな要因となってきたと考えられるため、選好に関する研究は、今後の出生の動向を占う意味においても、非常に重要であると言えるだろう。

---

10) Krishnan V., "Preference for sex of children : a multivariate analysis". *Journal of Biosocial Science*, Vol.19, 1987, pp.367-376. は、カナダに関して、強いバランス選好と弱い男児選好を見出している。また、出生地、妻の姉妹数、夫の職業が性別選好と関係が深いことを見出している。

Carr-Hill R, Samphier M & Sauve B., "Socio-demographic variations in the sex composition and preferences of Aberdeen Families". *Journal of Biosocial Science*, Vol.14, 1982, pp.429-443. は、イギリスにおいて出生力に影響を与えるバランス選好が存在すること、また、上流階級では、2児が男児である方が、下層階級では、2児が女兒である方が、より3子を生みやすいという結果を見出している。

Laumon B., Mamelle N., Munoz F. & Measson A., "Sociodemographic characteristics and intentions for further births in France", *Journal of Biosocial Science*, Vol.20, 1988, pp.31-36. は、フランスに関して、単変量では、明白なバランス選好が見られるが、社会経済的地位、妻の初婚年齢等でコントロールするとその効果が見られなくなるとしている。

Victor J. Callan., "Family size intentions and sex preference: the attitudes of university students", *Australian Journal of Sex, Marriage & Family*, Vol.1, 1982, pp.157-161. は、オーストラリアに関して、バランス選好が見られること、また、子供を持つことの心理的効用とバランス選好の関係を論じた。

11) Sloane D. M. & Lee C. F., "Sex of previous children and intentions for further births in the United States, 1965-1976", *Demography*, Vol.20, 1983, pp.353-367. は、アメリカに関して、子供の数が少なくなると、第3子の出生に影響を与える変数としての、特に2人の子供の性別の重みが大きくなってきたことを主張している。

## Child-Sex Effects on Further Births

Hiromichi SAKAI

This article clarified the child-sex effects on the number of additional children in Japan. The data were retrospective birth histories of the Eighth Japanese National Fertility Survey carried out by the Institute of Population Problems in 1982.

First we found that the majority of Japanese had balanced-sex preference, while there was a slight shift from boy preference to girl preference in terms of parity progression ratio. The effect of first-child sex was small, but the effect of parity-two sex combination was as big as or bigger than that of other socio-economic variables.

Next we observed some evidences suggesting strong sex preference in opinion and behavior, such as differential intentions of further child-bearing due to the sex of previous children, differences in the number of abortions caused by the sex combination of living children.

Finally we noted further issues to be examined in the study of sex preference in Japan.

## 2つの時点間の世帯類型変化

渡 邊 吉 利

### I 世帯の変化をどのように観察するか

21世紀を目前にして日本の社会では空前の速度での人口高齢化が進行している。しかし、人口の具体的な生活の場である世帯の姿が高齢化の進行によってどのようになるのかは問題である。すでに、高齢者を含む家族の世帯形成については、課題の重要性の見地からこれまでもいくつかの検討がなされている<sup>1)</sup>。本稿は、全国についての調査データによって、そうした検討作業の一端を担おうと試みるものである。すなわち、世帯の変化の実態を明らかにすることは、高齢化社会における人口の具体的な生活の場に関する見通しを明確にするという意味で、現在きわめて重要な意味を有すると言えよう。

本稿では人口問題研究所が1985年6月に実施した全国サンプルの世帯調査「家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査」を用いて、個人の所属する世帯の類型が時間の経過に伴いどのように変化するかを検討する<sup>2)</sup>。

世帯の変化を観察するにはいろいろな観察の仕方がある。本稿では期間コウホート型の観察によって世帯の変化をとらえる。期間コウホート型による世帯の観察とは、ある世帯の観察において暦の上のある時点から次の時点までの変化すなわちその世帯が期間の始まりから期末にかけて推移変化するありさまをあたかも人口のコウホートが段階を追って加齢するのを観察するとの同様の方法で追跡とらえるものである。ここでは、期間コウホート型の観察を回想法による調査によって行う<sup>3)</sup>。

回想法による調査は無制限の過去にまでさかのぼれる訳ではない。過去をどのようにきくかに関して調査技術上は、暦の上のある時点を示してそれ以降の世帯変化の事実を尋ねるか（例えば、調査の15年前からの世帯員の転出入をきくなど）、世帯または世帯員の発達上のある段階を示すような事象（例えば、世帯主の結婚あるいはその世帯が現住地に居を構えたなど）以降の事実に限定するなどである。本稿で用いる「家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査」は、15年前にその対象世帯が現在地に居を構えていたか、居を構えていた場合は15年前からの事実を調査し、15年前に

1) そうしたものとしてはすでに、清水と廣嶋の研究がある。清水浩昭、「三世代世帯の形成過程に関する研究—総務庁老人対策室調査結果の分析—」、『人口問題研究』、第173号、1985年1月、pp.22-23.、清水浩昭、「三世代世帯の形成過程に関する研究(2)—総務庁老人対策室調査結果の分析—」、『人口問題研究』、第177号、1986年1月、pp.1-13.、清水浩昭、「人口変動と世帯構成の変化—山形県—農村の事例を中心にして—」、『人口問題研究』、第185号、1988年1月、pp.1-16.、清水浩昭・池ノ上正子、「人口変動と世帯構造—山形県—農村の事例—」、『人口問題研究』、第186号、1988年4月、pp.64-71.、廣嶋清志、「戦後日本における親と子の同居率の形式人口学的分析モデル」、『人口問題研究』、第167号、1983年7月、pp.18-31.、廣嶋清志、「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」、『人口問題研究』、第169号、1984年1月、pp.31-42.、廣嶋清志、「結婚後の競合を考慮した親子同居可能率のモデル」、『人口問題研究』、第186号、1988年4月、pp.14-34.などを参照。

2) 本稿で使用する調査について詳しくは「家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査」、1986年刊を参照されたい。

3) 本稿の世帯観察の方法については、渡邊吉利、「世帯の変化をとらえる場合の世帯とはなにか—世帯変動の観察についての一考察—」、『人口問題研究』、第182号、1986年10月、pp.41-45.を参照。



なかった場合はいつから現在地に居を構えたかを尋ねてそれ以降の事実を調査した<sup>4)</sup>。

回想法による調査は観察期間に存在した世帯のすべてを再現することはできない。調査で把握できるのは、調査時点に把握できる世帯だけである。この中にはさらに観察期間を通じて存在する世帯と観察期間の途中で現れた世帯に分けられる。また観察期間が終わった後に現れた世帯は観察の対象外である。さらに、こうした回顧的調査による過去の世帯の復元は、観察期間内に存在したが調査時点までに消滅した世帯について情報が得られないことに注意しなければならない<sup>5)</sup>。

調査の観察期間は最大15年間であるが、本稿で検討の対象とする観察期間は直接的には1980年年初から1985年年初にかけての5年間であり、副次的に1975年年初から1980年年初の期間についてもふれることにする。

この調査で把握できた実際の世帯数を世帯の起点（対象世帯の現在地での創設または引っ越しなどによる入移動の初期時点）別にその分布をみると、表1に示すとおりである。この調査における世帯の初期時点が10年以上前すなわち1974年以前のもの57%、1975年から1979年の間16%、1980年から1984年の間が22%、1985年1月から6月の調査時点までが4%であり、初期時点不詳の世帯が1%余りであった。

表1 世帯の初期時点別、世帯主の年齢・男女別世帯数分布 (%)

世帯主年齢 男女別	(1) 調査集計 世帯総数 (実数)	割合	(2) 分析対象 世帯総数 (3)+(4)+(5)	(3) 初期時点 1974年以前	(4) 初期時点 75-79年	(5) 初期時点 80-84年	(6) 初期時点 1985年 1-6月	(7) 初期時点 不詳
(実数)			7288	4359	1231	1698	324	96
総数	7708	100.0	94.6	56.6	16.0	22.0	4.2	1.2
25歳未満	409	100.0	64.5	3.2	1.5	59.9	33.3	2.2
25-29歳	425	100.0	86.4	6.1	6.0	73.6	11.8	1.9
30-34歳	645	100.0	92.2	15.3	25.0	51.9	6.4	1.4
35-39歳	899	100.0	95.3	33.3	33.0	29.0	2.8	1.9
40-44歳	952	100.0	95.8	53.0	23.8	18.9	2.5	1.7
45-49歳	980	100.0	96.8	67.6	18.7	10.6	1.7	1.4
50-54歳	954	100.0	98.4	76.1	12.3	10.1	1.0	0.5
55-59歳	835	100.0	97.7	77.6	11.5	8.6	1.7	0.6
60-64歳	530	100.0	98.7	81.3	11.5	5.8	0.6	0.8
65-69歳	426	100.0	98.1	85.0	6.8	6.3	0.7	1.2
70-74歳	364	100.0	98.9	90.9	4.7	3.3	0.3	0.8
75歳以上	289	100.0	99.7	88.9	3.1	7.6	0.0	0.3
男 総数	6690	100.0	95.5	57.0	16.7	21.8	3.3	1.1
女 総数	1018	100.0	88.1	53.6	10.9	23.6	9.8	2.1

注：世帯主の年齢は1985年1月1日におけるもの。以下の表においても同様。

4) その意味は対象世帯の現在の世帯主が必ずしも15年前あるいは世帯の初期時点のいたことを要するものではないが、少なくとも現世帯主と継続性のある世帯主の世帯があったことを意味する。

本稿におけるこれら世帯の初期時点とは、15年以上前から調査でとらえられた住所にあった場合は初期時点15年前として扱い、それ以降に世帯の創設または引っ越しなどの入移動によって新たに現われた世帯に関してはそれぞれ現住地に現われた時点を初期時点としてとらえるものである。

こうして初期時点が15年に満たない世帯は、本稿においては、それぞれの時点で現われた新規世帯としてとらえることになる。これら本稿における新規世帯とは、結婚などによってまったく新たな構成員同士によってつくられた創設世帯とすでに他の地にあった世帯が調査でとらえられた住所地へ家族全員で引っ越してきた入移動世帯とを合わせ含む。詳細については、前掲の「昭和60年度 家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査」(1986年刊)の報告書を参照。

5) ここで世帯が消滅するとは、世帯員の死亡または転出移動によって住所地に世帯員が1人も居なくなることである。この世帯の消滅には、世帯員全員の転出、すなわち、世帯ぐるみの引っ越し移動を含む。また、この場合の住所地とは、何丁目何番地まで特定された具体的な住所地である。

世帯主の年齢別に世帯の初期時点の分布をみると、高年齢ほど世帯の初期時点が古く、若年齢になるほど新しいものが多くなる。すなわち、世帯主の年齢35歳未満では、比較的新しい初期時点である1980年から85年の世帯が過半数であるが、年齢40歳以上では古い初期時点の1974年以前の世帯が圧倒的となる<sup>6)</sup>。

また、注目しておきたいことは、年齢総数では大した割合ではないものの、本稿の観察検討の対象期間から除外される1985年1月から6月の期間に、世帯主の年齢20歳台で無視し得ない割合の世帯の初期時点が含まれていることである。その意味では、とくに若年齢の世帯変化を扱う上では、このことに留意しておかねばならない。

これまで使用する調査データにまつわる様々な制約を述べてきたが、こうした制約はいわば1回の調査で世帯の過去を再現しようとする場合にもついてもわる問題であり、世帯に関する全国規模でのパネル型調査のデータがほとんど皆無である現状では、世帯の変化と推移をたどることのできる極めて貴重なデータの一つである。

以上のことをふまえた上で、それら世帯の初期時点別の分布を考慮にいれながら二つの時点間の世帯類型変化の検討に移りたい<sup>7)</sup>。

## II 過去5年間の世帯類型の推移と変化

本稿においては、世帯の類型を「核家族的世帯」と「直系家族世帯」に分ける<sup>8)</sup>。「核家族的世帯」は、さらに、「1人暮らし」、「夫婦のみ」および「親と未婚子」の世帯に分けている。この「核家族的世帯」のうち狭義の「核家族世帯」は、「1人暮らし」を除く「夫婦のみ」と「親と未婚子」の世帯である。本稿では、これらの世帯類型カテゴリーを用いて、その変化をたどることとしたい。また本稿で言及する年次は、すべてそれぞれ年初時点であるが、以下の記述ではいちいち年初とは断わらない。

表2によって、1980年および1985年における世帯類型別の直前5年間の新規創設世帯と5年以上前からの既存世帯分布を概観しておきたい。

この調査における1985年に存在した世帯(7288世帯)のうち、1980年時点で既に存在していた世帯は77%(5590世帯)であり、23%(1698世帯)は80~84年に創設ないし転入移動によりできた新規世帯である。これを世帯類型別にみると、「1人暮らし」世帯で新規世帯がもっとも多く、48%と約半数を占める。「親と未婚子」および「夫婦のみ」といったいわゆる「核家族世帯」では新規世帯がそれぞれ23~24%と約1/4の割合となり、「直系家族」世帯では9%と他の世帯類型よりも新規世帯は少なくなる。

また、1980年に存在した世帯(5590世帯)のうち、1975年時点で既に存在していた世帯は78%(4359世帯)であり、22%(1231世帯)は75~79年間に現在地に新規にできた世帯である。世帯類型別で

6) 本稿における世帯主の年齢はすべて1985年年初における年齢である。このことは、1975年年初から1980年年初にかけての観察でも同様であり、したがって1975年年初における世帯主の実際の年齢は本稿の表に表示されているより10歳若いものとしてとらえなければならない。

7) こうした二つの時点間の世帯の変化を検討したものとして、世帯規模の変化に関するものだが Ingvar Holmberg, "Household Change and Housing Need: A Forecasting Model", in John Bongaarts, Thomas Burch, Kenneth Wachter (eds.), *Family Demography, Methods And Their Applications*. Oxford Clarendon Press, 1987. がある。

8) 調査票の上では、「核家族的世帯」はさらに本文のように細分されているが、それとは別に、「直系家族世帯」についてはさらに「親と子夫婦」(調査票全体の1.7%)、「親と未婚子と子夫婦」(同0.4%) および「親と子夫婦と孫」(同12.8%)の世帯に細分されている。本稿では、それらをまとめて「直系家族世帯」としている。また調査票では、それ以外に「その他」の世帯がある。

表2 世帯類型別、過去5年の創設世帯と5年前の既存世帯分布：1985年、1980年

世帯の創設時点および 各年年初の世帯総数	1985年および1980年年初の世帯類型							類 型 不 詳
	総 数	1 人 暮 ら し	夫 の 婦 み	親 と 未 婚 子	直 家 系 族	そ の 他	類 型 不 詳	
1985年 総 数	7288	921	1041	3467	1032	439	388	
1980-84年創設世帯総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
1980年年初既存世帯総数	23.3	48.3	22.7	24.3	8.5	10.0	10.6	
	76.7	51.7	77.3	75.7	91.5	90.0	89.4	
1980年 総 数	5590	425	674	2757	929	433	372	
1975-79年創設世帯総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
1975年年初既存世帯総数	22.0	28.9	20.9	29.1	8.6	7.9	13.7	
	78.0	71.1	79.1	70.9	91.4	92.1	86.3	

は「1人暮らし」と「親と未婚子」の世帯で75～79年に新規創設の世帯が29%と他の類型に比べて多く、ついで「夫婦のみ」の世帯で21%が75～79年の新規であり、「直系家族」世帯では9%が75～79年の新規創設である。この分布は、新規世帯における「1人暮らし」世帯の割合が過去に遡るほど少なくなるのを別にすると、1985年に存在した世帯における新規世帯の分布とほぼ同じである。

さらに、1975年と1980年、1985年の3年次について類型別に世帯の分布をみてみよう。最近時点である1985年では「親と未婚子」が48%と約半数、「夫婦のみ」と「直系家族」がそれぞれ14%、「1人暮らし」が13%である。5年前の1980年および10年前の1975年ではいわゆる「核家族」世帯である

表3 過去5年間の世帯類型間変化：1985年

世帯の創設時点および 1980年年初の世帯類型	総 数 (実数)	類型不 変世帯	類型変 化世帯	1985年年初の世帯類型							類 型 不 詳
				類型変化世帯 総	1 人 暮 ら し	夫 の 婦 み	親 と 未 婚 子	直 家 系 族	そ の 他	類 型 不 詳	
総 数	7288	64.8	35.2	2563	100.0	20.5	18.5	41.6	11.5	6.3	1.6
1980-84年創設世帯総数	1698	-	100.0	1698	100.0	26.2	13.9	49.7	5.2	2.6	2.4
1980年年初既存世帯総数	5590	84.5	15.5	865	100.0	9.4	27.6	25.7	23.8	13.5	0.0
1人暮らし	425	92.9	7.1	30	100.0	-	20.0	66.7	6.7	6.7	0.0
未婚のみ	674	84.0	16.0	108	100.0	26.9	-	60.2	11.1	1.9	0.0
夫婦と未婚子	2757	87.1	12.9	356	100.0	11.2	54.5	-	24.2	10.1	0.0
直系家族	929	79.4	20.6	191	100.0	1.6	11.5	47.6	-	39.3	0.0
その他	433	64.2	35.8	155	100.0	4.5	7.7	21.3	66.5	-	0.0
類型不詳	372	93.3	6.7	25	100.0	8.0	20.0	52.0	12.0	8.0	-

表4 過去5年間の世帯類型間変化：1980年

世帯の創設時点および 1975年年初の世帯類型	総 数 (実数)	類型不 変世帯	類型変 化世帯	1980年年初の世帯類型							類 型 不 詳
				類型変化世帯 総	1 人 暮 ら し	夫 の 婦 み	親 と 未 婚 子	直 家 系 族	そ の 他	類 型 不 詳	
総 数	5590	67.3	32.7	1827	100.0	9.1	15.2	52.3	13.2	7.4	2.8
1975-79年創設世帯総数	1231	-	100.0	1231	100.0	10.0	11.5	65.2	6.5	2.8	4.1
1975年年初既存世帯総数	4359	86.3	13.7	596	100.0	7.4	22.8	25.7	27.2	16.9	0.0
1人暮らし	273	94.5	5.5	15	100.0	-	13.3	80.0	6.7	0.0	0.0
夫婦のみ	473	83.9	16.1	76	100.0	14.5	-	73.7	6.6	5.3	0.0
親と未婚子	2050	87.9	12.1	248	100.0	12.5	43.1	-	29.4	14.9	0.0
直系家族	813	84.5	15.5	126	100.0	0.0	11.9	42.9	-	45.2	0.0
その他	408	73.0	27.0	110	100.0	0.0	3.6	23.6	72.7	-	0.0
類型不詳	342	93.9	6.1	21	100.0	9.5	38.1	23.8	14.3	14.3	0.0

「親と未婚子」および「夫婦のみ」の割合はわずかに少なくなるが、「直系家族」世帯は過去にさかのぼるほど数ポイントづつ多くなり、また「1人暮らし」世帯は過去になるほど少なくなる。

これら3時点の世帯分布のうち、他の世帯の分布にはあまり変化がみられないが、「1人暮らし」世帯に関してはその分布が過去にさかのぼるほど少なくなっている。その理由は、「1人暮らし」世帯は一般に未婚の若者が多く、それら未婚者の世帯は新規創設から消滅にいたるサイクルが早いため、過去にさかのぼると急速に少なくなるものと思われる。また、若者に限らず「1人暮らし」世帯の場合、死亡にしろ転出にしろ、たった1人の変化だけでその世帯はその場所に存在しなくなるからである。

それでは具体的に個別の世帯類型について5年前にはどんな世帯類型であったものがどのような世帯になるか、その推移と変化をみていくことにする。ここでは本稿における全体としての観察期間10年を前半と後半に分けて、前半を1975年から80年とし、後半を1980年から85年とする。最初に後半である1980年から85年への全体としての世帯変化を概観し、前半5年の世帯変化と比較しておきたい。

後半5年である1980年から85年の観察期間中に現われた新規世帯の類型別分布は、明らかに1980年以前からの既存世帯の類型別分布とは異なる。既存世帯と比較した新規世帯の特徴は、「親と未婚子」の割合が約半数と多く、次いで「1人暮らし」の割合が約1/4と多いことである。これに対し既存世帯では、「直系家族」と「夫婦のみ」の割合それぞれ1/4前後に対し、「親と未婚子」の割合が約1/4、「1人暮らし」は1/10と特別に多いとはいえない。すなわち、新規世帯の多くは「親と未婚子」および「1人暮らし」の世帯からなり、「直系家族」の新規世帯は少ない。

1980年の既存世帯が5年後にどのような世帯類型となるか、その主要な変化は次のようである。1980年の既存世帯のうち結果的に5年後も同じ世帯類型にとどまった割合は、「その他」の世帯を除いて各世帯類型とも80%ないしそれ以上の割合である。すなわち、1980年から85年への既存世帯の推移の圧倒的多くは、世帯類型の変化を経ずに同じ類型のままということになる。

つぎに、1980年における既存世帯のうち5年間に世帯類型間の変化をとげたものだけをとりだして、その変化の内訳をみてみたい。1980年の既存世帯からの変化では、どの類型からも「親と未婚子」世帯へと変化する割合が多い。すなわち、「1人暮らし」あるいは「夫婦のみ」の世帯からの変化の2/3近くが、「親と未婚子」への変化である。その「親と未婚子」世帯からの変化では、核家族的カテゴリーである「夫婦のみ」世帯には変化の約半数、同じく核家族的カテゴリーである「1人暮らし」世帯に1/10の割合で変化し、「直系家族」への変化は1/4の割合である。「直系家族」世帯からの変化をみると、「親と未婚子」への変化が約半数を占めている。

こうした1980年から85にかけての変化（後半5年の変化）を、表3と表4の比較によって、前半5年である1975年から80年の変化と比べると、全体として前半5年のほうが新規創設世帯が少なく、また既存世帯からの変化では各世帯類型から「1人暮らし」世帯への変化の割合が若干少なくなることおよび「親と未婚子」への変化割合が少し多くなることなどの特徴がある。しかしこれらのことを別にすると、80～85年と75～80年の2つの観察期間における違いはさほどではない。したがって、新規創設世帯の動向をよみとる際には若干の注意を要すること、若年齢の「1人暮らし」世帯の動向などについてはとくに慎重を期さなければならないことなどを別にすると、1980年から85年の観察期間データをもってある程度最近における日本の類型別世帯の推移と変化のパターンを（5年間の期間データではあるが、世帯の変化・循環というコウホートの変化をも含めて）よみこんでもよいと思われる<sup>9)</sup>。

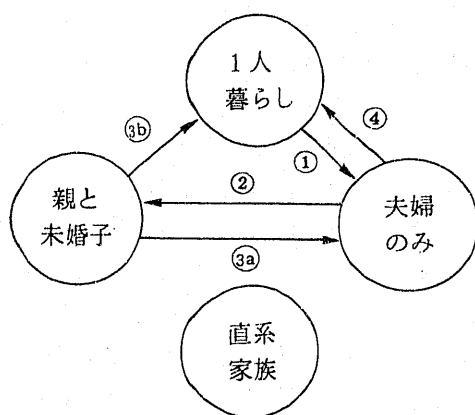
9) 日本の世帯の変化パターンを分析したものとしては、江戸時代の宗門人別帳にもとづき世帯類型の長期にわたる時間的変化を分析した小山隆「家族形態の周期的変化」(喜多野清一・岡田謙編『家—その構造分析—』[創文社1959年刊]所収)がある。これは世帯類型の変化だけでなく、それぞれの類型の滞在年数をも明かにした貴重な業績である。

### Ⅲ 現代日本の世帯変化のパターン

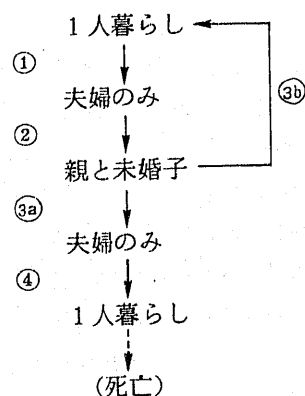
世帯の変化パターンに関して西欧型の核家族モデルとでもいうべきものがある。すなわち、親世帯から離れた若者の「1人暮らし」世帯を出発点にして結婚を経て「夫婦のみ」世帯へ、子どもが生まれて「親と未婚子」、子どもの巣立ちによって「夫婦のみ」、配偶者との死離別によって「1人暮らし」世帯へと順次変化するパターンが考えられる。こうしたモデルに照らしたとき、日本の世帯の変化パターンはどのようなものとしてとらえられるであろうか。近年の日本において核家族化が進行したといわれるとき、世帯の変化パターンとしてどのようなパターンを想定すべきなのであろうか。

こうしたことがらに今ただちに答えるのは容易ではないが、ここでは世帯主の世帯形成に着目する見地から世帯主の年齢によって世帯の段階を3つにくぎり、それぞれの年齢ごとの世帯類型の変化をみていきたい。ここでの世帯形成の段階区分は、世帯形成前期（世帯主35歳未満）、世帯形成中期（世帯主35—54歳）、世帯形成後期（世帯主55歳以上）に分ける。

図1 核家族モデルの循環



核家族モデル



#### 1 世帯形成の前期段階

世帯形成の前期段階の世帯の特徴は、「親と未婚子」、「1人暮らし」世帯および「夫婦のみ」世帯の割合が多いことである。こうした分布がどのように形作られたかを5年間の変化からみてみよう。世帯形成の前期段階にあっては、非常に多くの世帯が過去5年の観察期間中の新規世帯である。ある意味では当然のこととも思われるが、前期段階で最も重要なことはこの段階で世帯の新規・創設がもっとも活発におこなわれるということである。これら新規世帯の内訳をみると、「親と未婚子」および「1人暮らし」の世帯がそれぞれ40%を占めている。これは現代日本における新設世帯の世帯形成のスタート段階ないしスタートに非常に近い段階の世帯類型が、「親と未婚子」ないし「1人暮らし」世帯であることを示しているとみてよい。また同時に、本稿における新規世帯概念と関わることはあるが、一度成立した世帯が引っ越しなどによって新たな地で新規世帯として現われる頻度もこの年齢層で多いことを示している。

前期段階における既存世帯からの推移と変化をみると、1980年のほとんどの世帯類型で60~90%の割合で5年後も同じ世帯類型にとどまっている。例外的に5年後も同じ世帯類型にとどまっている割合が約1/3と低いのは「夫婦のみ」の世帯である。この5年後も同じ世帯にとどまっている割合は、その世帯類型の安定性もしくはその世帯類型での滞在年数を相対的に示すものと考えられる。したがって、この前期段階の「夫婦のみ」の世帯は滞在年数の短い過度的な世帯類型であるといえる。

表5 過去5年間の世帯類型間変化：1985年，世帯主の年齢35歳未満

世帯の創設時点および 1980年年初の世帯類型	総数 (実数)	類型不変		1985年年初の世帯類型								
		変世帯	化世帯	類型変化総	世帯数	1人暮らし	夫婦のみ	親と未婚子	直系家族	その他	類型不詳	
総数	1226	21.5	78.5	962	100.0	35.1	13.7	42.6	3.5	2.6	2.4	
1980-84年創設世帯総数	893	-	100.0	893	100.0	37.3	14.4	40.6	2.2	2.8	2.6	
1980年年初既存世帯総数	333	79.3	20.7	69	100.0	7.2	4.3	68.1	20.3	0.0	0.0	
1人暮らし	74	82.4	17.6	13	100.0	-	23.1	76.9	0.0	0.0	0.0	
夫婦のみ	46	34.8	65.2	30	100.0	0.0	-	96.7	3.3	0.0	0.0	
夫婦と未婚子	143	92.3	7.7	11	100.0	18.2	0.0	-	81.8	0.0	0.0	
直系家族	26	88.5	11.5	3	100.0	0.0	0.0	100.0	-	0.0	0.0	
その他の類型不詳	25	60.0	40.0	10	100.0	30.0	0.0	40.0	30.0	-	0.0	
類型不詳	19	89.5	10.5	2	100.0	0.0	0.0	50.0	50.0	0.0	-	

つぎに既存世帯のうち5年間に類型化する世帯のほうに目を転じてみよう。1980年の既存世帯からの変化では、どの類型からも「親と未婚子」世帯へと変化する割合が相当に多い。すなわち、「1人暮らし」あるいは「夫婦のみ」の世帯から変化する世帯のうち4/5ないしそれ以上の割合が、「親と未婚子」への変化である。母集団が小さいが、「直系家族」からもその変化のすべてが「親と未婚子」世帯へのものである。

つぎに「親と未婚子」からの変化をみるとその4/5が「直系家族」への変化となっている。この「直系家族」から「親と未婚子」

へ、さらに「親と未婚子」から「直系家族」へといった双方向の世帯変化は、むしろ結婚直後の一時別居を経た「直系家族」への復帰といったいわゆる修正直系家族制の形態を示唆しているのかも知れない。

## 2 世帯形成の中期段階

世帯形成の中期段階についてみると、「親と未婚子」世帯が60%近くともっとも多くを占め、他の類型の世帯はいずれも10%内外である。それら中期段階の世帯のうち過去5年間の新規創設世帯の割合は、既存世帯の1/5程度と前期段階に比べ減少している。新規創設世帯の内訳をみると、2/3の多数を「親と未婚子」の世帯が占め、他の世帯類型すなわち「1人暮らし」、「夫婦のみ」、「直系家族」の3つのカテゴリーはそれぞれ1/10前後となっている。中期段階の新規世帯において「親と未婚子」世帯が多いのは、主として都市部における核家族の転動や住宅の住替えなどを示すと思われる。

つぎに、既存世帯からの推移・変化をみると、「その他」の世帯を除き、どの世帯類型からも5年後も同じ世帯類型にとどまる割合は3/4以上を占め、中期段階では創設・成立した世帯は5年間程度の期間ではあまり変化せず、類型変化するのは1/4以下にとどまるようである。

世帯類型間の変化がみられたものをみると、ここでもやはりどの世帯類型からも「親と未婚子」の世帯への変化が多い。こうした世帯形成の前期・中期を通じて、すべての世帯類型から「親と未婚子」世帯への変化が多くみられることは、世帯の変化において「親と未婚子」世帯は、世帯類型間の変化・推移の中断点として中心的な役割をもったカテゴリーであるからである。

図2 世帯類型間変化のフロー：世帯主前期（35歳未満）

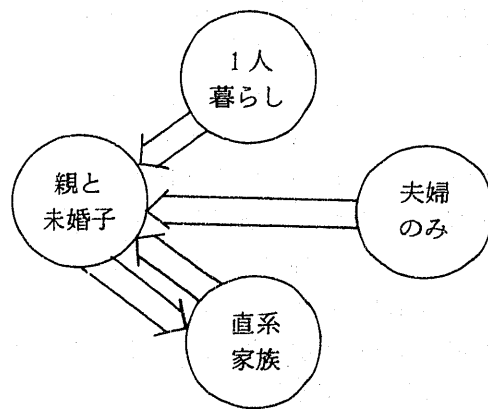
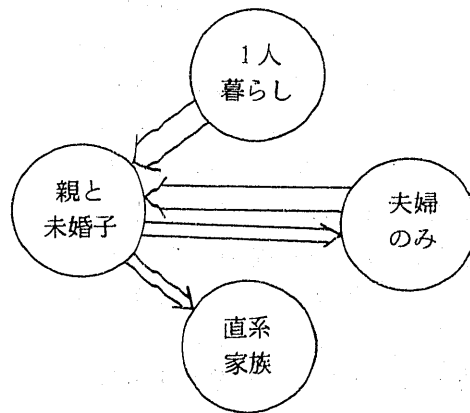


表6 過去5年間の世帯類型間変化：1985年，世帯主の年齢35-54歳

世帯の創設時点および 1980年年初の世帯類型	総数 (実数)	類型不 変世帯	類型変 化世帯	1985年年初の世帯類型								
				類型変化世帯 総数	1人 暮らし	夫 の み	婦 の み	親 と 未 婚 子	直 系 家 族	その他	類 型 不 詳	
総数	3657	73.5	26.5	970	100.0	9.1	11.1	57.3	13.6	7.5	1.3	
1980-84年創設世帯総数	641	-	100.0	641	100.0	10.8	8.0	68.6	9.2	1.4	2.0	
1980年年初既存世帯総数	3016	89.1	10.9	329	100.0	5.8	17.3	35.3	22.2	19.5	0.0	
1人暮らし	119	95.0	5.0	6	100.0	-	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	
夫婦のみ	152	75.7	24.3	37	100.0	13.5	-	78.4	8.1	0.0	0.0	
親と未婚子	1873	94.0	6.0	112	100.0	10.7	44.6	-	30.4	14.3	0.0	
直系家族	534	79.2	20.8	111	100.0	0.0	0.9	57.7	-	41.4	0.0	
その他	162	67.9	32.1	52	100.0	3.8	7.7	23.1	65.4	-	0.0	
類型不詳	176	93.8	6.3	11	100.0	0.0	18.2	45.5	18.2	18.2	-	

「親と未婚子」から世帯の変化では、「夫婦のみ」世帯に変化するものが1/2弱、「1人暮らし」世帯に変化するものが1/10であり、それらを合わせたいわゆる核家族的世帯への変動割合が1/2強程度である。これに対し、「親と未婚子」から「直系家族」世帯へ変化は約30%である。すなわち、世帯形成の中期段階の後半頃から後期段階にかけて、「親と未婚子」世帯の一部は年少世代の巣立ち・分離による「夫婦のみ」世帯への変化をまた他の一部はこれまで別居していた年長世代との同居による「直系家族」世帯への変化を経験することになる。

図3 世帯類型間変化のフロー：世帯主中期（35~54歳）



「直系家族」世帯から他の類型の世帯への変化をみると、1/2は「親と未婚子」への変化である。このことは一見すると「直系家族制」から「核家族制」への制度的移行過程の現象を示しているようにもみられようが、必ずしもそのようには断定できない。むしろ世帯形成の中期段階以降におけるこの「直系家族」から核家族的世帯への変化は、主として年長世代の死亡という人口学的要因の影響によるものと思われる<sup>10)</sup>。

### 3 世帯形成の後期段階

世帯形成の後期段階の世帯分布の特徴は、「夫婦のみ」世帯と「直系家族」世帯の割合が多いことである。後期段階の過去5年の経過をみると、観察期間中の新規創設世帯は中期よりもさらに少なくなる。新規創設世帯の中では「夫婦のみ」世帯の割合が1/3と大きくなり、「1人暮らし」世帯の割合も1/4へと再び拡大する。これに対し新規世帯における「親と未婚子」の世帯は中期段階よりシェアを減らして1/4となる。また新規・創設世帯における「直系家族」の割合は少ない。

後期段階の1980年における既存世帯から推移・変化をみると、5年後も同じ世帯にとどまる割合は然として高いが、「親と未婚子」世帯ではその割合が中期段階よりも若干減少している。

後期段階の各類型から他の類型への変化をみて際だつのは、「夫婦のみ」から「1人暮らし」への変化が半数以上と大きいことである。これは主として配偶者との死別によるものである。また「親と未婚子」世帯からの変化では「夫婦のみ」世帯への約60%が大きい。これは「親と未婚子」世帯にお

10) この点は清水浩昭氏の指摘による。具体的検討は、今後の課題としたい。

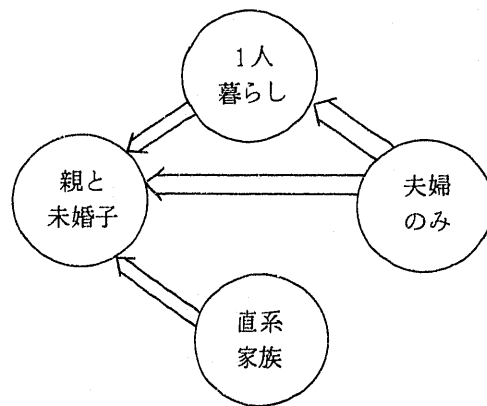
表7 過去5年間の世帯類型間変化：1985年，世帯主の年齢55歳以上

世帯の創設時点および 1980年年初の世帯類型	総数 (実数)	類型不 変世帯	類型変 化世帯	1985年年初の世帯類型								
				類型変化世帯 総	1人 暮らし	夫 婦の み	親 と未 婚子	直 系家 族	そ の他	類 型 不 詳		
総数	2405	73.8	26.2	631	100.0	15.8	37.2	15.8	20.3	10.0	0.8	
1980-84年創設世帯総数	164	-	100.0	164	100.0	26.2	34.1	25.0	5.5	6.1	3.0	
1980年年初既存世帯総数	2241	79.2	20.8	467	100.0	12.2	38.3	12.6	25.5	11.3	0.0	
1人暮らし	232	95.3	4.7	11	100.0	-	27.3	36.4	18.2	18.2	0.0	
夫婦のみ	476	91.4	8.6	41	100.0	58.5	-	17.1	19.5	4.9	0.0	
親と未婚子	741	68.6	31.4	233	100.0	11.2	61.8	-	18.5	8.6	0.0	
直系家族	369	79.1	20.9	77	100.0	3.9	27.3	31.2	-	37.7	0.0	
その他	246	62.2	37.8	93	100.0	2.2	8.6	18.3	71.0	-	0.0	
類型不詳	177	93.2	6.8	12	100.0	16.7	25.0	58.3	0.0	0.0	-	

いて中期段階からすでにみられた少年世代の  
巣立ちによるものである。また、「直系家族」  
から他の類型への変化では、「親と未婚子」  
と「夫婦のみ」世帯へそれぞれ30%前後変化  
しており、これも年長世代の死亡の影響と考  
えられる。

また、各類型からの変化で見落としてなら  
ないのは、一見すると個別の類型からの変化  
の割合としてはそれほど大きなものではない  
のだが、後期段階の各類型からの変化のうち  
いずれも20%近い割合が「直系家族」世帯へ  
と変化していることである。いわば、表面的  
にはさほど大きな流れではないが、地下の伏  
流水からの湧き水のように絶えることなく各世帯類型から「直系家族」世帯への変化がみられること  
は、日本の「直系家族」世帯がこれからも多少シェアを狭めながらも長く残留することを思わせない  
ではない。

図4 世帯類型間変化のフロー：世帯主後期（55歳以上）



#### IV 結びに換えて

本稿では、1985年に人口問題研究所が実施した全国サンプル調査を用いて、過去5年間の世帯の類  
型別創設と類型間変化を観察してきた。

世帯の新規創設は、当然のことではあるが世帯主の年齢が若いほど多く、35歳未満の年齢では過半  
数が過去5年間に創設された世帯であるが、世帯主の年齢40歳以上では10年以上前からの既存世帯が  
過半数となる。世帯類型別には、「1人暮らし」世帯で直前5年間の創設世帯が多く、ついで「親と  
未婚子」、「夫婦のみ」で創設世帯が多くなる。逆に創設世帯が少ないのは「直系家族」世帯であった。

世帯の変化・循環という観点から、既存世帯も含めた世帯形成の段階による世帯変化をみると、以  
下のようなのである。

世帯の段階を世帯主の年齢で分けると、35歳未満の前期段階では過去5年間の創設世帯が多く、そ  
れらの世帯は5年後には結果として「1人暮らし」、「夫婦のみ」、「親と未婚子」の世帯として現われ  
てくる。そして、それらの世帯の多くは中期段階にかけて「親と未婚子」の世帯へと移行する。

35-54歳の中期段階になると、その前半では「親と未婚子」へとますます集中すると思われるが、



その後半では「親と未婚子」の世帯は徐々に「夫婦のみ」や「1人暮らし」といった核家族的世帯へと移行するものと「親と未婚子」から「直系家族」へと変化するものとに分かれてくる。

55歳以上の後期段階では、変化の主流は「夫婦のみ」や「1人暮らし」の核家族的世帯への変化が約半数、「直系家族」への変化が1/5となっている。このことは、すべての世帯主が必ずしも扶養すべき親のいる長男・長女などではないことから判断して、扶養すべき親のいる場合は相当割合の「直系家族」が出現しているとみるべきである。

これらの世帯変化から、日本においても核家族的世帯とくに「親と未婚子」の世帯は世帯変化の中継点として中核的な位置を占めていることは疑いない。しかし、扶養すべき親のいる割合には「直系家族」への変化は決して少なくないと思われる。今回の検討ではふれることができなかったが、こうした世帯形成における親子関係と同別居関係および世帯形成における人口学的要因などの検討が今後の課題である。

## Changes in Japanese Households between Five-Year Intervals

Yoshikazu WATANABE

We examine here recent changes in Japanese household type between five years intervals. The data used are Demographic Survey of Family Life-Course and Household Change, conducted at 1985 by the Institute of Population Problems. Major results are as follows ;

- 1) "Single" type households are very frequently established and broken up, especially in the early stages of household formation.
- 2) In changing of household type, most of all households passed through "couple and their children" type as transit state.
- 3) So-journ time of "couple and their children" state is relatively long. And that type of households maintain their form stably.
- 4) In household type changing from "couple and their children" to the other type, the change to "three generation family" account for 19 percent, where as the change to "couple only" account for 62 percent, and the change to "single" for 11 percent.
- 5) The change to "three generation family" from any other type of household, account for nearly 20 percent of whole changes in the every household type.

## 研究ノート

# 低出生力化は核家族化を促進するか？\*

廣 嶋 清 志

### 1 はじめに

人口転換にともなう出生力低下は最終的には子についての親との同居の可能性を大幅に上昇させるので、潜在的には核家族化（核家族世帯に属する人の増加）を促進するのではなく、拡大家族化を促進することを日本の例を用いて筆者は明らかにした<sup>1)</sup>。しかし、Zengは安定人口を前提にした計算により、置き換え水準以下の非常に低い出生力のもとでは親についての子との同居可能性が縮小し（‘shortage of children’）、核家族世帯がより多くなると報告した<sup>2)</sup>。筆者は低出生力のもとでの同居可能率を扱うために一層精度の高いモデルを提案し、同居可能率は出生力水準そのものと直接関わるのではなく、出生力のパリティ構造（出生児数分布）と「(子とその配偶者の)きょうだい数の組み合わせ」によることを明らかにしたが、核家族化との関連については直接結論を下さなかった<sup>3)</sup>。本稿ではそのモデルを用いて様々な出生率のもとでの同居可能率を計算し低出生力化と核家族化との関連を考察する。

同居可能率<sup>4)</sup>の大きさは拡大家族を形成する可能性の大きさを示し、逆にその小ささは核家族化の可能性の大きさを示すので、低出生力化によって核家族化が促進されるかどうかを検討するには、低出生力化によって同居可能率 ( $c_a$ ) が低下するかどうかを研究すればよい。いうまでもなく、核家族世帯の形成はこの人口学的可能性の範囲内 ( $1 - c_a$ ) で起こりうる限度を示すものであって、実際の核家族世帯に属する人の割合は、さらにこれに現実に別居する割合、核家族実現率がかけられることにより決まるといえる<sup>1)</sup>。ここで低出生力とは合計出生率 (total fertility rate) が1.5-2.0程度の出生力水準をさすものとし、低出生力化とは出生力低下の結果、出生力の水準が人口の置き換え水準を越えて低下していくこととする。

人口全体での同居可能率が低下するかどうかは各年齢層の同居可能率が全体として低下するかどうか

\* 本稿は国際人口学会 (IUSSP) Committee on Family Demography and Life Cycle, 総合研究開発機構 (NIRA) 主催の Seminar on Theories of Family Change, 東京, 1988年12月に提出した論文 “Does very low fertility accelerate nuclearization? : Kin availability in low fertility societies” の日本語版である。この会議および所内研究報告会では多くの有益なコメントをもらった。記して感謝したい。

1) 廣嶋清志, 「戦後日本における親と子の同居率の形式人口学的分析モデル」, 『人口問題研究』, 第167号, 1983.7, 18-31.

同, 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」, 『人口問題研究』, 第169号, 1984.1, 31-42.

2) Zeng, Yi, “Changes in Family Structure in China: A Simulation Study”, *Population and Development Review* 12-4, 1986 December, 675-703.

3) 廣嶋清志, 「結婚後の競合を考慮した親子同居可能率のモデル」, 『人口問題研究』, 第186号, 1988.4, 14-34.

4) 注3の文献の純同居可能率をここでは簡単のため単に同居可能率と称することがある。これは、人口の中の同居可能な者の割合、個々人の同居できる確率の平均。これに対する総同居可能率については表1注2参照。

かという問題であるといえるが、今それぞれの年齢層が対応する親世代と子世代との組み合わせに分解することができるものとする。たとえば、親世代を60-64歳人口とするとその30歳若い30-34歳人口をその子世代とするのである。いうまでもなく、これはひとつの単純化、モデル化である。このモデルに基づく、人口全体の同居可能率の動向を知るには対応する親と子からなる人口（親子人口）ごとの同居可能率を個別に検討すれば十分である。とくに、低出生力化は後でみるように親世代と子世代の同居可能率に逆方向の効果をもたらすので、対応する親と子を合計した人口の平均の同居可能率の変化を検討する必要がある。なお、全人口を親子の対応に分解するというこのモデル化は一定の出生率と死亡率を前提とする安定人口による計算に代わりうるものである。

## 2 子および親の同居可能率の変化

表1は1子の割合と結婚の種類が同じとして、合計出生率が異なる場合の同居可能率を示したものである。さきの研究で明らかにしたように、合計出生率以外にその2つの要因が同居可能率を左右するからである。親世代および子世代の同居可能率をともに考えるため、親、子、合計それぞれの同居可能率を示している。合計とは親と子の人口による加重平均である。

ここで扱う合計出生率（total fertility rate）は子の出生時ではなく、子が世帯を形成する時期のものであるとする。したがって、出生率だけでなく、子出生後の親と子の死亡率の影響を受けた結果である。つまりここでの合計出生率は親1組当たりの平均生存子数を示す。

0子の親は子と同居できないのが明白であり、子からみた場合には0子の親の有無は何の関係もないので、説明の便宜のため、0子の親はいないものとし、親が同居できないのは子があっても同居できない場合のみとする。したがってたとえばもし0子の割合が20%だとすると、合計出生率は0.8倍となりここで示す最大値2.5は合計出生率2の場合を示しているものといえる。また、合計出生率の最低値は1としておく。

筆者の旧モデルおよびZengのモデル<sup>2) 5)</sup>は基本的には、0子を除く親についての子/親比（子の人口の  $1/2 \div$  親の組数）（=0子を除く親についての合計出生率の  $1/2$ ）が子と同居できる親の割合を示し、その逆数が親と同居できる子の割合を示す（ただし、それらが1をこえるときは1）とするもので、これをここでは子/親比モデル（ratio model）と称する。これは1人（組）当たりの同居可能な相手の平均数、すなわち総同居可能率であり、一般的には同居可能なものの割合、すなわち純同居可能率と一致しない。しかし、あとでみるように、理想結婚で、完全伝播と仮定するとこれらは一致する。

結婚の種類はつぎのように設定する。(1)完全同類婚：きょうだい数が同じものとのみ結婚する（ただし、1人子同士結婚することのみが必須条件）、(2)ランダム婚：きょうだいの全体の分布にしたがって結婚する、(3)理想婚：人口内の結婚連鎖の子/親比が1以上になるよう結婚する（この条件は「1人子同士の結婚が皆無」という条件以上の条件で、「きょうだい数1人のものがすべてきょうだい数3人以上のものと結婚する」という条件以下の条件に従って結婚が行われることを意味する<sup>6)</sup>）。

ちなみに現代の日本の場合は完全同類婚とランダム婚の間であるといえる。第7次出産力調査（1977年）によれば1人子の夫が1人子の妻と結婚する割合（8.6%）は夫全体についての1人子の妻の割合（2.9%）よりはるかに大で、1人子同士が結婚する傾向が存在する。

子の数別親数の分布  $f_n$ （きょうだい数別子の数の分布  $p_n$ ）が与えられれば、結婚形態にそって、子

5) Zeng, Yi, "The family status life table: an extension of Bongaarts' nuclear family model", *Netherlands Interuniversity Institute Working Paper*, No.70, 1987 May, The Hague.

6) 結婚連鎖 marriage chain とは、子供同士の結婚を通じて結合される親と子のつながりの全体。これらの用語についてくわしくは注3の文献参照。

の人口におけるきょうだい数の組み合わせの分布  $p(n, m)$  が決定される。子の結婚におけるきょうだい数の組み合わせ  $(n, m)$  に対する同居可能率  $X(n, m)$ ,  $Y(n, m)$ , その人口全体の同居可能率  $A_p, A_c$  を算出する式は注3文献参照のこと。

親, 子を個別にみる場合の同居可能率の特性についてはすでに定式化した<sup>3)</sup>が, 表1の結果にもとづきより具体的に述べると, つぎの通りである。

(1) 結婚の種類の影響 (表1を横に比較)

結婚のしかたに関わりなく同居可能率が同じであるのは, ①子の数に全く分布がない場合, ②3子以上がない場合, 逆に③2子以下ばかりの場合, である。

同居可能率の最大値は理想結婚の場合で, 最小値は完全同類婚の場合である。つまり, 理想結婚から離れるほど子の同居可能率も親の同居可能率も下降する。子/親比モデルの場合 (総同居可能率の欄の1以上を1としてみればよい) 同居可能率はさらに大きい。そこでは理想結婚が前提とされ同居可能性が完全伝播し無駄が生じないと仮定されているのに対し, 今回のモデルの理想結婚では不完全伝播 (親が子の数に反比例して各子を独占しようとする) が前提されているからである。

(2) 1子割合の影響 (段間の比較)

子/親比モデルによれば同居可能率は, 子の数の分布によらず合計出生率のみで決まるので1子の割合の影響はない。ところが結婚形態を考慮に入れた新しいモデルによれば, 親の同居可能率は, どの結婚形態でも, 合計出生率が同じであっても1子の親の割合が大きいほど, 小さくなる。また, 完全同類婚の場合, 1子の割合が同じであれば合計出生率が異なっても, 親の同居可能率は同じである。

表1 合計出生率, 1子割合, 結婚形態別, 同居可能率 (親, 子, 親子計に対する)

合計 <sup>1)</sup> 出生率	子の数別親の分布 (%)				総同居可能率 <sup>2)</sup>			純同居可能率 <sup>3)</sup>								
	1	2	3	4人	親	子	計 <sup>4)</sup>	理想 親	理想 子	婚計	ラン ダム 親	ラン ダム 子	婚計	完全 親	完全 子	同類 婚計
1	100				0.5	2	0.667	0.5	1	0.667	0.5	1	0.667	0.5	1	0.667
2		100			1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1.25	75	25			0.625	1.6	0.769	0.625	1	0.769	0.625	1	0.769	0.625	1	0.769
1.5	75		25		0.75	1.333	0.857	0.75	1	0.857	0.711	0.917	0.799	0.625	0.833	0.714
1.75	75			25	0.875	1.143	0.933	0.85	0.929	0.887	0.752	0.837	0.792	0.625	0.714	0.667
1.5	50	50			0.75	1.333	0.857	0.75	1	0.857	0.75	1	0.857	0.75	1	0.857
1.75	50	25	25		0.875	1.143	0.933	0.875	0.952	0.911	0.811	0.898	0.852	0.75	0.857	0.8
1.85	50	25	15	10	0.925	1.081	0.961	0.888	0.923	0.905	0.821	0.862	0.841	0.75	0.811	0.78
2	50		50		1	1	1	0.875	0.833	0.854	0.842	0.813	0.828	0.75	0.75	0.75
2.25	50		25	25	1.125	0.889	0.941	0.9	0.778	0.835	0.858	0.741	0.796	0.75	0.667	0.706
2.5	50			50	1.25	0.8	0.889	0.9	0.7	0.789	0.87	0.68	0.764	0.75	0.6	0.667
1.75	25	75			0.875	1.143	0.933	0.875	1	0.933	0.875	1	0.933	0.875	1	0.933
2	25	50	25		1	1	1	0.938	0.917	0.928	0.906	0.891	0.899	0.875	0.875	0.875
2.25	25	50		25	1.125	0.889	0.941	0.95	0.833	0.888	0.917	0.802	0.856	0.875	0.778	0.824
2.5	25	25	25	25	1.25	0.8	0.889	0.95	0.75	0.839	0.929	0.73	0.818	0.875	0.7	0.778
2.5		50	50		1.25	0.8	0.889	1	0.8	0.889	1	0.8	0.889	1	0.8	0.889

- total fertility rate. ただし, 子出生後のある時点における親1組に対する生存している子の人数。
- 1人当たり同居可能な親または子の平均組数。合計出生率の2分の1 (対親), およびその逆数 (対子)。
- 同居可能な者の割合。計は子と親の比が合計出生率の2分の1として親と子の同居可能率を平均したもの。
- 子/親比モデル (理想結婚, 完全伝播モデル) による純同居可能率をここに示す。総同居可能率 (ただし, 1以上は1とする) により直接求められる平均値。

すなわち、親の同居可能率は合計出生率の大きさに関わりなく、1子の割合が大きいほど小さく、1マイナス1子の割合の半分である。

同様に、子の同居可能率も1人きょうだいの割合が大きいほど小さくなる。合計出生率が1以上である限り、1子割合が大きいほど、3子以上（ここで1以下の同居可能率が生じる）割合は大きくなり、したがって同居可能率が小さくなるからである。

### (3) 合計出生率の影響

完全同類婚の場合、親の同居可能率は1子割合が同じならば合計出生率の影響を全く受けない。ランダム婚の場合は、1子の割合が同じなら、合計出生率が低いほど親の同居可能率は低くなり、子の同居可能率は逆に高くなる。理想婚でもほぼ同じであるが、親の同居可能率は一部で変化しない。

## 3 親子合計の同居可能率の変化

子／親比のモデルで考えると、合計出生率2以下のとき子の同居可能率は1でそれ以上大きくならないのに対して、親の同居可能率は低下するので、親子の合計の同居可能率は低下することになるのである。なお、さらに合計出生率が2より大きくなるほど、子の同居可能率が1以下に低下するので全体の同居可能率は1以下に低下していく。これがZengの得た結果であるといえる。

これに対して今回のモデルによれば、同じ1子割合のとき合計出生率が低くなると、完全同類婚の場合、親の同居可能率は同じで子の同居可能率は大きくなり、したがって親子合計の同居可能率は大になる。

ランダム婚の場合、同じ1子割合のとき、合計出生率が低下すると親の同居可能率は小さくなり、子の同居可能率は大きくなる。しかし、その変化は子の同居可能率の場合の方が大きく、したがって親子合計では、合計出生率が低い方が同居可能率は大きくなるといえる。ただし、合計出生率1.25、1子割合75%のところは逆転しもっとも低くなっている。

理想婚では親子の合計の同居可能率は1子割合75%では完全に逆転しており、合計出生率低下にともない低下している。ここでは親の同居可能率が決定的となっている。1子割合50%でも合計出生率1.5では逆転し、再び低下している。しかし、1子割合が25%のときは子／親比が1以下つまり合計出生率2以下でも、理想婚においても子の同居可能率の上昇の方が大なのである。

結局、1子割合が50%より大きく、結婚形態が理想婚に近いほど、親の同居可能率の比重が大きくなり、合計出生率の低下にともない親子合計の同居可能率は低下の傾向を強めるといってよい。逆に、1子割合が50%より小で一定のとき、結婚形態にかかわらず子の同居可能率の傾向の方が決定的で、合計出生率が低下するとき、親子全体の同居可能率は上昇するといってよい。

さて今、合計出生率の低下が1子割合の上昇をとまなうものとするとうどうなるか。同じ出生率で1子割合が上昇するとすると合計の同居可能率が低下するが、同じ1子割合で出生率が低下すれば合計の同居可能率が上昇する。したがって、1子割合の増加と合計出生率の低下のそれぞれの程度による。たとえば、ランダム婚で合計出生率2.5、1子割合25%の場合、親子合計の同居可能率は.818であるが、これが合計出生率1.75、1子割合50%になったとすると親子合計の同居可能率は.852へ上昇する。

同様に、合計出生率の低下が0子割合の上昇によってのみ生じるとすると、これは子の同居可能率を変化させないが、親の同居可能率を低下させるので、親子の合計の同居可能率を低下させる。しかし、0子の割合があまり変化しないで合計出生率が低下するものとする、今まで述べてきたことがそのままではあまり、親子合計の同居可能率は上昇する。

結局、合計出生率の低下は0子や1子の割合の増大を伴うことが普通と考えられるがその程度がある限度より大きくないときには親子合計の同居可能率は上昇するといえるのである。すなわち、これは核家族化ではなく非核家族化(denuclearization)を加速化するものといえる。ただし、これは低

出生力化が核家族化を加速する場合が全くないということではない。

#### 4 死亡率の影響

世帯形成時つまり子世代の出生後およそ30年経過した時点における、親世代と子世代の量的関係は、子の出生時の出生力水準だけでなく、その後の死亡率が関わる。そこで子出生後の死亡率が子／親比（ここでは30-34歳人口／60-64歳人口で計測することにする）に与える影響を検討する。そのため、実際の死亡率を当てはめた場合（30年後の実際人口）と固定した場合（安定人口）とを計算した（表2）。

子／親比はもし仮に死亡率が0とすると合計出生率の1/2（＝粗再生産率 gross reproduction rate）にほぼ等しいはずであるが、実際には親の死亡率と子の死亡率が働き

変動する。親世代の死亡率の方が子世代の死亡率より高いとき、この比は分母が小さくなり粗再生産率よりかなり大きくなる。実際人口1985年から2005年についての子／親比で、子が1955-1975年出生の場合である。逆にこの比が粗再生産率より小になったのは2010年人口で、2015年もほとんど変わらない。

一方、死亡率一定と仮定する安定人口の場合、子／親比が粗再生産率を上まわる程度は、死亡率が比較的高い1955-1975年出生の場合、実際人口に比べてかなり小さい。

したがって、安定人口として計算すると、死亡率がまだそれほど低くないときは子／親比は過小になる。つまり親の比重が過大になる。そのため、この子／親比を用いて同居可能率を計算すると、親の同居可能率の比重が過大となり核家族化が主要という結果を生みがちとなる。Zengの計算にはこの影響も含まれているものとみられる。

#### 5 まとめ

出生児数分布と結婚の要因を入れて検討してみると、親と子の合計についての同居可能率は、0子や1子の割合がそれほど大きく増大して行かない限り、低出生力になるほど高くなる。つまり、核家族化ではなく、逆に拡大家族化を促進するといつてよい。この限定条件から外れる低出生力化もありうるので、一般的にいうならば、人口置き換え水準以下への出生率低下が常に核家族化を促進するとはいえないのである。

表2 世代人口比

子世代 出生年次	合計 出生率	粗厚 <sup>1)</sup> 生産率	30-34歳／60-64歳	
			実際人口 <sup>2)</sup>	安定人口 <sup>3)</sup>
1955	2.37	1.19	1985 1.68	1955 1.29
1960	2.00	1.00	1990 1.16	1960 1.09
1970	2.13	1.07	2000 1.16	1970 1.13
1975	1.91	0.96	2005 1.18	1975 0.99
1980	1.75	0.88	2010 0.85	1980 0.89
1985	1.76	0.88	2015 0.89	1985 0.90

1) gross reproduction rate. ここでは合計出生率の1/2として算出。

2) 合計出生率の年次の30年後の人口比を示す。1990年以後は推計人口。人口問題研究所、『研究資料』第244号、1987年による。

3) 子出生年次の死亡率が固定されたもの。安定人口年齢構造係数は人口問題研究所、『研究資料』第161号、1964年、第203号、1973年、第235号、1985年、第243号、1986年による。

# 家族類型別世帯数の比較

山本千鶴子

## 1 目的

最近では、国勢調査の集計が早期化されたとはいえ、世帯に関する詳しい結果の発表までには一定の年月がかかる。最新の国勢調査結果が未発表の時期に、世帯の最新の動向を知るためには国勢調査以外の調査結果を利用しなければならない。また、国勢調査は5年毎に実施されるため、その間の動向を知るためにも、やはり他の調査結果を利用する必要性が生じる。このような理由から、本稿では国勢調査の実施年以外の年次に利用できる世帯統計およびそれを利用する場合の留意点について、世帯員が2人以上の世帯を対象に検討することにした<sup>1)</sup>。

これまで用いられてきた世帯分類は、主として世帯員の親族関係、世帯員の親族関係と年齢の組み合わせ、世帯員の就業状態等であった。今回はその中から世帯員の親族関係を用い、核家族世帯を中心とした世帯分類をとりあげ、その定義、分類方法及び世帯数の比較・検討を行う。その場合、ここでは国勢調査の世帯統計を比較の基準とするので、その世帯分類を家族類型ということにしたい。

## 2 比較に用いた調査

比較に用いた調査は、表1で示したように国勢調査の他に、就業構造基本調査、住宅統計調査、全国消費実態調査、厚生行政基礎調査（昭和61年からは国民生活基本調査と改正）、社会生活基本調査である。これらの調査の比較年次は、最新の国勢調査が昭和60年のため、60年あるいはそれに一番近い年の調査を取り上げた。

調査の客体数は、国勢調査以外は抽出調査であるため、それぞれ様々である。また、どの調査も調査対象から外国の外交団や外国の軍人・軍属を除外し、国勢調査以外の調査ではその上、施設で生活する者の世帯を除外している。さらに、就業構造基本調査と社会生活基本調査では15歳未満の者もその数について調査しているが集計の段階で除き、全国消費実態調査は飲食店、旅館を営む世帯、下宿人や住み込みの者が4人以上いる世帯を除外している。

## 3 世帯員の親族関係による分類および定義

世帯員の親族関係による分類について示したものが表2である。この表の「核家族世帯」とは、周

1) 山本千鶴子は「わが国の世帯統計」、『人口問題研究』、第151号、1979年、pp.63-72で国勢調査、厚生行政基礎調査、就業構造基本調査、住宅統計調査において、世帯員が2人以上の世帯の定義は同じであり、調査方法や調査対象の違いにもかかわらず世帯数の推移に差が少ないことを指摘した。

表1 調査の概要

調査名	調査年	調査客体数
国勢調査 就業構造基本調査	昭和60年 昭和57年	悉皆調査 全国世帯数の約 1/100, 37万世帯 15歳以上全員, 約93万人
住宅統計調査	昭和58年	国勢調査区の1/6の調査区を抽出し、さらにそれを2分割し、その内の1つを調査区として無作為抽出
全国消費実態調査 厚生行政基礎調査 社会生活基本調査	昭和59年 昭和60年 昭和61年	5.4万世帯 8.8万世帯, その全世帯員, 28万人 9.5万世帯, 15歳以上の人, 24万人



表2 家族類型分類の比較

国勢調査		住宅統計調査		厚生行政基礎調査	
（二人以上の普通の親族世帯）	核家族世帯 (1)夫婦のみの世帯 (2)夫婦と子供から成る世帯 (3)片親と子供から成る世帯	（二人以上の普通の親族世帯）	（核家族世帯） (1)夫婦のみの世帯 (2)夫婦と子供 <sup>4)</sup> のみの世帯 (3)片親と子供 <sup>4)</sup> のみの世帯	（二人以上の普通の親族世帯）	（核家族世帯） (1)夫婦のみの世帯 (2)夫婦と未婚の子のみの世帯 (3)片親と未婚の子のみの世帯
	（直系的三世代世帯） (4)夫婦と子供と親から成る世帯		（直系的三世代世帯） (4)夫婦と子供 <sup>4)</sup> と親のみの世帯		（直系的三世代世帯） (4)三世代世帯 <sup>6)</sup>
	（傍系的世帯） (6)夫婦と他の親族 <sup>1)</sup> から成る世帯 (7)夫婦と子供と他の親族 <sup>2)</sup> から成る世帯 (8)夫婦と親と他の親族 <sup>3)</sup> から成る世帯 (9)夫婦、子供、親と他の親族から成る世帯		（傍系的世帯） (6)他の親族がいる世帯		（5）その他の世帯 <sup>7)</sup>
	（他の世帯） (5)夫婦と親から成る世帯 (10)兄弟姉妹のみから成る世帯 (11)他に分類されない親族世帯		（他の世帯） (5)夫婦と親のみの世帯 (7)兄弟姉妹のみの世帯 (8)その他の世帯		
非親族世帯					

- 注 1) 親、子供を含まない。 5) 非親族世帯を含む。  
 2) 親を含まない。 6) 世帯主を中心とした直系三世代以上の世帯。  
 3) 子供を含まない。 7) 住み込みの家事手伝い人がある世帯を含む。  
 4) 独身の子供に限る。 8) 父子世帯と母子世帯の合計。子供は20歳未満に限る。

知のように「夫婦のみの世帯」、「夫婦と子の世帯」、「片親と子の世帯」からなり、国勢調査、住宅統計調査、厚生行政基礎調査、全国消費実態調査、社会生活基本調査に使われている。なお、就業構造基本調査では家族類型別世帯数が得られるが、集計対象は妻のため「核家族世帯」には「片親と子の世帯」は含まれていない（就業構造基本調査は、他の分類も同様）。

2人以上の世帯から「核家族世帯」と「非親族世帯」を除いた「その他の親族世帯」は、「直系的三世代世帯」、「傍系的世帯」と「他の世帯」に分類することができる<sup>2)</sup>。「直系的三世代世帯」とは「夫婦と親（両親又は片親）と子の世帯」（言いかえると、「老夫婦と子夫婦と孫の世帯」と「片親と子夫婦と孫の世帯」）および「子（ないしはその配偶者）と親（両親又は片親）と孫からなる世帯」（言いかえると、「老夫婦と子（ないしはその配偶者）と孫」と「片親と子（ないしはその配偶者）と孫」）である。ところが、厚生行政基礎調査の「三世代世帯」<sup>3)</sup>には、「傍系的三世代世帯」や「四世代以上の世帯」も含まれている。しかし、国勢調査、住宅統計調査、全国消費実態調査、社会生活基本調査では、範囲が狭く「夫婦と親と子の世帯」となっている。

「傍系的世帯」とは世帯の中に他の親族がいる世帯とすれば、それは「夫婦と他の親族」、「夫婦と子供と他の親族」、「夫婦と親と他の親族」、「夫婦と子供と親と他の親族」からなる世帯である。「傍

2) 森岡清美・石原邦雄は、国勢調査の「その他の親族世帯」を「直系世帯」、「直系+傍系世帯」、「核+傍系世帯」、「他に分類されない世帯」の4つに分類している（統計研究会、『新SNA型超長期モデルの開発』委託調査結果報告書、1979年、p.75）。そして、森岡清美は「世帯構造別分類の標準化への提言」（『厚生指標』第26巻第5号、1979年、p.55）の中でその他の親族世帯を「直系家族世帯」、「直系傍系世帯」、「核傍系世帯」、「他に分類されない世帯」の4つに分類することを提案している。また、湯沢雍彦は普通世帯を「核家族世帯」、「直系家族世帯」、「その他の親族世帯」、「非親族を含む世帯」、「単独世帯」に分類し、さらに「直系家族世帯」の中を「両親+夫婦+子」、「片親+夫婦+子」、「傍系を含む三世代」、「その他の直系世帯」に再分類している（『戦後家族変動の統計的考察』、福島正夫編、『家族政策と法』(3)戦後日本家族の動向)、p.14。

3) 森岡清美は2)の前掲書において厚生行政基礎調査と国勢調査の世帯構造分類の標準化を提唱し、その中で厚生行政基礎調査の「三世代世帯」、「その他の世帯」について「それぞれ、直系家族世帯、他に分類されない2人以上の世帯、に対応するようであって、実はそうではない」と述べている。

	全国消費実態調査	就業構造基本調査	社会生活基本調査
（二人以上の世帯）	核家族世帯 (1)夫婦のみの世帯 (2)夫婦または片親と未婚の子のみの世帯	(核家族世帯) (1)夫婦のみの世帯 (2)夫婦と子供の世帯	(核家族世帯) (1)夫婦のみの世帯 (2)夫婦と子供 <sup>4)</sup> の世帯 (3)片親と子供 <sup>4)</sup> の世帯 <sup>5)</sup>
	(直系的三世代世帯) (3)夫婦と子供と親の世帯	(直系的三世代世帯) (4)夫婦と子供と親の世帯	(直系的三世代世帯) (4)夫婦と子供 <sup>4)</sup> と親の世帯
	(4)夫婦とその親の世帯 (5)その他の世帯	—	(5)夫婦と親の世帯 (6)他に分類されない親族世帯
	—	(他の世帯) (5)夫婦と親のみの世帯	—

系的世帯」は、国勢調査では定義に合わせて組変えができ、住宅統計調査では「他の親族がいる世帯」がこれに該当するだろう。また、厚生行政基礎調査は「その他の世帯」がこれに該当するようにみえるが、それはさらに、「夫婦と親の世帯」、「兄弟姉妹のみの世帯」や「非親族世帯」なども含んでいる。しかし、就業構造基本調査、全国消費実態調査や

社会生活基本調査では「傍系的世帯」に関する分類は得られない。

「他の世帯」は「その他の親族世帯」の内、「直系的三世代世帯」と「傍系的世帯」を除いた親族世帯である。これは「夫婦と親の世帯」、「兄弟姉妹のみの世帯」、「他に分類されない親族世帯」からなる。この分類は国勢調査と住宅統計調査で使われているが、後者はその中に「非親族世帯」を含む。

#### 4 分類方法

世帯の分類方法は分類に用いる世帯員の範囲および基準となる人によっていくつかの方法がある。

世帯の分類に用いられる世帯員は、親族世帯員のみを対象とする調査と全世帯員によるものがある（表3参照）。親族世帯員のみを分類の対象とするのは国勢調査、就業構造基本調査であり、全世帯員を対象とするのは住宅統計調査、厚生行政基礎調査、全国消費実態調査、社会生活基本調査である。この場合、「非親族世帯」の世帯員および同居の非親族世帯員がいる世帯の扱いが問題となるが、いずれも非親族世帯員の数は小さいので無視することができよう。

次に、分類の基準となる人については、次の2つの場合が考えられる。それは世帯の中で最も若い夫婦を基準とするか、あるいは世帯主を基準とするかである（表4参照）。世帯の中で最も若い夫婦を基準とする調査は国勢調査、住宅統計調査、就業構造基本調査であり、世帯主を基準とするものは厚生行政基礎調査、全国消費実態調査、社会生活基本調査である。しかし、どちらを基準にしても世帯分類は変わらない場合が多いが、「直系的三世代世帯」の内、「子（ないしはその配偶者）と親と

表3 家族類型の分類の対象

世帯員の種類	調査名
親族世帯員	国勢調査 就業構造基本調査
全世帯員	住宅統計調査 厚生行政基礎調査 全国消費実態調査 社会生活基本調査

表4 家族類型の分類基準

基準となる人	調査名
最も若い夫婦を基準	国勢調査 住宅統計調査 就業構造基本調査
世帯主を基準	厚生行政基礎調査 全国消費実態調査 社会生活基本調査

孫の世帯」や「子夫婦と親夫婦と祖父母の世帯」などは基準となる人の取り方によっては同一の分類にはならないが、この調整は不可能である。

## 5 世帯数の比較

家族類型別世帯数について示したものが表5である。ここでは、全国消費実態調査は世帯数が10万分比で表章されているため除いてある。

この表によれば、2人以上の世帯は国勢調査、住宅統計調査、厚生行政基礎調査と社会生活基本調査で得られ、その値は3,000万前後を示している。その内、「核家族世帯」は国勢調査の2,280万世帯と厚生行政基礎調査の2,274万世帯とがほぼ等しく、その差は6万世帯と小さい。また、国勢調査と住宅統計調査との差は100万世帯、国勢調査と社会生活基本調査との差は110万世帯であった。「その他の親族世帯」は国勢調査が720万世帯、住宅統計調査が750万世帯、厚生行政基礎調査が760万世帯である。しかし、厚生行政基礎調査と住宅統計調査は、「その他の親族世帯」に「非親族世帯」も含んでいるため、国勢調査よりそれだけ範囲が広く、世帯数も多い。

「直系的三世帯世帯」の数は国勢調査と社会生活基本調査はいずれも450万世帯と等しく、住宅統計調査は510万世帯、厚生行政基礎調査は570万世帯でその差は60万世帯となっている。なお、同じ調査年であるにもかかわらず国勢調査と厚生行政基礎調査の差は120万世帯の差がある。その差の一つの要因は上述のごとく、厚生行政基礎調査の定義の範囲が広いことがあげられる。

さらに、「傍系的世帯」は調査間での世帯数の差が大きく、国勢調査は140万世帯、住宅統計調査は100万世帯であった。

「他の世帯」には色々な世帯分類が含まれており、定義上整合性は小さい。唯一「夫婦と親の世帯」は比較が可能である。その数は、国勢調査は68万世帯、就業構造基本調査は67万世帯、住宅統計調査は71万世帯、社会生活基本調査は75万世帯であった。

表5 家族類型別世帯数の比較

(単位：千世帯)

調査名	2人以上の世帯	核家族世帯	その他の親族世帯	直系的三世帯世帯	傍系的世帯	他の世帯
就業構造基本調査	—	20,288 <sup>1)</sup>	—	4,394	—	— (673)
住宅統計調査	29,368	21,833	7,535 <sup>2)</sup>	5,105	1,011	1,419 (706)
国勢調査	30,085	22,804	7,209	4,506	1,376	1,329 (683)
厚生行政基礎調査	30,376	22,744	7,632 <sup>2)</sup>	5,672	—	1,959
社会生活基本調査	26,939	21,704	—	4,482	—	— (753)

注 ( )内は夫婦と親の世帯数。

1) 片親と子の世帯を含まず。

2) 非親族世帯を含む。

## 6 まとめ

以上、国勢調査を基準として5調査を比較検討してきた。最新の世帯の動向ないしは国勢調査間の世帯の動向を知るには、国勢調査と、世帯の定義、分類方法および世帯数が等しい調査を利用することがのぞましい。利用可能な調査およびその場合の留意点は次のとおりである。

「核家族世帯」については、国勢調査と厚生行政基礎調査の定義は同じであり、その世帯数もほぼ等しい。また、「直系的三世帯世帯」については、国勢調査と社会生活基本調査の定義は同一で、その世帯数もほとんど同じであった。最後に、「傍系的世帯」については、その定義は国勢調査と住宅統計調査が同じであったが、世帯数に差がみられた。なお、上記調査の世帯分類に用いられた世帯員の範囲および分類の基準となる人には違いがあるけれども、その影響は小さいといえよう。

## 1980年代前半における結婚出生力の動向

伊藤達也・坂東里江子

### 1 はじめに

本稿の目的は、人口動態統計に基づく結婚出生力の新しい計測方法の開発、計測された1980年代前半の結婚出生力の動向の分析、およびこれまでの出生分析に用いられてきた年齢別出生率を基にした合計特殊出生率、純再生産率など伝統的な人口再生産率と結婚年齢・結婚年数別出生率に基づく新しい人口再生産率との関係について若干の検討をおこなうことにある。

#### 1.1 目的

新しい分析方法あるいは新しい指標の考案には、目的・問題意識、分析技術、およびデータの3つの要素が関連しているように思われる。

本報告の第1の目的は、夫婦の出生力あるいは結婚の出生力を、合計特殊出生率と同様に、毎年計測する方法の開発にある。それは、1960年代以降の我が国の出生力研究の1つのテーマは、相対的に年次変化の激しい合計特殊出生率と平均2.2児で安定的に推移する夫婦の平均出生児数との関係、いかえると年次別の出生力指標と世代別（コウホート別）の出生力指標の間の不統一を、どのように説明するのかということにある<sup>1)</sup>。

わが国の期間出生力指標とコウホート出生力指標の関係について、これまで多くの研究者が、さまざまな分析方法でこの問題に取り組んできた<sup>2)</sup>。1960年代以降の出生変動を、結婚の変動と結婚継続の確率の変動と結婚からの年数別出生率の変化の3つの要素に分解するモデルによって分析すると、結婚継続の確率は離婚率の上昇と死亡率の低下が相殺し、大きな変化がみられないことが結婚の生命表から確かめられ、また結婚20年目ころ夫婦の平均出生児数が2.2児前後に安定してきていることが出産力調査で明らかにされてきている<sup>3)</sup>。要するに、期間出生率指標の1960年代の上昇と1973年以降

1) 最初にこの問題点が指摘されたのは、毎日新聞社人口問題調査会編、『日本の人口』、1974年、みき書房の「人口動態の歴史的経過」と「日本人口の再生産力はどうかわるか」における小林和正報告に対する黒田俊夫のコメント（pp.122-123）である。

2) 年次順に例をあげると、つぎの研究がある。

伊藤達也、「結婚と出生」、『数理科学』、No.176、1978年、pp.46-51。伊藤達也、「1960年代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、1978年、pp.24-43。河野綱果・石川晃、「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第148号、1978年、pp.24-43。河野綱果、石川晃、「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第174号、1985年、pp.24-43。阿藤誠・石川晃・池ノ上正子、「コウホート法による出生率予測の試み」、『人口問題研究』、第177号、1986年、pp.35-47。稲葉寿、「期間合計出生率とコウホート出生率の関係について」、『人口問題研究』、第178号、1986年、pp.48-53。廣嶋清志、「有配偶出生力指標の数理的検討—年齢別有配偶出生率の上昇は夫婦出生力の上昇を意味するか—」、『人口問題研究』、第179号、1986年、pp.35-48。大谷憲司、「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定因」、『人口問題研究』、第185号、1988年、pp.36-54。

3) 例えば、伊藤達也、「結婚と出生力」、『人口問題研究』、第152号、1979年、pp.36-46。

の低下の第1要因は結婚の変動にあるといえる<sup>4)</sup>。

ところで、安定していると考えられている1970年以降の夫婦出生力に関するデータは、1980年の国勢調査で既婚女子の結婚年数と既往出生児数を調査しなかったため、出産力調査によることになった。しかし、出産力調査は、5年に1度、約1万組の夫婦を対象としていることから、夫婦出生力の年次変化、さらに結婚年齢を考慮した出生率など詳細な出生力指標を計測することが困難である。

## 1.2 分析技術

そこで夫婦あるいは結婚の出生力を計測する方法について、これまでに用いられた資料と方法を調べてみた。その結果、4種類の方法が用いられていた。その1つは、国勢調査のように調査日現在の結婚年数あるいは結婚の年月とそれまでに産んだ子供の数（既往出生児数）を調査した調査を用いる方法、その2は出産力調査のような夫婦あるいは既婚女子の出生歴調査を用いる方法、その3は人口動態統計を用いる方法、そしてその4は結婚年数を調査した人口調査に同居児法を適用して計測する方法である<sup>5)</sup>。

これまで用いられてきた様々な方法と現在利用可能な調査をみて、われわれは1970年代以降の結婚出生力あるいは夫婦出生力指標を計測する方法として、つぎの2つの方法を検討した。第一の方法は同居児法を応用して人口調査から夫婦の出生力を計測する方法、第二の方法は人口動態統計による方法である。

同居児法は、親の年齢と子供の年齢を調査した世帯調査票を基に、調査日までの過去10数年間の年齢別出生率と合計特殊出生率を計測する方法である。もし、親の年齢とともに結婚年数が調査されていると、結婚からの年数別の出生率とその合計である結婚合計出生率が計測できる。1979年の厚生行

4) マクロ・モデルによる検証例としては、つぎの研究がある。

伊藤達也、「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」、『人口問題研究』、第157号、1981年、pp.28-51。阿藤誠・伊藤達也・小島宏、「マクロ・モデルによる結婚と出生力のシミュレーション」、『人口問題研究』、第179号、1986年、pp.16-34。

また、マイクロ・モデルによる検証例として、つぎの研究がある。

河野稠果・廣嶋清志・渡邊吉利・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、pp.1-29。

なお、大谷、前掲（注2）は出産力調査を用いて、期間の結婚出生力指標とコウホートの結婚出生力指標との関係を、出生間隔によって説明を試みた。

5) 出生力指標には、出生コウホート別あるいは結婚コウホート別といった世代別の指標と、年次ごとの出生率といった期間別の指標の2種類がある。国勢調査のように結婚年数あるいは結婚の年月と既往出生児数を調査した調査票を用いる場合、コウホート指標が計測される（岡崎 1940, Wunsch and Termoto 1978）。なお、5年あるいは10年間隔で2つの調査が利用できると、その間の期間出生力も計測が可能となる（渡邊 1979）。出産力調査のような出生歴を用いる場合、世代別指標と期間別指標の2種類が理論的には計測することができる（例えば、本多 1959, 大谷 1988（前掲注2））。また、人口動態統計を用いる場合も必要とされる結果表が長期に利用できると2種類の指標が計測できる（Glass 1986）。第4の結婚年数を調査した人口調査を用いる場合、多くの子供が親から別居始めるまでの約15年間の期間出生力指標（Cho and Retherford 1978）、およびその期間に結婚した結婚コウホートと15歳の達した出生コウホートについてのコウホート指標が計測できる。

岡崎文規、「出産力調査の概説」、『人口問題研究』、第1巻第7号、1940年、pp.1-95。本多竜雄、「昭和32年第3次出産力調査結果の概要」、『人口問題研究』、第77号、1959年、pp.1-24。小林和正、「第5次出産力調査結果の分析(3)」、『人口問題研究』、第113号、1970年、pp.31-47。渡邊吉利、「国勢調査の既往出生児データを使用した市町村別出生力指標の検討」、『人口問題研究』、第151号、1979年、pp.49-54。

Glass, D. V., "Fertility Trends in Europe since the Second World War", *Population Studies*, Vol.22, No.1, 1968. Wunsch, G. J. and M. G. Termote, *Introduction to Demographic Analysis*, Plenum Press, New York and London, 1978. Cho, Lee-Jay and Robert D. Retherford, 1978, "Own-children Fertility Estimate by Duration since First Marriage Preliminary Results for Cheju Province, Republic of Korea", *Asian and Pasific Census Forum*, Vol.5, No.1.

政基礎調査は、天皇夫婦結婚50年ということから夫婦の結婚年月を調査している。これをもとに夫婦出生率の計測を行い、十分な推定精度を持つことがたしかめられた<sup>6)</sup>。

もう一つの方法は、人口動態統計を基に結婚出生力を計測する方法である。それは、夫婦の結婚年月あるいは結婚年数を調査した全国標本調査はきわめてすくないこと、しかし人口動態統計から計測できるようになると、出産力調査あるいは同居児法のように社会経済的階層ごとの出生力格差を観察することができないものの、毎年夫婦の出生力の変化を観察することが可能になること、標本誤差がないこと、集計数が多いので複雑な集計と分析を行っても計算された出生率のふれ幅が小さいことなど、他の方法よりも優れた点が少くないからである。

### 1.3 データ

今回、結婚出生力指標の計測に用いた資料は、1979年から人口動態統計年報に掲載されるようになった、出生第14表（嫡出出生数、結婚期間別・母の年齢（各歳）別・出生順位別）である<sup>7)</sup>。なお、出生第8表（嫡出出生数、結婚生活に入った年・母の年齢（各歳）別・出生順位別）を用いると、結婚年数が約0.5年ずつずれるが、結婚コウホートについてはより正確な指標が計測できる。

人口動態調査の出生票には夫婦が結婚した年月あるいは同居を開始した年月が記入されていたが、1978年まで、第一子のみ、結婚の年次別、母の年齢別出生児数が集計されていた。これをすべての出生順位について集計することが必要であった。

## 2 方法と指標

### 2.1 結婚年数別出生率（1結婚あたりの年間出生児数）

表1に結婚年数別、出生順位別、出生児数をしめした。1985年に結婚1年未満の出生児数259,151は、1985年に結婚した夫婦と1984年に結婚した夫婦から発生する。1985年に結婚した夫婦にとって1985年に出生する可能性は約半年であり、また1984年に結婚した夫婦が1985年に結婚1年未満で出生する平均年数も0.5年である。したがって、1985年に結婚1年未満の出生に対応する結婚数は、1985年婚姻数735,850と1984年の婚姻数739,991（表2の(2)欄）の平均737,921（同(4)欄）となり<sup>8)</sup>、出生率は結婚1000組あたり351.5（同(5)欄）となる。

同様にして、結婚14年目まで、結婚1000組あたりの結婚年数別出生率を計算すると、1年未満が351、1年目が312と結婚直後の出生率が最も高く、結婚年数が長くなるにしたがって出生率は低くなっている。なお、15年目から19年目までの出生児数662に対する結婚は1970年と1965年の結婚数の半数と1971年から66年までの結婚数の合計4,825,799であるので、この5年間の平均出生率は1.2となる。

6) 伊藤達也・坂東里江子、「同居児法による「ひのえうま」出生変動の計測と分析」、『人口問題研究』,第181号,1987年,pp.31-43.

7) 結婚期間別は、結婚14年までは各年、それ以降は15-19年,20年以上,不詳となっている。母の年齢は、15歳から54歳まで各歳,55歳以上,不詳,さらに出生順位別は4子まで,各順位ごと,5子以上一括となっている。

8) 出生率の分母となる結婚数についていくつかのコメントがあろう。金子・三田(1988)が指摘するように、毎年届け出られた婚姻総数は、その年次に同居を開始するなど結婚生活に入った夫婦の総数ではない。しかし、出生届の99パーセントは嫡出の子であることから、例えば結婚1年未満の出生率の分母としては、その年次に届け出られた婚姻数と前年に同居し前年に届け出たものと1年後に届け出た婚姻数ということになるので、必ずしも同居を開始した夫婦の総数ではない。また、金子らの推計によれば、各年の届出数と同居開始年次別の結婚数との差は、1975年で0.52%,80年で0.37%,85年で0.17%と、最近になるほどその差は小さくなっている(59ページ)。そこで、計算の簡便性を考慮し、出生率の分母は、毎年届出数を用いることにした。金子武治・三田辰美、「結婚の生命表：昭和50年,55年,60年」、『人口問題研究』,第187号,1988年,pp.57-66.

表 1 結婚年数別, 出生順位別, 嫡出出生児数, 1985年

結婚年数 (1)	出生順位別, 嫡出出生児数					
	総数 (2)	第1子 (3)	第2子 (4)	第3子 (5)	第4子 (6)	第5子以上 (7)
総数	1,417,409	593,849	560,050	223,482	31,792	8,236
1年未満	259,151	246,499	8,487	3,341	671	153
1年	239,700	210,919	25,630	2,447	561	143
2年	194,453	68,607	121,514	3,581	596	155
3年	193,563	29,425	152,835	10,586	595	122
4年	147,481	14,324	104,331	27,705	972	149
5年	110,584	8,327	60,047	40,078	1,954	178
6年	78,816	4,829	32,824	37,505	3,362	296
7年	56,541	3,123	19,390	29,573	3,992	463
8年	40,890	2,116	12,025	22,114	4,065	570
9年	30,010	1,565	8,098	15,979	3,651	717
10年	22,276	1,236	5,505	11,492	3,252	791
11年	14,997	829	3,443	7,436	2,476	813
12年	10,272	538	2,225	4,871	1,884	754
13年	6,767	443	1,436	2,911	1,330	647
14年	4,126	254	758	1,651	924	539
15~19年	5,787	395	916	1,815	1,282	1,379
20年以上	662	30	47	136	143	306
不詳	1,333	390	539	261	82	61

以上のことを一般化すると, 結婚から  $d$  年目の出生率は, 次のように表わせる.

$$f_d^{(N)} = \frac{\text{結婚からの } d \text{ 年目の (年間) 出生数}}{\text{それに対応する } d \text{ 年前の平均結婚数}} = \frac{B_d}{M-d} \dots \dots (1)$$

このようにして計算される出生率は, 結婚に対する出生率である. ところで, 出産力調査で計測される結婚年数別の出生率は, 式(2)のように, それぞれの結婚年数別の夫婦に対する出生率である. したがって, 夫婦数は, 結婚数から離婚や死別した夫婦数だけ少なくなり, 出生率はそれだけ高率となる.

$$f_d^{(G)} = \frac{\text{結婚 } d \text{ 年目の夫婦からの出生数}}{\text{それに対応する結婚 } d \text{ 年目の夫婦数}} = \frac{B_d}{W_d} \dots \dots (2)$$

Glass (1968) は, この2つの結婚年数別出生率について, 今回のように1結婚あたりの結婚年数別出生率をNet-rate, 出産力調査のように1夫婦あたりの出生率をGross-rateとして区別した<sup>9)</sup>. そこで本稿では, Net-rateを結婚出生力指標, Gross-rateを夫婦出生力指標と呼び, 必要に応じて前者には(N)を, 後者には(G)を付けることにする.

9) Glass (前掲(注5)) は, この1結婚あたりの平均出生児数は, 離婚や配偶者の死亡による結婚の減少があるだけ, 結婚年数別の出生率が小さくなるので, 結婚を継続した夫婦の平均既往出生児数よりもやや小さくなるが, 結婚解消確率が安定しているならば, gross-rateよりも水準はやや低くなるものの, 年次変化を観察する場合には差し支えないと述べている.

表2 結婚年数別, 平均結婚数と出生順位別の出生率, 1985年

結婚年次 (1)	結婚総数 (2)	結婚年数 (3)	平均結婚数 (4)	結婚年数別, 出生順位別, 出生率 (1,000)						
				総数 (5)	第1子 (6)	第2子 (7)	第3子 (8)	第4子 (9)	第5子 (10)	
1985	735,850	1年未満	737,921	351.5	334.3	11.5	4.5	0.9	0.2	
1984	739,991	1年	751,272	319.4	280.9	34.1	3.3	0.7	0.2	
1983	762,552	2年	771,902	252.2	88.9	157.6	4.6	0.8	0.2	
1982	781,252	3年	778,892	248.7	37.8	196.4	13.6	0.8	0.2	
1981	776,531	4年	775,617	190.3	18.5	134.6	35.8	1.3	0.2	
1980	774,702	5年	781,604	141.6	10.7	76.9	51.3	2.5	0.2	
1979	788,505	6年	790,881	99.7	6.1	41.5	47.5	4.3	0.4	
1978	793,257	7年	807,143	70.1	3.9	24.0	36.7	5.0	0.6	
1977	821,029	8年	846,286	48.4	2.5	14.2	26.2	4.8	0.7	
1976	871,543	9年	906,586	33.1	1.7	8.9	17.6	4.0	0.8	
1975	941,628	10年	971,042	23.0	1.3	5.7	11.8	3.4	0.8	
1974	1,000,455	11年	1,036,189	14.5	0.8	3.3	7.2	2.4	0.8	
1973	1,071,923	12年	1,085,954	9.5	0.5	2.1	4.5	1.7	0.7	
1972	1,099,984	13年	1,095,607	6.2	0.4	1.3	2.7	1.2	0.6	
1971	1,091,229	14年	1,060,317	3.9	0.2	0.7	1.6	0.9	0.5	
1970	1,029,405	15~19年	4,825,799	1.2	0.1	0.2	0.4	0.3	0.3	
1969	984,142	各年首時点までの累積出生率 (平均期間出生児数)								
1968	956,312	5年		1,362.1	760.4	534.3	61.8	4.5	1.0	
1967	953,096	10年		1,755.1	785.3	699.9	241.1	25.0	3.6	
1966	940,120	15年		1,812.1	788.5	713.0	268.9	34.6	7.0	
1965	954,852	20年		1,818.1	788.9	714.0	270.7	36.0	8.5	

しかし、結婚d年目の夫婦数は、理論的には式(3)のように、d年前の結婚数と「結婚の生命表」<sup>10)</sup>の結婚残存率 $S_d$ から計算できるので、2つの結婚年数別出生率は結婚残存率によって換算可能な関係にある(式(4))。

$$W_d = \bar{M}^{-d} \times S_d, \quad S_d = L_d / l_0 \quad \dots \dots \dots (3)$$

$$f_d^{(G)} = \frac{B_d}{W_d} = \frac{B_d}{\bar{M}^{-d} \times S_d} = \frac{1}{S_d} f_d^{(N)} \quad \dots \dots \dots (4)$$

## 2.2 累積出生率と結婚合計出生率

毎年の結婚年数別出生率が計算されていると、結婚コウホートごとに出生過程を追跡できる。また、毎年の結婚年数別出生率を1年未満から順次累積していくと、仮設コウホートにおける出生水準を観察できる。合計特殊出生率のように、1組の結婚年数別出生率から、生涯の期待出生数を計算するには、妻の年齢が50歳となるまでの年数の出生率を合計する必要がある。最大の年数は初婚の発生する年齢AMから50歳までの年数である。

10) 最近年次のものとして、金子武治・三田房美、前掲(注8)がある。



$$TMFR(N)^t = \sum_d^{50-AM} f_d^t \dots \dots \dots (5)$$

実際には、計算に用いる統計表の内容によって年数の制限をうける。また実際に計測される結婚年数別の出生率の水準によって、結婚年数を短縮することができる。ちなみに1985年の結婚年数別出生率をもとに、結婚からちょうど5年目、10年目、15年目、20年目における期待出生児数（累積出生率）を計算してみると、それぞれ1362、1755、1812、1818となっており、結婚15年目あるいは20年目の累積出生率を結婚合計出生率としても大きな違いがないことがわかる。

なお、夫婦あたりの期待出生児数TMFR(G)も、「結婚の生命表」の結婚年数別の結婚残存率を用いると、結婚に対する出生率からも計算することができる。こうして得られた夫婦の期待出生児数は、理論的には出産力調査で計測された結婚合計出生率と同じ性質の指標である。後に、実際に出産力調査から計測された数値と人口動態統計から推定された数値と比較してみよう。

$$TMFR(G) = \sum_d f_d^{(G)} = \sum_d f_d^{(N)} / S_d \dots \dots \dots (6)$$

2.3 出生順位別の結婚年数別出生率と結婚合計出生率  
人口動態統計では、表1にしめたように、出生順位別に集計されている。したがって、これまでにしめてきた方法を、出生順位別に行うことによって、第1子から第4子までと第5子以上についても結婚年数別出生率と結婚合計出生率が計算できる（表2参照）。なお、この出生順位は、妻の産んだ子どもの順位に関するものであり、結婚1年未満の第2子、第3子が単純に双子、三つ子の数を意味している訳ではない。

表3は、1980年から86年までの出生順位別の結婚合計出生率と、1985年の「結婚の生命表」の結婚残存率を基に、

離婚と夫婦の死亡を補正した、いわば結婚20年目の夫婦の平均出生児数に相当するTMFR(G)と出生順位別ごとの夫婦の割合TMFR(G).nを計算したものである。

2.4 年齢別、結婚年数別の出生率

人口動態統計では、親の結婚年数や出生順位のほかに、母の年齢別にも集計されている。したがって、結婚出生力指標は、母の年齢別にも計測することが可能である。そこで、次にその具体的な手順をしめておこう。

表3 出生順位別、結婚合計出生率および夫婦合計出生率：1980-1986年

年次	出生順位					
	総数	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子以上
結婚1000あたりの20年目までの合計出生率 (NET-RATE)						
1980	1,808.8	824.1	719.4	227.5	29.0	8.6
1981	1,805.6	822.0	714.1	231.4	29.7	8.3
1982	1,827.6	817.4	726.1	244.0	31.6	8.5
1983	1,849.9	821.9	729.0	257.0	33.6	8.4
1984	1,859.2	815.6	730.0	269.0	35.9	8.7
1985	1,818.1	788.9	714.0	270.7	36.0	8.5
1986	1,788.2	782.1	693.3	267.7	36.7	8.3
夫婦合計出生率：離婚と死別を補正した結婚合計出生率						
1980	1,913.9	847.1	771.9	252.1	32.8	10.0
1981	1,911.1	845.2	766.2	256.5	33.5	9.7
1982	1,935.5	840.5	779.0	270.5	35.7	9.8
1983	1,960.0	845.0	782.2	285.0	38.0	9.8
1984	1,970.7	838.5	783.1	298.3	40.6	10.1
1985	1,927.9	811.3	765.9	300.3	40.6	9.8
1986	1,896.2	804.4	743.7	297.0	41.5	9.6

1) 1985年の結婚の生命表の結婚年数Ldを用いた。

表4は、1985年の結婚年数、結婚年齢別出生児数に関する結果表の一部である。1985年に満25歳で結婚1年未満の母からの出生児数は、31,635であった。この出生の母集団は、1985年に満25歳で結婚した女子と満24歳で結婚した女子、1984年に満25歳で結婚した女子と満24歳で結婚した女子から構成されているが、満25歳で結婚1年未満で出生する確率は、すべて同じではない。結婚が、結婚年齢と結婚月について、均等に発生しているとする、1985年の満25歳、結婚1年未満の出生に対応する平均結婚数は

$$\bar{M}_{25,0}^{85} = \frac{1}{6} \times [2 \times M_{25}^{85} + M_{24}^{85} + M_{25}^{84} + 2 \times M_{24}^{84}] \dots (7)$$

となる<sup>11)</sup>。人口動態統計によると、1985年に満25歳で結婚した女子は86,233、満24歳で結婚した女子は88,152、1984年に満25歳で結婚した女子は88,117、満24歳で結婚した女子は91,383である(表5)<sup>12)</sup>。したがって、1985年の満25歳、結婚1年未満の出生に対応する平均結婚数は、式(7)から88,584、また出生率は、式(8)から357(%)となる。

$$f_{20,0}^{85(M)} = \frac{B_{20,0}}{\bar{M}_{20,0}^{85}} = \frac{31,638}{88,584} = 0.3572 \text{ あるいは } 357.2 (‰) \dots (8)$$

11) 平均結婚数に対する4つの結婚数のウェイトは、次のようにして求められた。

1985年に満25歳の結婚 $M_{25}^{85}$ (参考図のefih)が、同年中に結婚1年未満を経過する生存延べ年数は、参考図のefihを底面とし、nを頂点とする四角錐の体積に相当する。結婚 $x(0 \leq x \leq 1)$ 年目に、妻の年齢が25歳となっている結婚の割合は、当初の結婚数の $(1-x)^2$ となっているので、四角錐の体積は、 $(1-x)^2$ について、 $x$ を0から1年まで積分したもの、すなわち $1/3$ あるいは $2/6$ となる。

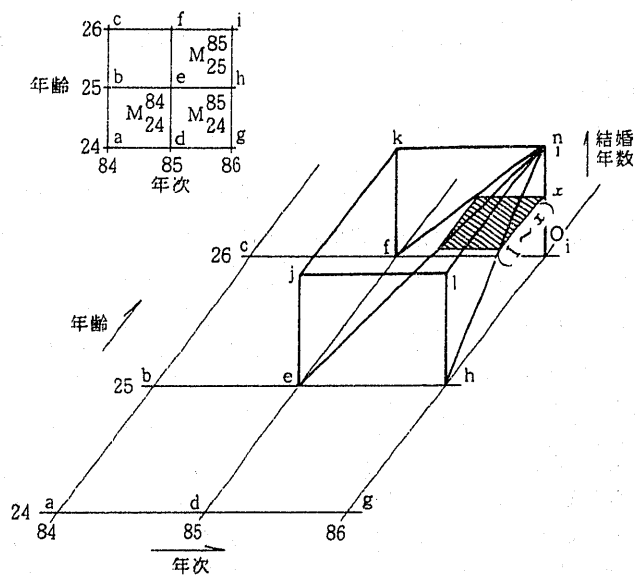
1985年に満24歳の結婚 $M_{24}^{85}$ (参考図のdchg)が、同年中に満25歳で結婚1年未満として経過する生存延べ年数は、参考図のehlnを4つの頂点とする三角錐の体積に相当する。ところで結婚 $x(0 \leq x \leq 1)$ 年目に満25歳で結婚1年未満の結婚の割合は、当初の結婚数の $(1-x) \cdot x$ である。したがって、この三角錐の体積は、 $(1-x) \cdot x$ の方程式の $x$ について、0から1年まで積分したもの、すなわち $1/6$ となる。

また、1984年に満25歳の結婚 $M_{25}^{84}$ (参考図のbcfe)が、85年中に満25歳で結婚1年未満を経過する生存延べ年数は、参考図のefknを4つの頂点とする三角錐の体積に相当するので、これは1985年に満24歳の結婚と同じく、 $1/6$ となる。さらに、1984年に満24歳の結婚 $M_{24}^{84}$ (参考図のabed)が、85年中に満25歳で結婚1年未満を経過する生存延べ年数は、参考図のjkl nを上面とし、eを底点とする逆さまにひっくりかえった四角錐の体積に相当する。これは1985年の満25歳の結婚と同じく、 $1/3$ あるいは $2/6$ となる。

12) 前掲(注8)にもあるように、結婚年齢別の婚姻数についても、コメントしておこう。今回の平均結婚数の計算に用いた結婚年齢別の婚姻数は、人口動態統計年報の数値をそのまま用いた。一般には、届け出総数に合わせて、年齢別の婚姻数(届け出年に同居を開始したもの)を、一率に拡大補正する方法が最もよく用いられる。しかし、結婚の年齢によって「届け出遅れ率」に差があるなど、補正の方法が確立していない。また、前掲(注8)で触れたように、分母と分子の関係の点からも、今回は補正をしていない統計表の数値によって計算する方法をとりあえずとった。この点は今後の検討課題である。

このような方法をとったことによって、翌年に届け出される割合の高い結婚年齢が20歳ころまでの出生率が、現実のものよりもやや高率となる。

参考図



母の年齢	結 婚 期 間							
	総 数	1年未満	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年	(以上略)
総 数	1,417,409	259,151	239,700	194,453	193,563	147,481	110,584	
15 歳	1	1	-	-	-	-	-	
16 歳	448	373	66	-	-	-	-	
17 歳	1,806	1,398	371	27	-	-	-	
18 歳	4,468	3,243	939	224	31	-	-	
19 歳	9,550	6,940	1,749	622	176	25	-	
20 歳	18,295	12,262	3,687	1,597	543	138	19	
21 歳	28,235	16,269	6,780	3,366	1,243	419	112	
22 歳	43,059	20,892	11,805	6,263	2,776	884	298	
23 歳	64,072	25,824	19,037	10,592	5,568	1,975	727	
24 歳	90,877	29,804	27,803	16,200	10,172	4,375	1,646	
25 歳	120,492	31,635	34,956	23,156	16,865	8,305	3,595	
26 歳	143,782	28,555	36,250	28,138	25,156	14,298	6,847	
27 歳	146,006	21,453	28,277	27,598	29,589	19,827	10,764	
28 歳	139,047	15,801	19,527	21,912	28,517	23,052	15,243	
29 歳	130,380	11,874	13,875	15,966	23,236	22,785	18,319	
(以下略)								

表 5 女子の年齢別婚姻数と平均結婚数

(1) 年次別、妻の結婚年齢別、婚姻数、1980~1985年

年 齢	年 次					
	1985	1984	1983	1982	1981	1980
総 数	667,488	669,684	691,690	706,526	698,513	694,447
15 歳	51	70	79	53	57	40
16 歳	903	899	798	818	758	765
17 歳	2,500	2,403	2,354	2,463	2,148	2,155
18 歳	6,284	6,246	6,804	6,285	5,984	5,579
19 歳	11,981	13,654	13,404	13,255	12,332	12,468
20 歳	25,191	25,277	26,212	26,302	26,169	26,973
21 歳	37,856	39,995	41,465	42,735	44,105	46,357
22 歳	55,958	58,082	61,331	65,490	69,025	68,123
23 歳	76,392	78,284	85,147	91,578	89,177	90,920
24 歳	88,152	91,383	98,408	98,975	98,048	99,710
25 歳	86,233	88,117	88,666	88,309	89,129	87,716
26 歳	69,837	65,953	65,634	67,543	66,324	63,749
27 歳	47,829	45,588	46,398	47,496	45,114	44,835
28 歳	33,429	32,922	33,154	32,974	32,654	32,503
29 歳	24,227	23,551	23,455	24,539	24,543	24,555

## (2) 妻の年齢別、結婚年数別の平均結婚数、1985年

年 齢	結 婚 年 数 別 , 平 均 結 婚 数					
	1年未満	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年
15 歳	29	-	-	-	-	-
16 歳	483	37	-	-	-	-
17 歳	1,684	471	35	-	-	-
18 歳	4,353	1,609	433	27	-	-
19 歳	9,399	4,401	1,601	427	26	-
20 歳	19,158	10,094	4,529	1,568	403	22
21 歳	31,909	19,538	9,906	4,219	1,457	394
22 歳	47,974	33,193	19,773	9,516	4,001	1,401
23 歳	67,198	50,070	34,080	19,449	9,046	3,787
24 歳	83,441	70,410	52,515	34,703	19,430	8,962
25 歳	88,584	88,292	75,697	55,158	35,780	19,803
26 歳	78,016	92,183	94,016	79,312	57,165	36,925
27 歳	57,165	77,165	93,667	94,322	79,091	57,562
28 歳	39,798	55,799	77,349	93,470	94,471	81,675
29 歳	28,546	39,564	56,835	77,996	93,907	98,412

表 6 年齢別、結婚年数別出生率

年 齢	結 婚 年 数						‰
	1年未満	1	2	3	4	5	
15 歳	34.9	-	-	-	-	-	-
16 歳	772.8	1,808.2	-	-	-	-	-
17 歳	830.2	788.2	767.8	-	-	-	-
18 歳	744.9	583.5	517.1	1,141.1	-	-	-
19 歳	738.4	397.4	388.5	412.3	974.0	-	-
20 歳	640.0	365.3	352.6	346.3	342.4	876.9	-
21 歳	509.9	347.0	339.8	294.6	287.7	284.5	-
22 歳	435.5	355.7	316.7	291.7	221.0	212.7	-
23 歳	384.3	380.2	310.8	286.3	218.3	192.0	-
24 歳	357.2	394.9	308.5	293.1	225.2	183.7	-
25 歳	357.1	395.9	305.9	305.8	232.1	181.5	-
26 歳	366.0	393.2	299.3	317.2	250.1	185.4	-
27 歳	375.3	366.4	294.6	313.7	250.7	187.0	-
28 歳	397.0	350.0	283.3	305.1	244.0	186.6	-
29 歳	416.0	350.7	280.9	297.9	242.6	186.1	-

表5に出生率の分母となる平均結婚数の一部を、表6に式(9)で計算された年齢別、結婚年数別出生率の一部をしめした。

なお、式(7)と(8)をまとめて、1つの一般的な式であらわすと、t年の年齢X歳、結婚d年目の女子の出生率は、つぎのようになる。

$$f_{x,d}^{t(N)} = \frac{B_{x,d}^t}{\frac{1}{6} \times \left[ 2 \times M_{x-d}^{t-d} + M_{x-d-1}^{t-d} + M_{x-d}^{t-d-1} + 2 \times M_{x-d-1}^{t-d-1} \right]} \dots (9)$$

### 2.5 結婚年齢別、結婚年数別の出生率と結婚合計出生率

ところで、満25歳、結婚1年未満の出生率を1つの点で代表させると、年齢は25.5歳、結婚から0.5年目となるので、この出生率の結婚年齢は(25.5歳-0.5年=)25.0歳で代表させることができる。したがって、結婚年齢25.0歳の結婚年数別の出生率は、

$$f_{am=25,d}^{t} = f_{25+d,d}^{t}$$

となる。表7の結婚年齢別、結婚年数別の出生率は、このような考えのもとに表6の年齢別、結婚年数別の出生率を組み直されたものである。

このようにして、結婚の年齢別、結婚の年数別の出生率は、年齢別、結婚年数別の出生児数と年齢別の結婚数から計測できることがわかった。そこで、年齢別出生率を基にした人口再生産率の算定方法に準じて、結婚年齢と結婚年数を変数とする各種の人口再生産率指標を検討してみよう。

結婚年齢25歳の結婚合計出生率(1結婚当たりの期待出生児数)は、結婚1年未満から19年目までの出生率を合計したもので、2.135となる。このように結婚年齢am歳の結婚合計出生率は、次の式によって計算される(表7参照)。

$$TMFR(N)_{am}^t = \sum_d^{19} f_{am+d,d}^t \dots (10)$$

なお、結婚年齢別の夫婦の期待出生児数は、「結婚の生命表」が妻の結婚年齢別に作成されていると、結婚年齢別の結婚残存率 $S_{am,d}$ によって、次の式から得られる。

$$TMFR(G)_{am}^t = \sum_d f_{am+d,d}^t / S_{am,d} \dots (11)$$

### 2.6 結婚あたりの平均期待出生児数(結婚年齢分布を考慮した結婚合計出生率)

結婚年齢別の平均期待出生児数は、表7に見られるように、年齢が高くなるとそれだけ少なくなる傾向にある。したがって2つの年次の結婚年齢別の期待出生児数が同一でも、結婚年齢分布に差があると、その年次の結婚当たりの期待出生児数に差がうまれる。そこで、結婚年齢分布考慮した結婚あたりの平均期待出生児数すなわちすべての結婚の結婚合計出生率は、

$$TMFR.AM.MD^t = \sum \frac{\text{年齢 } am \text{ 歳の結婚数}}{\text{結婚総数}} \times TMFR(N)_{am}^t \dots (12)$$

となる。

表 7 結婚年齢別、結婚年数別出生率および結婚合計出生率、1985年

結婚年齢	結婚年数別、出生率 (結婚1000組対)																			結婚年数時の平均期待出生児数				
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15-19	5	10	15	20				
15歳	34.9	1,808.2	767.8	1,141.1	974.0	876.9	913.0	731.7	468.8	865.4	878.0	487.5	417.7	850.4	345.3	252.2	4.73	8.58	11.56	11.81				
16	772.8	788.2	517.1	412.3	342.4	294.5	211.2	149.6	173.5	154.4	188.1	96.8	83.3	119.1	63.4	119.0	2.83	3.81	4.36	4.48				
17	830.2	583.5	388.5	346.3	287.7	212.7	179.0	161.5	118.6	114.5	113.7	53.8	48.9	39.9	39.5	65.1	2.44	3.22	3.52	3.58				
18	744.9	397.4	352.6	294.6	221.0	192.0	142.7	115.4	100.3	82.7	71.2	39.6	34.8	25.9	18.7	47.2	2.01	2.64	2.83	2.88				
19	738.4	365.3	339.8	291.7	218.3	183.7	141.7	118.6	90.4	73.5	55.3	38.8	29.0	20.2	16.8	32.3	1.95	2.56	2.72	2.75				
20	640.0	347.0	316.7	286.3	225.2	181.5	139.0	105.7	78.4	61.0	47.5	30.1	23.6	16.4	11.8	21.8	1.82	2.38	2.51	2.53				
21	509.9	355.7	310.8	293.1	232.1	185.4	134.4	97.3	77.6	55.6	40.5	25.4	17.6	11.7	7.5	14.8	1.70	2.25	2.35	2.37				
22	435.5	380.2	308.5	305.8	250.1	187.0	137.2	102.5	72.9	50.4	35.4	23.4	15.0	9.4	6.2	10.6	1.68	2.23	2.32	2.33				
23	384.3	394.9	305.9	317.2	250.7	186.6	134.3	98.4	67.2	47.1	32.0	20.2	12.2	8.2	4.9	7.4	1.65	2.19	2.26	2.27				
24	357.2	395.9	299.3	313.7	244.0	186.1	132.3	92.1	64.8	41.6	28.3	17.1	11.0	6.4	3.7	4.9	1.61	2.13	2.19	2.20				
25	357.1	393.2	294.6	305.1	242.6	179.1	124.2	84.8	57.9	37.5	23.9	14.4	8.3	5.9	2.9	3.3	1.59	2.08	2.13	2.13				
26	366.0	366.4	283.3	297.9	224.1	162.0	114.2	77.8	50.0	31.0	20.5	12.0	7.3	3.7	2.1	2.2	1.54	1.97	2.02	2.02				
27	375.3	350.0	280.9	289.3	203.1	151.1	103.6	67.9	42.3	27.2	15.7	9.7	4.6	2.9	1.9	1.4	1.50	1.89	1.93	1.93				
28	397.0	350.7	283.6	264.0	195.2	142.1	92.6	60.8	36.2	23.5	14.1	6.8	4.1	2.0	1.2	0.9	1.49	1.85	1.87	1.88				
29	416.0	333.8	266.8	251.4	185.9	128.0	80.3	49.6	30.5	18.8	9.6	6.2	3.0	1.5	1.3	0.5	1.45	1.76	1.78	1.78				
30	420.4	316.3	271.4	231.6	166.1	111.7	69.5	42.1	24.1	13.2	8.3	3.9	1.7	0.7	0.6	0.3	1.41	1.67	1.68	1.68				
31	395.2	314.5	259.9	215.9	149.9	98.8	56.0	32.9	17.1	10.0	5.0	4.5	0.9	0.6	0.7	0.2	1.34	1.55	1.56	1.56				
32	383.7	308.6	239.5	196.8	125.6	82.7	44.0	23.4	14.6	9.7	5.1	3.1	1.0	0.3	0.0	0.1	1.25	1.43	1.44	1.44				
33	361.1	296.4	217.7	166.9	112.4	65.4	38.6	20.8	11.1	6.5	2.5	1.1	0.7	0.0	0.0	0.0	1.15	1.30	1.30	1.30				
34	362.8	256.4	198.2	144.2	88.1	46.7	28.0	15.9	8.0	2.6	2.2	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.05	1.15	1.15	1.15				
35	320.6	239.3	177.0	118.2	65.1	36.5	20.7	8.3	3.4	2.2	0.7	0.0	0.2	0.0	0.0	-	0.92	0.99	0.99	0.99				
36	295.2	219.4	136.9	89.0	47.3	23.8	13.1	5.5	3.2	0.3	0.3	0.0	0.0	0.0	-	-	0.79	0.83	0.83	0.83				
37	253.3	183.7	95.9	71.0	35.3	18.6	5.8	1.2	2.1	0.7	0.3	0.0	0.3	-	-	-	0.64	0.67	0.67	0.67				
38	213.4	135.4	80.1	45.1	27.1	10.1	5.4	1.2	0.4	0.0	0.0	0.0	-	-	-	-	0.50	0.52	0.52	0.52				
39	157.9	115.5	63.9	35.8	15.3	7.0	1.4	1.0	0.0	0.5	0.0	-	-	-	-	-	0.39	0.40	0.40	0.40				
40	118.1	88.4	37.5	16.2	9.3	2.1	0.6	0.6	0.5	-	-	-	-	-	-	-	0.27	0.27	0.27	0.27				
41	80.3	65.4	19.7	8.4	3.0	1.3	0.6	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	0.18	0.18	0.18	0.18				
42	55.3	32.5	10.0	5.8	1.4	0.7	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.11	0.11	0.11	0.11				
43	23.2	14.6	4.8	1.5	0.8	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.04	0.04	0.04	0.04				
44	18.8	4.4	2.5	0.8	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.03	0.03	0.03	0.03				
45	8.5	2.6	0.8	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.01	0.01	0.01	0.01				
46	3.6	0.0	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.00	0.00	0.00	0.00				
47	1.0	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.00	0.00	0.00	0.00				
48	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.00	0.00	0.00	0.00				
49	0.0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.00	0.00	0.00	0.00				

記号：0.0は0.05未満，-は該当する数値なし。

年齢別の結婚数には、その年次の人口動態統計によるものと、配偶関係別の複合生命表あるいは多相生命表によるものがある<sup>13)</sup>。人口動態統計の結婚年齢の分布は年齢構成の影響を受けるが、配偶関係別の複合生命表の年齢別結婚数は、その年次の死亡率、結婚率、再婚率などによって計算され、出生時を基準とした年齢別の結婚の確率となるために、人口再生産率の計算に用いる資料として、より優れている。しかし、複合生命表に必要な配偶関係別の死亡率、結婚率、再婚率などを計算する配偶関係別人口は、いまのところ国勢調査によるほかはないので5年ごとにしか計算できない。

表8は、1980年と1985年について、結婚年齢別の結婚合計出生率を基に、すべての結婚の期待出生児数を計算過程をしめたものである。1980年に同居をはじめた婚姻総数は69万組である。結婚合計出生率が2.072の25歳の婚姻数は9万組であるので、この年次に結婚した妻1000人あたりの25歳の結婚数は126、期待出生児数は262となる。結婚年齢別の出生児を、15歳から49歳まで合計すると2,032となる。ところで、この年次に結婚した妻1000人のうち、15-49歳で結婚した女子は994であるので、すべての結婚の平均出生児数は2.044となる。

20歳未満の結婚合計出生率が大きいので、この年齢の結婚を除いて、平均期待出生児数を計算してみよう。20歳から49歳までの合計は1939、この年次に結婚した妻1000人のうち20-49歳で結婚した女子は964、したがって、すべての結婚の平均出生児数は2.012となる。

このように、結婚年齢が15-49歳の平均期待出生児数と20-49歳の平均期待出生児数との差は0.032と小さい。これは20歳未満の結婚割合が小さいことによるので、これからは結婚年齢が15-49歳の数値を中心に扱うことにする。

人口動態統計による結婚年齢は、その年次における未婚人口の年齢構成の影響を受ける。そこで、初婚表を基に、その年次に生まれた女兒の年齢別の結婚期待率によって年齢別の結婚合計出生率をまとめてみよう。10万の出生女兒のうち25歳での結婚は11,942であるので、この年齢で結婚した女子1000人あたり1300人となり、270の出生児数が期待される。そこで、人口動態統計のときと同様に、結婚年齢を15-49歳と20-49歳の2つのケースについて、結婚数と出生児数をもとに、結婚当たりの期待出生児数を計算してみると、 $(2,076/995.8=) 2.085$ と $(1,978/963.9=) 2.052$ となる。

結婚合計出生率は、人口動態統計の結婚年齢分布を用いたものよりも、初婚表の結婚年齢分布によるほうがやや高率である。それは、前者の年齢分布が、人口の年齢構成の影響を受けて、25歳未満の結婚者の割合がやや少ないからである。

## 2.7 結婚を考慮した純再生産率

純再生産率は、ある年次に出生した女兒が、その年次の死亡率によって死亡減少しながらそれぞれの年齢の出生女兒率にしたがって娘を産んだと仮定したとき、出生時の母の数に対する娘の数として計算されるものである。したがって、結婚を考慮した純再生産率も、ある年次に出生した女兒（母親）が死亡と結婚の確率にしたがって結婚し、結婚した母が結婚年齢と結婚からの年数別の出生女兒率に従って娘を産んだと考えて計算されるものである。結婚外の出生が多ければ、そのことも考慮する必要がある。

13) 配偶関係別の複合生命表あるいは多相生命表とは、出生児10万が、死亡のほかに結婚や離婚の確率にしたがって、配偶関係の状態を変化させながら死亡減少していく様子を、生命表の理論によって表したものである。なお、配偶関係別複合生命表の最も基礎的なものが初婚表である。なお、結婚年齢分布に初婚に再婚を加えたものを用いると、結婚当たりの平均期待出生児数は、再婚者の年齢が初婚者よりも高いので、それだけ低下することになる。しかし、出生に対する結婚の確率は、再婚の可能性だけ大きくなるので、後に検討する結婚を考慮した人口再生産率は、初婚のみの場合よりも大きくなる。

わが国の最初の配偶関係に関する生命表には、那須理之助、「試算複式生命表—配偶関係の分類したる—」、厚生統計協会、『厚生指針』第18巻第1号、1971年、pp.17-27.がある。これは、4つの配偶関係を年齢別の確率にしたがって、死亡減少していく状態をしめたものである。

表 8 人口動態統計の結婚年齢別婚姻数と初婚表の結婚数による，結婚合計出生率，1980年と1985年。

年次	1980					1985						
	結婚合計出生率 (2)	届出婚姻数 (3)	構成比 (%) (4)	出生数 (2) × (4) (5)	初婚表の結婚数 (6)	構成比 (7)	出生数 (2) × (7) (8)	結婚合計出生率 (9)	届出婚姻数の構成比 (10)	出生数 (11)	初婚表の結婚数 (12)	出生数 (13)
15歳	12.432	40	0.1	0.7	5	0.1	0.7	11.813	0.1	0.9	5	0.
16	4.743	765	1.1	5.2	101	1.1	5.2	4.476	1.4	6.1	89	4.
17	3.849	2,155	3.1	11.9	290	3.2	12.2	3.583	3.7	13.4	257	10.
18	3.050	5,579	8.0	24.5	773	8.4	25.7	2.881	9.4	27.1	662	21.
19	2.819	12,468	18.0	50.6	1,752	19.1	53.9	2.754	17.9	49.4	1,899	58.
20	2.544	26,973	38.8	98.8	3,771	41.2	104.8	2.532	37.7	95.6	3,314	93.
21	2.356	46,357	66.8	157.3	6,346	69.3	163.3	2.369	56.7	134.4	6,080	159.
22	2.307	68,123	98.1	226.3	9,500	103.8	239.4	2.330	83.8	195.3	9,034	233.
23	2.237	90,920	130.9	292.8	13,113	143.2	320.3	2.272	114.4	260.0	12,180	306.
24	2.163	99,710	143.6	310.6	13,855	151.3	327.3	2.199	132.1	290.4	13,182	321.
25	2.072	87,716	126.3	261.7	11,942	130.4	270.2	2.135	129.2	275.8	11,441	270.
26	1.994	63,749	91.8	183.0	8,899	97.2	198.8	2.020	104.6	211.4	8,325	186.
27	1.926	44,835	64.6	124.3	5,907	64.5	124.2	1.927	71.7	138.1	6,129	130.
28	1.838	32,503	46.8	86.0	4,030	44.0	80.9	1.875	50.1	93.9	4,680	97.
29	1.759	24,555	35.4	62.2	2,805	30.6	53.9	1.783	36.3	64.7	3,367	66.
30	1.653	18,300	26.4	43.6	1,901	20.8	34.3	1.682	25.9	43.6	2,369	44.
31	1.512	14,549	21.0	31.7	1,312	14.3	21.7	1.562	19.2	29.9	1,824	31.
32	1.379	11,251	16.2	22.3	960	10.5	14.5	1.438	15.3	22.0	1,261	20.
33	1.227	7,753	11.2	13.7	681	7.4	9.1	1.301	13.1	17.1	811	11.
34	1.066	4,388	6.3	6.7	588	6.4	6.8	1.154	11.6	13.4	420	5.
35	0.942	4,115	5.9	5.6	500	5.5	5.1	0.992	10.4	10.3	361	4.
36	0.784	3,977	5.7	4.5	399	4.4	3.4	0.834	9.2	7.7	312	2.
37	0.664	3,136	4.5	3.0	299	3.3	2.2	0.668	7.5	5.0	230	1.
38	0.499	2,802	4.0	2.0	254	2.8	1.4	0.518	5.5	2.8	216	1.
39	0.384	2,265	3.3	1.3	200	2.2	0.8	0.398	3.2	1.3	269	1.
40	0.255	1,809	2.6	0.7	165	1.8	0.5	0.274	3.0	0.8	189	0.
41	0.158	1,420	2.0	0.3	140	1.5	0.2	0.179	3.2	0.6	122	0.
42	0.116	1,378	2.0	0.2	130	1.4	0.2	0.106	2.8	0.3	125	0.
43	0.035	1,253	1.8	0.1	108	1.2	0.0	0.045	2.6	0.1	108	0.
44	0.031	1,149	1.7	0.1	103	1.1	0.0	0.026	2.3	0.1	107	0.
45	0.010	1,024	1.5	0.0	85	0.9	0.0	0.012	1.9	0.0	99	0.
46	0.004	912	1.3	0.0	81	0.9	0.0	0.004	1.6	0.0	105	0.
47	0.004	866	1.2	0.0	71	0.8	0.0	0.001	1.5	0.0	90	0.
48	0.000	810	1.2	0.0	60	0.7	0.0	0.000	1.5	0.0	75	0.
49	0.000	705	1.0	0.0	56	0.6	0.0	0.000	1.3	0.0	68	0.
総数		694,447	1,000.0	2,031.8	91,562	1,000.0	2,076.2		1,000.0	2,011.5	90,180	2,086.1
15-49歳の計		690,310	994.0	1,938.8	91,180	995.8	1,978.4		991.8	1,914.6	89,805	1,991.1
20-49歳の計		669,303	963.8	1,938.8	88,260	963.9	1,978.4		959.3		86,893	
結婚合計出生率		15-49歳		2.044	2,076/995.8=		2.085	2,012/992=		2.028	(0.9958)	2.095
		20-49歳		2.012	2.052		2.052	1.996		1.996	(0.9636)	2.067



さて、婚外出生がない場合あるいは無視できるほど小さい場合、出生時10万の女子あたりの結婚年齢別の女子数が、配偶関係別の複合生命表によって得られると、すでに計算しておいたそれぞれの結婚年齢別の結婚合計出生率と出生性比あるいは期待出生女児数によって計算することができる。

$$\text{NRR. AM. MD} = \frac{(\text{年齢別の結婚数} \times \text{結婚年齢別の期待出生女児数}) \text{の合計}}{\text{出生時の母の数}} \dots (13)$$

結婚年齢や結婚年数によって出生性比（ここでは女子1に対する男子の数）におおきな差異がなければ上記の式は、

$$\begin{aligned} \text{NRR. AM. MD} &= \sum \frac{(\text{年齢 } am \text{ 歳の結婚数} \times \text{TMFR, } am / (1 + \text{出生性比}))}{\text{出生時の母の数}} \\ &= \frac{\text{結婚する女子数}}{\text{出生時の母の数}} \times \sum_{am} \frac{\text{年齢 } am \text{ 歳の結婚数}}{\text{結婚する女子数}} \times \frac{\text{TMFR, } am}{1 + \text{出生性比}} \\ &= \text{生涯結婚期待率} \times \text{TMFR. AM. MD} / (1 + \text{出生性比}) \dots (14) \end{aligned}$$

となる。なお、生涯結婚期待率は、初婚表から計算されるものは初婚の確率で、離死別をも考慮した複合生命表を用いると再婚の確率が加わったものとなる。

表8で、初婚表の年齢別結婚数を基に、1結婚当たりの期待出生女児数TMFR. AM. MDを計算している。ところで、1980年の初婚表によると、10万の出生女児のうち、15-49歳で結婚するものは91,180である。したがって、生涯結婚期待率は91.18%ということになるので、出生性比(1.056)をもちいると、結婚を考慮した純再生産率は0.925ということになる。なお、結婚年齢を20-49歳とすると、結婚当たりの期待出生女児数は2.052、生涯結婚期待率も88.26%とわずかに低下するので、結婚を考慮した純再生産率は0.881ということになる。

2.8 平均世代間隔と世代間の人口増加率  
平均世代間隔あるいは年平均の人口増加率は、これまで

表9 結婚合計出生率と結婚を考慮した各種の人口再生産率：1980, 1985

指 標	1980	1985
(1) 全婚姻の結婚合計出生率		
TMFR (N)	1.809	1.818
TMFR (G)	1.914	1.928
(2) 人口動態統計の年齢別婚姻数による結婚合計出生率		
結婚年齢 15 - 49	2.044	2.028
20 - 49	2.012	1.996
(3) 初婚表の年齢別初婚数による結婚合計出生率		
結婚年齢 15 - 49	2.085	2.095
20 - 49	2.052	2.067
(4) 結婚を考慮した人口再生産率		
結婚合計出生率		
TFR. AM. MD	1.901	1.881
純再生産率		
NRR. AM. MD	0.925	0.915
(5) 年齢別の生残率と出生率による人口再生産率		
合計特殊出生率 TFR	1.747	1.764
純再生産率 NRR	0.835	0.848
(6) 人口再生産率に対する比率		
TFR/TMFR (G)	0.913	0.915
TFR/TFR. AM. MD	0.919	0.938
NRR/NRR. AM. MD	0.903	0.927

に定義および実際に計測してきた結婚出生率などをもとに、以下述べる方法によって計算することが可能である。すなわち、それぞれの結婚年齢別、結婚年数別出生率に対応する出生時の母の年齢は、結婚年齢に（結婚年数+0.5）を加えたものである。したがって、すべての出生児の母の平均年齢（静止人口の世代間隔）は、次のようにして計算する。

まず、結婚年齢 $a_m$ 歳の母の平均出生年齢 $MAB(a_m)$ は、

$$MAB_{a_m} = \frac{1}{TMFR(N)_{a_m}} \times \sum (a_m + d + 0.5) \times f_{a_m+d, d}$$

となる。そこで配偶関係別生命表による年齢別の結婚数を  $m_{a_m}$  とすると、すべての結婚年齢の平均出生年齢は、

$$MAB = \frac{\sum m_{a_m} \times MAB_{a_m}}{\sum m_{a_m}} \dots \dots \dots (15)$$

と表せる。ところで、この世代間隔の間に女子人口は、純再生産率 $NRR$ 、 $AM$ 、 $MD$ だけ増加するので、年平均の増加率 $r(AM, MD)$ は、

$$r(AM, MD) = \frac{1}{MAB} \times \ln(NRR, AM, MD) \dots \dots \dots (16)$$

となる。しかし、ここで定義した世代間隔と人口増加率は、すべて静止人口を前提としているので、今後は安定人口への展開が必要である。

### 3 結婚出生力の動向

#### 3.1 結婚年数別の出生率の動向

1980年と1985までの結婚年数別の出生率を図1にしめした。結婚年数別出生率は、結婚直後の出生率が最も高く、結婚年数が長くなるにしたがって出生率は低く、1980年と1985年の出生率は、年次別の区別がつかないほど、同じ水準でしかもほぼ同じパターンをしめしていることがわかる。

ところで、結婚2年目と3年目の出生率にあまり差が見られない。そこで、結婚年数別出生率は出

図1 結婚年数別、出生率：1980年と1985年  
(結婚1000あたり)

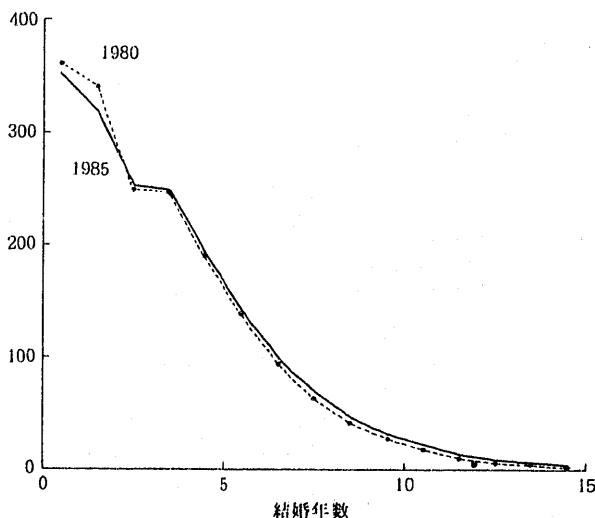
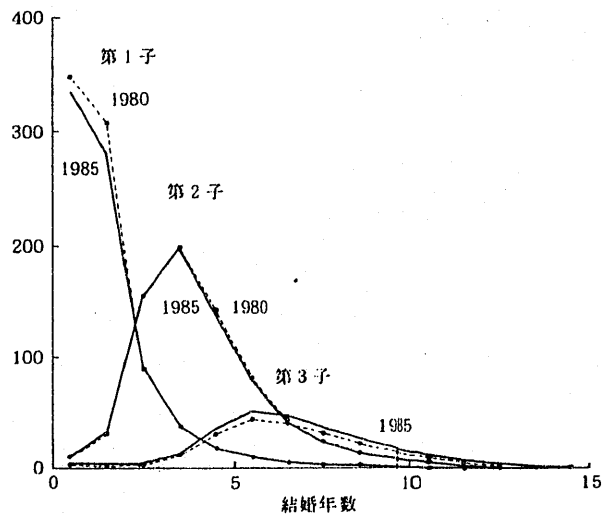


図2 出生順位別、結婚年数別、出生率：1980年と1985年



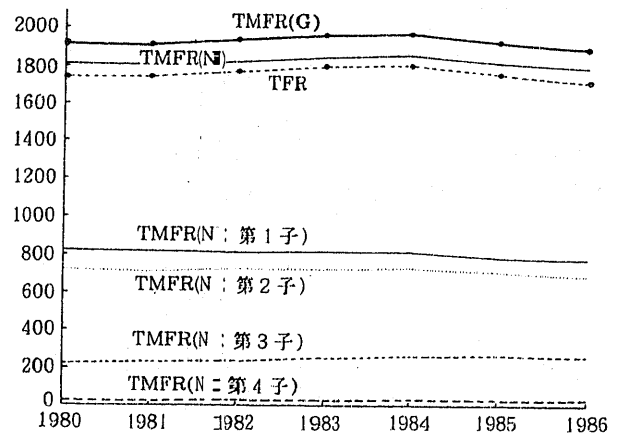
生順位別にみると、図2のように、結婚2年目の出生率の落ち込みは、第1子出生後の落ち込みであることがわかる。すなわち、第1子出生率は結婚1年未満が最も高率で、2年目以降急速に低下して行く。第2子の出生率は結婚2年目から多くなり、3年目が最も高率で、4年目以降急速に低下している。第3子の出生率は結婚3年目ころから多くなり、5-6年目が最も高率で、7年目以降急速に低下している。このような出生順位別の出生率パターンも、1980年から86年まで大きな変化が見られない。

### 3.2 結婚合計出生率の動向

各年次の結婚年数別の出生率の動き、出生順位別の変化を簡単に観察する為に、結婚合計出生率を計算し、表3と図3に示した。

結婚合計出生率は、1980年と81年には1800とほぼおなじ水準で、1983-84年にかけて1850前後まで上昇をさせた。しかし、1985年以降低下し、1986年には1788となっている。このような結婚合計出生率の変化を、出生順位別に分けて観察すると、年次推移に若干の差異がみられる。第1子の出生率は年々低下傾向に、第2子の出生率は全体の結婚合計出生率下傾向に対応した推移を、そして第3子は227から270へと、また第4子はその率が小さいながら、この間に29から37へとそれぞれ上昇している。いかえると、結婚合計出生率の前半の上昇は2子と3子の上昇によるもの、後半の低下は1子と2子の低下によるものであった。

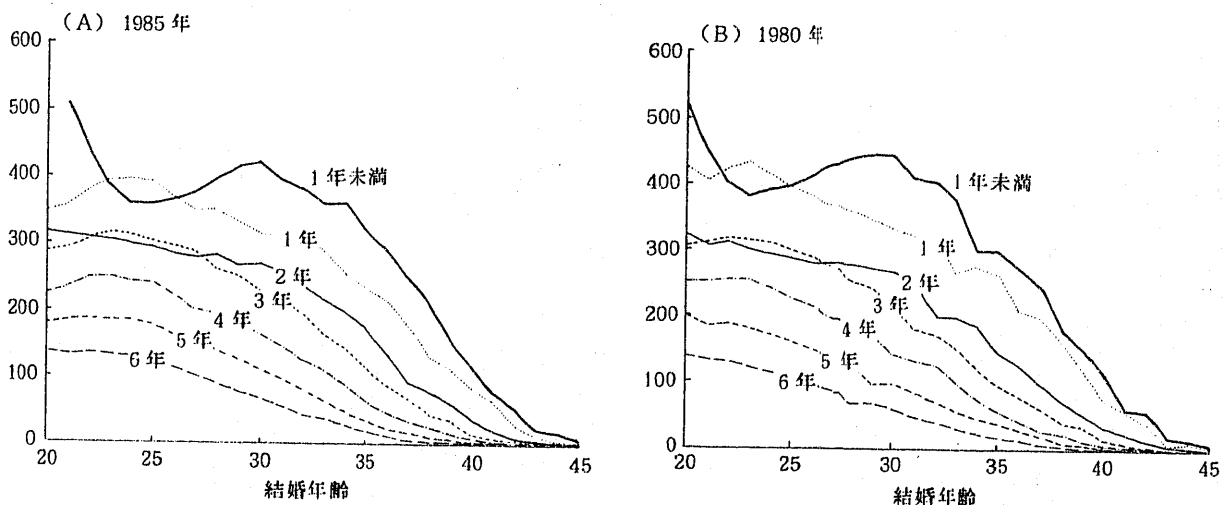
図3 結婚合計出生率と合計特殊出生率：1980 - 1986



### 3.3 結婚年齢別、結婚年数別の出生率の動向

結婚出生率は、結婚年数が長くなるほど低下する傾向にあった。つぎに、結婚年齢によってどのような特徴があるのか、1980年と1985年の2年次のデータをもとに検討してみよう。図4に、結婚6年目までの結婚年数別出生率を、結婚年齢別に示した。この図から、出生率は、結婚年数が長くなる

図4 結婚年齢別、結婚年数別、出生率



ほど、また結婚年齢が高くなるほど、低下する傾向がみられる。この特徴は、1985年と1980年で大きな違いはない。

1年未満の出生率がきわめて高い。とくに結婚年齢が26歳から30歳前半の結婚において顕著である。結婚年齢が35歳でも300の水準を上回っている。とにかく第1子あるいは産めるうちに第1子、という考えの表れのようにみえる。

しかし、結婚年齢が22歳から25歳に妻の出生率には、結婚1年未満の出生率よりも1年目の出生率の方が高く、逆転がみられる。1年未満の出生率と1年目の出生率の逆転がみられる結婚年齢では、2年目と3年目の出生率にも逆転がみられた。

4年目以降の出生率は、結婚年齢が22-23歳をピークに、結婚年齢が高くなるにしたがって出生率は小さくなっている。

図5は、結婚年齢ごとに、結婚5年目、10年目、15年目および20年目までの累積出生児数をしめしたものである。結婚年齢が30歳未満の妻は、5年目の累積出生率の水準が1.5児前後と高く、また5年目以降の追加出生も大きい。5年から9年までの追加出生児数は、結婚年齢が30歳未満では0.5子であるが、30歳以上の追加出生はわずかなものであり、とくに35歳以上ではほとんどみられない。10年から14年までの追加出生は、結婚年齢が25歳以下にみられ、26歳以上の年齢ではほとんどみられない。さらに15年目以降の追加出生はきわめて小さく、結婚15年目までの合計で完結出生力の水準といえよう。

つぎに、1980年と1985年の比較をしてみると、結婚5年目までの累積出生率は、結婚年齢が30歳未満では1985年の方が大きく、30歳から36歳では1980年の方がやや高率であるが、その差は僅かである(図6)。しかし、結婚20年目の累積出生率すなわち結婚合計出生率によると、結婚出生力はその結婚年齢においても1980年より1985年が大きい。

結婚年齢と期待出生児数と関係をもてみると、結婚年齢が高くなるほど期待出生児数は少なく、とくに結婚年齢が30歳を越えると急速に少なくなる。すなわち、結婚年齢別の期待出生児数は、21歳で2.36子、30歳で1.67子、35歳で約1子、38歳で0.5子、40歳で0.25子すなわち4つの結婚で1子となっている。結婚年齢が1歳高くなることによる期待出生児数の減少は、結婚年齢が30歳未満では0.08子であるが、30歳を越えると0.15子と約2倍の速さで少なくなっている。

### 3.4 結婚を考慮した人口再生産率

結婚を考慮した人口再生産率として、本稿では、結婚合計出生率と結婚を考慮した純再生産率の2つの指標を定義してきた。ともに結婚年齢別の結

図5 結婚年齢別、結婚5年目ごとの累積出生率：1985年

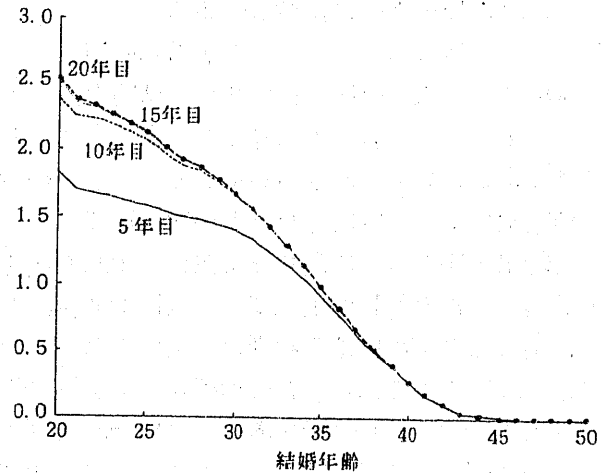
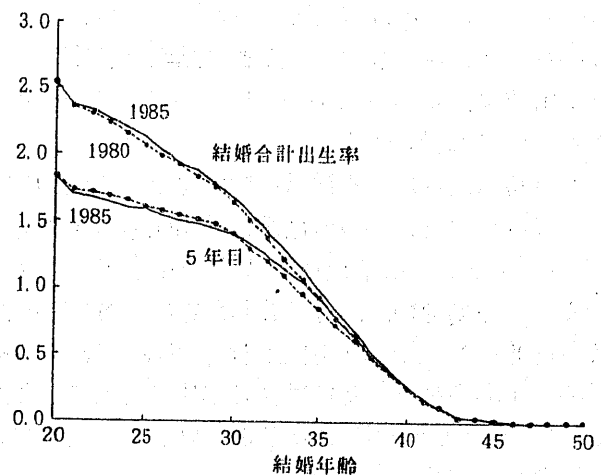


図6 結婚年齢別、結婚5年目の累積出生率と結婚合計出生率：1980年と1985年



婚合計出生率を基本に結婚年齢分布あるいは生涯結婚確率を用いて算出するものである。

さて、人口動態統計の結婚年齢分布による結婚合計出生率は、1980年の2.044より、1985年は2.028とやや小さくなっている。これは1985年の結婚年齢分布が、1980に比べて出生率の高い25歳未満の結婚割合が小さくなったことによるものである。1985年の25歳未満の結婚割合が低下した1つの要因は、25歳未満の人口がこの間に減少したことも反映している。なぜなら、2つの年次の初婚表の結婚年齢分布を考慮した結婚合計出生率すなわち人口分布変化の影響を除いた結婚合計出生率を算出してみると、1980年は2.085、1985年は2.095と、上昇しているからである（表9の(3)、参照）。

結婚を考慮した純再生産率すなわち出生時を基準とした人口再生産率を考える場合、問題は出生時における生涯結婚期待率の違いである。初婚表によると、15-49歳で結婚する期待率は、1980年で91.2%、1985年で89.8%と低下が見られる。初婚表の生涯結婚期待率と年齢別結婚分布による結婚合計出生率の積は、出生時における生涯の期待出生児数である。その数は、1980年では1.90、1985年では1.88となる。これに女兒の割合を考慮したものが、いわゆる結婚を考慮した純再生産率NRR。AM。MDで、その数は、1980年では0.925、1985年では0.915で、年齢別の女兒出生率と生存延べ年数から計算された純再生産率よりも、やや大きな数値となっている（表9の(4)~(6)、参照）。

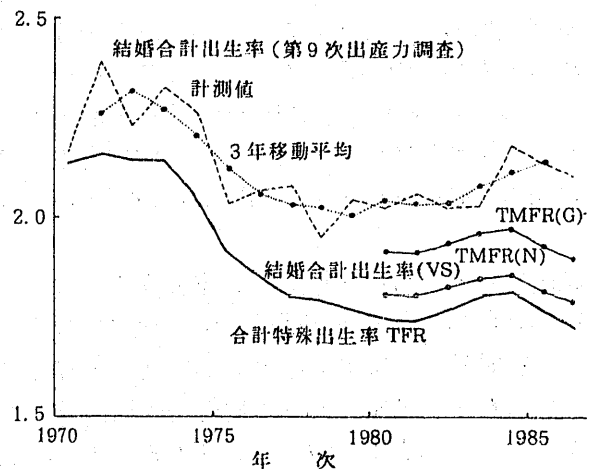
#### 4 これまでの出生力指標との関係

##### 4.1 合計特殊出生率レベルの指標間の関係

本稿では、人口動態統計に基づく結婚出生力の定義をするとともに、1980年代前半の出生力を計測した。そこで、これらの指標とこれまで利用されてきた関連指標との関係を検討し、これまで計測してきた指標の特徴をあきらかにしてみよう。検討する指標は、合計出生率レベルと、純再生産率レベルの指標である。問題は水準と年次推移である。

合計出生率レベルに関する指標は、年齢別出生率を基にした合計特殊出生率と、人口動態統計および出産力調査の結婚年齢別の出生率を基にした結婚合計出生率である。人口動態統計による結婚合計出生率は、結婚年齢を考慮しない合計特殊出生率と結婚年齢を考慮した2つの合計特殊出生率がある。結婚年齢を考慮しない最も単純な合計特殊出生率は、合計特殊出生率よりやや高い水準を示すものの、年次推移はほぼおなじであった。これに対して、第9次出産力調査の結婚合計出生率とは水準に差がみられる（図7）。そこで、その差について検討してみよう。

図7 結婚合計出生率と合計特殊出生率：1970 - 1986



人口動態統計による結婚合計出生率と出産力調査によるものと、2つの結婚合計出生率の水準の

違いの第一は、結婚出生率と夫婦出生率すなわちNet-rateとGross-rateの相違と考えられる。そこで、人口動態統計から計算した結婚年齢別出生率と1985年の結婚の生命表の結婚年齢別の結婚残存数を利用して、夫婦の結婚合計出生率を計算してみたものが、表3にTMFR(G)としてしめした、離婚と死別を補正した結婚合計出生率である。推計された夫婦の結婚合計出生率は、1980年から81年では1910、1983-84年では1960-70、そして1986年では1900となっているが、まだ第9次出産力調査の結婚合計出生率の水準には達しない。

2つの結婚合計出生率の水準の違いの第二は、計測の対象の違いである。出産力調査は、調査時に

年齢50歳未満の初婚の妻に限定して、結婚合計出生率を計算している。したがって、15年前の出生率は年齢が35歳未満の妻と、出生率の高い集団の出生経験を基に計測していることになる。これに対して、人口動態統計による結婚合計出生率の分母は、初婚と再婚を含み、しかも結婚年齢が50歳以上も含んでいるからである。

第三の要因は、標本誤差によるものであろう。出産力調査は毎回約1万組の夫婦の出産歴を基に、過去十数年の結婚年齢別の出生率を計測しているので誤差が大きくなり易い。

このように理論的には同一でも実際の計算過程における制約から、若干差のあることがわかった。

さらに、推移が同じであった合計特殊出生率との関係のみをみよう。合計特殊出生率は、いわば50歳時の平均期待出生児数である。しかし、すでに述べたように人口動態統計から直接計測した結婚合計出生率は、結婚当たりの平均出生児数である。したがって合計特殊出生率と比較するには、離婚と夫婦の死亡を補正した結婚合計出生率TMFR(G)の方が適当である。

理論的には、合計特殊出生率は50歳のすべての女子の平均出生児数であり、離婚と夫婦の死亡を補正した結婚合計出生率TMFR(G)は50歳の既婚女子の平均出生児数である。婚外出生がない場合、2つの比率は50歳の女子の既婚率によって関連付けられることになる。すなわち、補正した結婚合計出生率に50歳の女子の既婚率を乗じた数値が、合計特殊出生率となる。ある期間の統計による50歳の女子の既婚率は、一般生命表の50歳の生存数に対する初婚表の50歳の未婚生存数である。最近、配偶関係間の死亡率格差が小さくなっている<sup>14)</sup>ので、ここでは初婚表の50歳の未婚生存数の余数すなわち50歳までに既婚した割合とする。

1980年の合計特殊出生率は1.747である(表9参照)。離婚と夫婦の死亡を補正しない結婚合計出生率TMFR(N)は1.809、補正した結婚合計出生率TMFR(G)は1.914となっている。したがって、補正した結婚合計出生率TMFR(G)に対する合計特殊出生率の比率は0.9128である。ところで、この年次の初婚表における50歳時の既婚率は0.9156である。

1985年では、合計特殊出生率は1.764、補正しない結婚合計出生率TMFR(N)は1.818、補正した結婚合計出生率TMFR(G)は1.928となっている。したがって、補正した結婚合計出生率TMFR(G)に対する合計特殊出生率の比率は0.9150で、この年次の初婚表における50歳時の既婚率は0.9018で、その差は0.01とやはり小さい。

以上のことから、合計特殊出生率との間には、理論的にも実際的にも良好な関係があることがわかった<sup>15)</sup>。

#### 4.2 純再生産率レベルの指標間の関係

これまでの純再生産率は、1980年と1985年に0.835と0.848であった。今回結婚を考慮した純再生産率は、それぞれ0.925と0.915と、やや高い水準をしめしている。それは、これまでの純再生産率が、配偶関係の変化あるいは有配偶女子の結婚持続期間別の分布変化をまったく考慮していない。したがって、これまでの純再生産率は、晩婚化によって年齢別の有配偶率を低下させたばかりでなく、有配偶者の結婚持続期間分布を相対的に長期化したことを反映し、人口再生産力をやや低めに表現していると考えられる<sup>16)</sup>。

14) 石川晃,「配偶関係別生命表,昭和30年~60年」,『研究資料』,第255号,1988年。これは、生命表を男女・配偶関係別に作成したもので、配偶関係間の推移は考慮していない。

15) 伊藤達也,「結婚出生力の諸概念」,『人口問題研究所年報』,第21号,1971年,pp.12-16。ここでは1971年の期間出生力指標(合計特殊出生率と純再生産率)と出産力調査から計測した結婚出生力指標との関係を、生涯結婚期待率あるいは結婚残存率などによって関係づけている。

16) 伊藤達也,前掲(注2),「結婚と出生」,pp.50-51参照。

## 書 評・紹 介

Ronald R. Rindfuss, S. Philip Morgan and Gray Swicegood,  
*First Births in America : Changes in the Timing of Parenthood.*

University of California Press, Berkeley, 1988, xi + 291pp.

本書は、ノースカロライナ大学社会学教授のリンДФァスらが行って来た米国における第1子出生タイミングに関する研究をまとめたものである。著者らが第1子出生時期を従属変数として重視した主な理由は次の2点である。1) 親になることは現代米国社会においても最も重要な行為のひとつと考えられており、それに伴う様々な義務は個人の役割とその後のライフコースに影響し、また、親になるタイミングが画一的に変化した場合には期間出生率の一時的な増大・減少を導き、年齢別人口構造に攪乱を生じさせること。2) 米国でも結婚前の妊娠や出生の割合が大きく、同棲の増大によって結婚と出生の間に必ずしも一定の順序関係が存在しなくなってきているため、結婚を親になるための前提条件として扱うことが困難になっていること。

第2章において著者らは、現在の米国においても親になるべきだという規範的圧力が根強い一方、経済的余裕ができるまで子供を持つべきでないという考えも有力であり、1970年代以降の第1子出生年齢の上昇は同時期の経済環境の悪化に主として起因するとし、第1子出生タイミングに与える時代 (period) の影響を強調している。それを裏付けるべく、第4章では aggregate なデータをもとに第1子出生確率に与える消費者物価指数などの効果の大きいことを示した。

第5章では、出産力調査 (GAF, NFS, NSFG) によって女子の個人属性と年齢毎に第1子を出生したか否かの2分事象の関係を logistic regression で検討し、学歴の影響が年齢によって異なることなどを見いだしている。第6章では、第1子出生年齢に与える個人属性の影響が黒人と白人の間で比較され、第7章 (この章はもともと Population and Development Review に発表されている) ではそれが1929—38年出生コウホートの日本人女性と米国人女性の間で比較されている。この日本人コウホートではまだ結婚が第1子出生の重大な前提条件であるという判断のもとに、日米の結婚後妊娠した夫婦に限って、結婚から第1子出生までのいわゆる第1子出生間隔を従属変数として扱っている。第8章、第9章では、18歳以降の経歴が、第1子出生確率ばかりでなく子供を持つ持たないという意欲にも大きな効果を有することをパネル調査データを用いて示した。

本書の特に第5章の分析方法について若干気にかかることがある。そこでは第1子出生確率に与える属性変数の影響が年齢によって異なることを予想して、いくつかの年齢グループ毎に第1子出生確率に関する logistic regression を行い、それらの別個の統計的検定結果があたかも同時になりたうかのごとき解釈をしている。しかし、そのような解釈を行った場合の信頼限界はかなり低くなる可能性があるので、やはり、時間に依存してパラメータが変化することを考慮した相対危険率分析 (proportional hazards model) を用いた方がすっきりするであろう。

ひるがえって、日本における出生タイミングの研究について顧みれば、多くの結婚が第1子妊娠の前提となっているという判断のもとに、結婚から第1子出生まで、第1子出生から第2子出生までなどの時間の経過について出生関数の計算ならびに出生関数に与える属性変数の影響などが人口問題研究所の出産力調査に基づいてすでに多変量解析的に検討されている。ただ、最近の出産力調査によれば、結婚前の妊娠の割合が日本においても昭和50年代以降の結婚コウホートにおいてかなり増大しており、第1子出生年齢の多変量的分析あるいは第1子出生年齢を説明変数として含む第2出生関数の分析などが必要となる。したがって、結婚と出生の間に若干変化の兆しのある日本の出生タイミングの探求にとっても、本書は示唆に富むものであり、これを機会に日本の出生タイミング研究が一層進展するものと期待される。

(大谷憲司)

## Robert Schoen, *Modeling Multigroup Populations*

Plenum Press, New York, 1988, 308pp.

本書はアメリカの人口学者の一人で、イリノイ大学の教授でもある、ロバート・ショウンの手になるものである。著者は人口研究のさまざまな分野のなかで、とくに結婚の過程を生命表形式で分析を試みようとしている数少ない研究者の一人で、この分野におけるパイオニア的存在の研究者である。

多相生命表 (multistate life table や multistate populations の邦訳については多次元生命表、あるいは多次元人口があてられる例もあるが、ここでは、多相生命表、多相人口の訳語を用いる) は、生命表研究の領域においては長らく “increment-decrement life table (増減生命表あるいは複式生命表)” と呼ばれてきたが、1980年代中ごろ以降 multistate life table (多相生命表)” と呼ばれるようになってきた。多相生命表は2つの系譜をたどりながら発展してきた。その一つは “increment-decrement life table” に代表される保険数学領域からの発展したもので、古くは1912年に DuPasquier によって作成されたものが最初のものといわれている。その後いくつか多相生命表は作成されたが、今日のように人口学で盛んに利用されるようになったのは1970年代以降で、その中心の一つをなしたのが本書の著者によって開発・作成されたものである。他方、地域人口推計方法の研究から発展したものと、数理人口学者であるコロラド大学の Rogers を中心とする “multidimensional populations” の研究がある。これら2つの潮流は相互に影響しあいながら、1980年代になって多相生命表、あるいは多相人口モデルという呼称のもとに統一した呼び方、方法の定式化がなされるようになった。

多相生命表や多相人口モデルの発展は、当然のことながら人口研究の到達点と人口学が当面課題とすべきテーマが密接に結びついていることによる。つまり、先進諸国では、van de Kaa が指摘するように「第2の人口転換」の状態にあり、人口の変動やその構造変化が結婚構造の変化などと密接に関連し、より複雑な人口過程の研究が必要とされていることによる。また、人口変動の決定要因の研究の重要性もさることながら、出生、死亡、移動などの人口要因の変化が引き起こす、さまざまな人口側面への波及効果の研究が発展してきた。多相生命表はそのような研究における有用な分析方法として重要視されている。また、人口学研究分野における数理人口学の発展はより複雑な人口過程分析を可能にしつつある点も見逃せないことであろう。多相生命表や多相人口モデルはその計算の手続きが複雑なことから、実際に必要なデータが得られるかどうかという実用面での問題があった。しかし、近年コンピュータの発達やソフト・ウェアの開発によって前者の問題はなくなり、後者についてもデータの整備がととのうなどして、実用的な段階にはいった。その意味では、多相生命表や多相人口モデルは、人口研究が課題とするいくつかの問題を解くカギをもっているように思われる。

さて、本書の構成を紹介すると、全体は3部からなり、第1部では、「生命表と安定人口」と題し、生命表と安定人口理論について数理人口学的な整理と解説がなされ、以降の章の導入部といった位置づけになっている。第2部では、本書のタイトルにも掲げられている、「多相生命表ならびに多相人口モデル」について数理人口学的な説明と実際の作成方法が解説されている。第3部では、人口のモデル研究の中の未解決な課題の一つである「両性人口モデル」の問題が取り扱われ、①男女両性モデルの問題、②結婚モデル、③marriage squeeze、④両性出生率モデル等がトピックごとに解説されている。さらに巻末には本書で用いられたコンピュータ・プログラムが紹介されており、実際にわれわれが本書で紹介されている方法を用いて分析を行う場合に非常に役立つものである。

最後に本書の意義を簡単に述べると、多相生命表や多相人口モデルを用い人口現象を研究しようとする者にとって、複雑な方法をわかりやすく解説している点であろう。たしかに Rogers らによる数理人口学者の手になる非常に高度な数学的知識を必要とする専門書はこれまでであったが、人口学で通常用いる知識で解説された本書の意義は高い。今後この領域の研究をすすめるにあたって有用なテキストとなるであろう。

(高橋重郷)



# 統 計

## 第41回簡速静止人口表

(1987年4月～1988年3月)

### はじめに

第41回簡速静止人口表は、1987年4月1日から88年3月31日までの死亡統計と、1987年10月1日現在の日本人人口の推計結果に基づいて作成したものである。静止人口表の作成方法は、第38回静止人口表と同様に、各歳別に計算する方法を用いた。主要な結果をここに収録するが、作成方法および結果の詳細については、人口問題研究所、研究資料第250号および第258号を参照されたい。

### 主要結果

出生時の平均余命すなわち平均寿命は、男子が75.56年であり、女子は81.35年となった。前回に比べ、男子は0.14年の伸び、女子は0.10年といずれも小さな伸びにとどまった。平均寿命の男女差は、5.79年で、昨年より0.05年縮まった。

各年齢の平均余命の伸びは、参考表に示したように、50歳までは各年齢で伸びている。しかし高年齢における死亡確率の上昇によって、70歳以上の年齢では平均余命の低下がみられる。

若年齢から50歳頃までの死亡確率低下によって、20歳まで生存する確率は、男子98.7%、女子99.2%、65歳まで生存する確率は、男子82.1%、女子90.8%とわずかに増加している。また、生存と死亡の確率が半々となる年齢すなわち生存数が出生数( $l_0$ )の半分となる年齢(確率寿命)は、前年と同じく男子78歳、女子84歳となっており、平均寿命より数年先のことになっている。

(渡邊吉利・坂東里江子)

静止人口表(生命表)における記号の名称と定義

記 号	名 称	定 義
${}_n L_x$	$x$ 歳の生存年数(静止人口)	$\int_0^n l(x+t) dt$
$T_x$	$x$ 歳以後の生存延べ年数 (静止人口の合計)	$\int_0^\omega l(x+t) dt$
$l_x$	$x$ 歳の生存数	$l_0 \times \prod_{t=0}^{x-1} P_t$
${}_n d_x$	$x$ 歳から $x+n-1$ 歳の死亡数	$l_x - l_{x+n}$
${}_n p_x$	$x$ 歳から $x+n$ 歳までの生存率	$\frac{l_{x+n}}{l_x}$
${}_n q_x$	$x$ 歳から $x+n$ 歳までの死亡率	$\frac{{}_n d_x}{l_x}$
$e_x$	$x$ 歳の平均余命	$\frac{T_x}{l_x}$

参考表 年齢別平均余命 ( $e^{\circ}x$ ) の比較：第41回と第40回

(年)

年 齢	男			女		
	第 41 回	第 40 回	差	第 41 回	第 40 回	差
0	75.563	75.415	0.148	81.349	81.253	0.096
1	74.967	74.831	0.136	80.713	80.638	0.075
2	74.026	73.895	0.131	79.767	79.693	0.074
3	73.068	72.939	0.129	78.800	78.727	0.073
4	72.097	71.969	0.128	77.822	77.748	0.074
0 - 4	75.563	75.415	0.148	81.349	81.253	0.096
5 - 9	71.120	70.992	0.128	76.837	76.762	0.075
10 - 14	66.199	66.073	0.126	71.892	71.817	0.075
15 - 19	61.256	61.135	0.121	66.932	66.859	0.073
20 - 24	56.445	56.331	0.114	62.007	61.934	0.073
25 - 29	51.656	51.545	0.111	57.103	57.036	0.067
30 - 34	46.846	46.737	0.109	52.203	52.150	0.053
35 - 39	42.036	41.938	0.098	47.322	47.277	0.045
40 - 44	37.283	37.201	0.082	42.480	42.446	0.034
45 - 49	32.638	32.572	0.066	37.708	37.683	0.025
50 - 54	28.136	28.100	0.036	33.014	33.003	0.011
55 - 59	23.871	23.874	-0.003	28.424	28.425	-0.001
60 - 64	19.860	19.856	0.004	23.946	23.940	0.006
65 - 69	16.031	16.026	0.005	19.614	19.610	0.004
70 - 74	12.485	12.498	-0.013	15.504	15.512	-0.008
75 - 79	9.338	9.400	-0.062	11.721	11.772	-0.051
80 - 84	6.779	6.872	-0.093	8.464	8.573	-0.109
85 - 89	4.825	4.965	-0.140	5.889	6.068	-0.179
90 - 94	3.316	3.568	-0.252	3.962	4.280	-0.318
95 - 99	2.188	2.542	-0.354	2.587	3.009	-0.422
100+	1.366	1.775	-0.409	1.637	2.087	-0.450

第1表 年齢（5歳各歳）別の結果

(1) 男 Male

第41回簡速静止人口表

年 齡 $x \sim x+n$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $ndx$	生 存 率 $np_x$	死 亡 率 $nq_x$	平均余命 $e_x$
	$nL_x$	$nT_x$					
0 年	99,699	7,556,296	100,000	535	0.99465	0.00535	75.563
1	99,424	7,456,597	99,465	80	0.99920	0.00080	74.967
2	99,357	7,357,173	99,386	55	0.99944	0.00056	74.026
3	99,310	7,257,815	99,330	41	0.99959	0.00041	73.068
4	99,273	7,158,506	99,290	32	0.99967	0.00033	72.097
0 - 4	497,064	7,556,296	100,000	743	0.99257	0.00743	75.563
5 - 9	495,972	7,059,232	99,257	113	0.99886	0.00114	71.120
10 - 14	495,521	6,563,260	99,145	89	0.99910	0.00090	66.199
15 - 19	494,602	6,067,739	99,055	320	0.99677	0.00323	61.256
20 - 24	492,690	5,573,137	98,735	384	0.99611	0.00389	56.445
25 - 29	490,817	5,080,447	98,351	379	0.99614	0.00386	51.656
30 - 34	488,859	4,589,629	97,972	419	0.99572	0.00428	46.846
35 - 39	486,361	4,100,771	97,553	608	0.99377	0.00623	42.036
40 - 44	482,444	3,614,409	96,945	986	0.98983	0.01017	37.283
45 - 49	476,174	3,131,965	95,959	1,567	0.98367	0.01633	32.638
50 - 54	465,947	2,655,791	94,392	2,654	0.97188	0.02812	28.136
55 - 59	448,987	2,189,844	91,738	4,081	0.95551	0.04449	23.871
60 - 64	425,129	1,740,857	87,657	5,585	0.93629	0.06371	19.860
65 - 69	391,524	1,315,729	82,072	8,044	0.90199	0.09801	16.031
70 - 74	342,569	924,204	74,028	11,739	0.84142	0.15858	12.485
75 - 79	271,928	581,635	62,288	16,603	0.73345	0.26655	9.338
80 - 84	180,765	309,707	45,685	18,960	0.58499	0.41501	6.779
85 - 89	92,152	128,943	26,725	15,632	0.41509	0.58491	4.825
90 - 94	31,104	36,791	11,093	8,494	0.23428	0.76572	3.316
95 - 99	5,383	5,687	2,599	2,377	0.08549	0.91451	2.188
100 +	304	304	222	222	0.00000	1.00000	1.366

第1表 年齢（5歳・各歳）別の結果（つづき）

(2) 女 Female

第41回簡速静止人口表

年 齡 $x \sim x+n$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $ndx$	生 存 率 $np_x$	死 亡 率 $nq_x$	平均余命 $e_x$
	$nL_x$	$nT_x$					
0	99,749	8,134,933	100,000	448	0.99552	0.00448	81.349
1	99,518	8,035,184	99,552	67	0.99933	0.00067	80.713
2	99,464	7,935,666	99,486	42	0.99958	0.00042	79.767
3	99,430	7,836,202	99,444	27	0.99973	0.00027	78,800
4	99,407	7,736,772	99,417	20	0.99980	0.00020	77,822
0 - 4	497,568	8,134,933	100,000	603	0.99397	0.00603	81.349
5 - 9	496,784	7,637,365	99,397	74	0.99926	0.00074	76.837
10 - 14	496,483	7,140,581	99,323	57	0.99942	0.00058	71.892
15 - 19	496,073	6,644,098	99,266	115	0.99884	0.00116	66.932
20 - 24	495,357	6,148,025	99,151	160	0.99839	0.00161	62.007
25 - 29	494,512	5,652,668	98,991	181	0.99817	0.00183	57.103
30 - 34	493,494	5,158,156	98,809	236	0.99761	0.00239	52.203
35 - 39	492,055	4,664,663	98,573	348	0.99647	0.00353	47.322
40 - 44	489,828	4,172,607	98,225	559	0.99430	0.00570	42.480
45 - 49	486,359	3,682,779	97,666	846	0.99134	0.00866	37.708
50 - 54	481,090	3,196,421	96,820	1,291	0.98666	0.01334	33.014
55 - 59	473,188	2,715,330	95,528	1,895	0.98017	0.01983	28.424
60 - 64	461,562	2,242,143	93,634	2,850	0.96956	0.03044	23.946
65 - 69	443,522	1,780,580	90,783	4,542	0.94997	0.05003	19.614
70 - 74	414,024	1,337,058	86,242	7,488	0.91317	0.08683	15.504
75 - 79	364,595	923,034	78,753	12,777	0.83776	0.16224	11.721
80 - 84	283,868	558,439	65,976	19,349	0.70674	0.29326	8.464
85 - 89	177,454	274,571	46,628	22,115	0.52571	0.47429	5.889
90 - 94	76,949	97,118	24,513	16,716	0.31809	0.68191	3.962
95 - 99	18,442	20,169	7,797	6,743	0.13527	0.86473	2.587
100 +	1,726	1,726	1,055	1,055	0.00000	1.00000	1.637

第2表 年齢(各歳)別の結果

(1) 男 Male

第41回簡速静止人口表

年 齡 $x$	静 止 人 口		生存数 $l_x$	死亡数 $dx$	生存率 $px$	死亡率 $qx$	平均余命 $e_x$
	$Lx$	$Tx$					
0日	2,081	7,556,296	100,000	249	0.99751	0.00249	75.563
7	6,232	7,554,215	99,751	69	0.99931	0.00069	75.731
1月	8,305	7,547,983	99,682	44	0.99956	0.00044	75.721
2	8,302	7,539,678	99,638	29	0.99971	0.00029	75.671
3	24,894	7,531,376	99,609	69	0.99931	0.00069	75.609
6	49,885	7,506,482	99,540	75	0.99925	0.00075	75.412
0年	99,699	7,556,296	100,000	535	0.99465	0.00535	75.563
1	99,424	7,456,597	99,465	80	0.99920	0.00080	74.967
2	99,357	7,357,173	99,386	55	0.99944	0.00056	74.026
3	99,310	7,257,815	99,330	41	0.99959	0.00041	73.068
4	99,273	7,158,506	99,290	32	0.99967	0.00033	72.097
5	99,243	7,059,232	99,257	29	0.99971	0.00029	71.120
6	99,216	6,959,989	99,229	26	0.99973	0.00027	70.141
7	99,191	6,860,774	99,203	23	0.99977	0.00023	69.159
8	99,170	6,761,583	99,180	19	0.99981	0.00019	68.175
9	99,153	6,662,413	99,161	16	0.99984	0.00016	67.188
10	99,137	6,563,260	99,145	15	0.99985	0.00015	66.199
11	99,122	6,464,123	99,130	16	0.99984	0.00016	65.209
12	99,106	6,365,001	99,114	17	0.99983	0.00017	64.219
13	99,088	6,265,895	99,097	18	0.99982	0.00018	63.230
14	99,068	6,166,807	99,079	24	0.99976	0.00024	62.241
15	99,038	6,067,739	99,055	35	0.99964	0.00036	61.256
16	98,994	5,968,701	99,020	52	0.99947	0.00053	60.278
17	98,933	5,869,706	98,967	69	0.99930	0.00070	59.309
18	98,859	5,770,773	98,899	80	0.99919	0.00081	58.350
19	98,777	5,671,914	98,819	83	0.99916	0.00084	57.397
20	98,694	5,573,137	98,735	82	0.99917	0.00083	56.445
21	98,613	5,474,443	98,653	80	0.99919	0.00081	55.492
22	98,535	5,375,830	98,573	76	0.99922	0.00078	54.536
23	98,460	5,277,295	98,497	73	0.99926	0.00074	53.578
24	98,388	5,178,834	98,424	72	0.99927	0.00073	52.618
25	98,315	5,080,447	98,351	73	0.99926	0.00074	51.656
26	98,241	4,982,132	98,278	75	0.99923	0.00077	50.694
27	98,164	4,883,891	98,203	77	0.99921	0.00079	49.733
28	98,087	4,785,727	98,126	77	0.99921	0.00079	48.771
29	98,010	4,687,640	98,048	76	0.99922	0.00078	47.809

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(1) 男(つづき) Male

第41回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $dx$	生 存 率 $px$	死 亡 率 $qx$	平 均 余 命 $e_x$
	$Lx$	$Tx$					
30	97,934	4,589,629	97,972	76	0.99922	0.00078	46.846
31	97,857	4,491,695	97,896	78	0.99920	0.00080	45.882
32	97,776	4,393,838	97,818	83	0.99915	0.00085	44.919
33	97,691	4,296,062	97,735	88	0.99910	0.00090	43.956
34	97,600	4,198,371	97,647	94	0.99904	0.00096	42.995
35	97,503	4,100,771	97,553	101	0.99897	0.00103	42.036
36	97,398	4,003,268	97,452	109	0.99888	0.00112	41.079
37	97,284	3,905,870	97,343	119	0.99878	0.00122	40.125
38	97,158	3,808,587	97,223	132	0.99865	0.00135	39.174
39	97,019	3,711,429	97,092	146	0.99849	0.00151	38.226
40	96,865	3,614,409	96,945	163	0.99832	0.00168	37.283
41	96,694	3,517,545	96,783	179	0.99815	0.00185	36.345
42	96,507	3,420,851	96,604	196	0.99797	0.00203	35.411
43	96,302	3,324,344	96,408	214	0.99778	0.00222	34.482
44	96,078	3,228,043	96,194	235	0.99756	0.00244	33.558
45	95,831	3,131,965	95,959	258	0.99731	0.00269	32.638
46	95,560	3,036,134	95,701	284	0.99703	0.00297	31.725
47	95,263	2,940,574	95,417	310	0.99675	0.00325	30.818
48	94,938	2,845,310	95,107	340	0.99642	0.00358	29.917
49	94,581	2,750,372	94,767	374	0.99605	0.00395	29.023
50	94,186	2,655,791	94,392	416	0.99560	0.00440	28.136
51	93,746	2,561,605	93,976	465	0.99505	0.00495	27.258
52	93,252	2,467,858	93,511	525	0.99439	0.00561	26.391
53	92,694	2,374,607	92,986	591	0.99364	0.00636	25.537
54	92,069	2,281,913	92,395	657	0.99289	0.00711	24.697
55	91,382	2,189,844	91,738	717	0.99218	0.00782	23.871
56	90,639	2,098,462	91,021	769	0.99155	0.00845	23.055
57	89,846	2,007,824	90,252	817	0.99095	0.00905	22.247
58	89,005	1,917,978	89,435	865	0.99033	0.00967	21.445
59	88,116	1,828,973	88,571	914	0.98968	0.01032	20.650
60	87,175	1,740,857	87,657	968	0.98896	0.01104	19.860
61	86,176	1,653,682	86,689	1,032	0.98810	0.01190	19.076
62	85,107	1,567,506	85,657	1,107	0.98707	0.01293	18.300
63	83,955	1,482,400	84,549	1,196	0.98585	0.01415	17.533
64	82,716	1,398,445	83,353	1,282	0.98462	0.01538	16.777

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(1) 男(つづき) Male

第41回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生存数 $l_x$	死亡数 $dx$	生存率 $px$	死亡率 $qx$	平均余命 $e_x$
	$Lx$	$Tx$					
65	81,389	1,315,729	82,072	1,373	0.98327	0.01673	16.031
66	79,965	1,234,339	80,699	1,476	0.98170	0.01830	15.296
67	78,431	1,154,374	79,222	1,594	0.97988	0.02012	14.571
68	76,769	1,075,943	77,628	1,729	0.97773	0.02227	13.860
69	74,969	999,174	75,899	1,871	0.97535	0.02465	13.165
70	73,027	924,204	74,028	2,014	0.97279	0.02721	12.485
71	70,937	851,178	72,013	2,166	0.96992	0.03008	11.820
72	68,689	780,240	69,847	2,331	0.96662	0.03338	11.171
73	66,265	711,551	67,516	2,518	0.96271	0.03729	10.539
74	63,652	645,287	64,998	2,710	0.95831	0.04169	9.928
75	60,841	581,635	62,288	2,912	0.95325	0.04675	9.338
76	57,821	520,794	59,376	3,129	0.94731	0.05269	8.771
77	54,586	462,973	56,248	3,340	0.94062	0.05938	8.231
78	51,146	408,387	52,908	3,536	0.93317	0.06683	7.719
79	47,533	357,240	49,372	3,687	0.92532	0.07468	7.236
80	43,792	309,707	45,685	3,791	0.91702	0.08298	6.779
81	39,970	265,915	41,894	3,848	0.90815	0.09185	6.347
82	36,125	225,945	38,046	3,838	0.89912	0.10088	5.939
83	32,310	189,820	34,208	3,788	0.88927	0.11073	5.549
84	28,567	157,510	30,420	3,695	0.87853	0.12147	5.178
85	24,938	128,943	26,725	3,559	0.86683	0.13317	4.825
86	21,467	104,004	23,166	3,380	0.85409	0.14591	4.489
87	18,195	82,537	19,786	3,162	0.84021	0.15979	4.172
88	15,159	64,343	16,624	2,907	0.82512	0.17488	3.870
89	12,393	49,184	13,717	2,624	0.80872	0.19128	3.586
90	9,920	36,791	11,093	2,320	0.79089	0.20911	3.316
91	7,758	26,871	8,774	2,005	0.77153	0.22847	3.063
92	5,912	19,112	6,769	1,689	0.75051	0.24949	2.824
93	4,377	13,201	5,080	1,383	0.72771	0.27229	2.598
94	3,137	8,824	3,697	1,098	0.70300	0.29700	2.387
95	2,169	5,687	2,599	842	0.67622	0.32378	2.188
96	1,440	3,518	1,757	620	0.64721	0.35279	2.002
97	913	2,078	1,137	437	0.61582	0.38418	1.827
98	550	1,165	700	293	0.58185	0.41815	1.663
99	312	615	408	185	0.54513	0.45487	1.510
100+	304	304	222	222	0.00000	1.00000	1.366

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(2) 女 Female

第41回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生存数 $l_x$	死亡数 $dx$	生存率 $px$	死亡率 $qx$	平均余命 $e_x$
	$Lx$	$Tx$					
0日	2,081	8,134,933	100,000	203	0.99797	0.00203	81.349
7	6,235	8,132,851	99,797	59	0.99941	0.00059	81.494
1月	8,310	8,126,616	99,738	43	0.99957	0.00043	81.479
2	8,307	8,118,306	99,696	24	0.99976	0.00024	81.431
3	24,911	8,109,999	99,672	54	0.99946	0.00054	81.367
6	49,904	8,085,088	99,618	65	0.99935	0.00065	81.161
0年	99,749	8,134,933	100,000	448	0.99552	0.00448	81.349
1	99,518	8,035,184	99,552	67	0.99933	0.00067	80.713
2	99,464	7,935,666	99,486	42	0.99958	0.00042	79.767
3	99,430	7,836,202	99,444	27	0.99973	0.00027	78.800
4	99,407	7,736,772	99,417	20	0.99980	0.00020	77.822
5	99,388	7,637,365	99,397	17	0.99983	0.00017	76.837
6	99,371	7,537,977	99,380	17	0.99983	0.00017	75.850
7	99,355	7,438,606	99,363	15	0.99985	0.00015	74.863
8	99,341	7,339,251	99,348	13	0.99987	0.00013	73.874
9	99,329	7,239,910	99,334	11	0.99989	0.00011	72.884
10	99,318	7,140,581	99,323	10	0.99990	0.00010	71.892
11	99,308	7,041,263	99,313	10	0.99990	0.00010	70.900
12	99,298	6,941,955	99,303	11	0.99989	0.00011	69.907
13	99,286	6,842,657	99,292	12	0.99988	0.00012	68.914
14	99,273	6,743,371	99,280	14	0.99986	0.00014	67.923
15	99,258	6,644,098	99,266	17	0.99983	0.00017	66.932
16	99,239	6,544,840	99,249	20	0.99980	0.00020	65.944
17	99,218	6,445,601	99,229	23	0.99977	0.00023	64.957
18	99,193	6,346,384	99,206	26	0.99973	0.00027	63.972
19	99,165	6,247,190	99,180	29	0.99970	0.00030	62.989
20	99,135	6,148,025	99,151	31	0.99969	0.00031	62.007
21	99,103	6,048,890	99,119	32	0.99968	0.00032	61.026
22	99,072	5,949,787	99,088	32	0.99968	0.00032	60.046
23	99,040	5,850,715	99,056	32	0.99967	0.00033	59.065
24	99,007	5,751,676	99,023	33	0.99967	0.00033	58.084
25	98,974	5,652,668	98,991	34	0.99966	0.00034	57.103
26	98,939	5,553,695	98,957	35	0.99965	0.00035	56.122
27	98,904	5,454,756	98,922	36	0.99963	0.00037	55.142
28	98,867	5,355,852	98,886	37	0.99962	0.00038	54.162
29	98,829	5,256,985	98,848	39	0.99961	0.00039	53.182



第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(2) 女(つづき) Female

第41回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生存数 $l_x$	死亡数 $dx$	生存率 $p_x$	死亡率 $q_x$	平均余命 $e_x$
	$L_x$	$T_x$					
30	98,789	5,158,156	98,809	41	0.99959	0.00041	52.203
31	98,747	5,059,367	98,769	43	0.99956	0.00044	51.224
32	98,703	4,960,620	98,726	47	0.99953	0.00047	50.246
33	98,654	4,861,917	98,679	51	0.99948	0.00052	49.270
34	98,601	4,763,263	98,628	55	0.99944	0.00056	48.295
35	98,544	4,664,663	98,573	59	0.99940	0.00060	47.322
36	98,482	4,566,119	98,514	63	0.99936	0.00064	46.350
37	98,417	4,467,637	98,451	68	0.99931	0.00069	45.379
38	98,346	4,369,220	98,383	75	0.99924	0.00076	44.410
39	98,267	4,270,874	98,308	83	0.99916	0.00084	43.444
40	98,180	4,172,607	98,225	92	0.99906	0.00094	42.480
41	98,083	4,074,428	98,133	102	0.99896	0.00104	41.519
42	97,976	3,976,345	98,031	112	0.99886	0.00114	40.562
43	97,858	3,878,370	97,919	122	0.99875	0.00125	39.608
44	97,732	3,780,511	97,797	131	0.99866	0.00134	38.657
45	97,595	3,682,779	97,666	142	0.99855	0.00145	37.708
46	97,447	3,585,184	97,524	154	0.99842	0.00158	36.762
47	97,286	3,487,737	97,370	168	0.99828	0.00172	35.820
48	97,111	3,390,451	97,202	183	0.99812	0.00188	34.881
49	96,920	3,293,340	97,019	199	0.99795	0.00205	33.945
50	96,712	3,196,421	96,820	216	0.99777	0.00223	33.014
51	96,486	3,099,708	96,603	235	0.99756	0.00244	32.087
52	96,240	3,003,222	96,368	257	0.99733	0.00267	31.164
53	95,971	2,906,982	96,110	280	0.99708	0.00292	30.246
54	95,680	2,811,011	95,830	302	0.99685	0.00315	29.333
55	95,367	2,715,330	95,528	326	0.99659	0.00341	28.424
56	95,029	2,619,964	95,203	351	0.99632	0.00368	27.520
57	94,665	2,524,935	94,852	377	0.99603	0.00397	26.620
58	94,274	2,430,270	94,475	405	0.99571	0.00429	25.724
59	93,853	2,335,996	94,070	437	0.99536	0.00464	24.832
60	93,399	2,242,143	93,634	472	0.99495	0.00505	23.946
61	92,905	2,148,743	93,161	516	0.99446	0.00554	23.065
62	92,365	2,055,838	92,645	566	0.99389	0.00611	22.190
63	91,770	1,963,473	92,079	622	0.99325	0.00675	21.324
64	91,123	1,871,703	91,457	674	0.99263	0.00737	20.465

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(2) 女(つづき) Female

第41回簡速静止人口表

年 齢 $x$	静 止 人 口		生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	生 存 率 $px$	死 亡 率 $qx$	平 均 余 命 $e_x$
	$Lx$	$Tx$					
65	90,420	1,780,580	90,783	732	0.99194	0.00806	19.614
66	89,652	1,690,160	90,051	807	0.99104	0.00896	18.769
67	88,800	1,600,508	89,245	898	0.98993	0.01007	17.934
68	87,851	1,511,708	88,346	999	0.98869	0.01131	17.111
69	86,799	1,423,857	87,347	1,106	0.98734	0.01266	16.301
70	85,638	1,337,058	86,242	1,217	0.98589	0.01411	15.504
71	84,361	1,251,420	85,025	1,339	0.98425	0.01575	14.718
72	82,954	1,167,058	83,686	1,477	0.98235	0.01765	13.946
73	81,398	1,084,104	82,209	1,637	0.98009	0.01991	13.187
74	79,671	1,002,705	80,572	1,819	0.97743	0.02257	12.445
75	77,751	923,034	78,753	2,025	0.97428	0.02572	11.721
76	75,603	845,283	76,728	2,273	0.97037	0.02963	11.017
77	73,195	769,681	74,455	2,544	0.96583	0.03417	10.338
78	70,507	696,486	71,910	2,830	0.96065	0.03935	9.685
79	67,540	625,979	69,080	3,104	0.95507	0.04493	9.062
80	64,302	558,439	65,976	3,373	0.94887	0.05113	8.464
81	60,786	494,138	62,603	3,656	0.94161	0.05839	7.893
82	57,006	433,352	58,948	3,902	0.93381	0.06619	7.351
83	52,993	376,347	55,046	4,120	0.92516	0.07484	6.837
84	48,782	323,353	50,926	4,298	0.91560	0.08440	6.349
85	44,417	274,571	46,628	4,427	0.90506	0.09494	5.889
86	39,953	230,154	42,201	4,496	0.89346	0.10654	5.454
87	35,454	190,201	37,705	4,497	0.88074	0.11926	5.044
88	30,990	154,747	33,208	4,423	0.86680	0.13320	4.660
89	26,639	123,757	28,785	4,272	0.85159	0.14842	4.299
90	22,478	97,118	24,513	4,045	0.83500	0.16500	3.962
91	18,580	74,640	20,468	3,746	0.81697	0.18303	3.647
92	15,011	56,059	16,722	3,388	0.79740	0.20260	3.352
93	11,824	41,048	13,334	2,984	0.77622	0.22378	3.078
94	9,056	29,224	10,350	2,553	0.75334	0.24666	2.824
95	6,722	20,169	7,797	2,116	0.72867	0.27133	2.587
96	4,819	13,447	5,682	1,692	0.70212	0.29788	2.367
97	3,324	8,628	3,989	1,302	0.67361	0.32639	2.163
98	2,196	5,304	2,687	959	0.64306	0.35694	1.974
99	1,382	3,108	1,728	673	0.61037	0.38963	1.799
100+	1,726	1,726	1,055	1,055	0.00000	1.00000	1.637

# 全国人口の再生産に関する主要指標：1987年

## はじめに

わが国の全国人口についての再生産に関する主要指標を、1987年1月から12月までの出生・死亡統計（確定数）、1987年10月1日現在の日本人人口の推計結果および第41回簡速静止人口表の数値に基づいて算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女子の人口再生産率ならびに女子の安定人口の諸指標である。各指標の定義については、研究資料第243号（1986年12月刊）を参照されたい。

## 主要結果

1987年の出生数は1,346,658、死亡数は751,172である。出生数は、1974年以降減少傾向の継続として1961年のヒノエウマの136万1千からさらに1万4千あまり少なく、20世紀に入ってから日本が経験するもっとも少ない出生数である。死亡数は、1983年以降の漸増傾向が1986年は一時止まったが、1987年は前年よりわずかの増加を示している。

普通出生率は11.08%、普通死亡率は6.18%、自然増加率は4.90%で、普通出生率と自然増加率は戦後最低の水準を記録した。1986年に比べ普通出生率は0.40ポイント、自然増加率は0.32ポイントの低下であった。

標準化人口動態率をみると、出生率は再び低下して11.95%となった。死亡率は低下を継続して2.88%、自然増加率は9.07%となった。

人口再生産率は、1981年から84年まで上昇傾向にあったが、出生率の低下を反映して低下している。1987年の合計特殊出生率は1.69となり、1986年より0.03低下した。また総再生産率は0.82、純再生産率は0.81と、それぞれ前年よりわずかに低下している。

最後に安定人口動態率をみると、標準化人口動態率と同様、増加率と出生率はともに低下し、死亡率は上昇した。その結果、安定人口平均世代間隔は28.60年となった。また、安定人口年齢構造の女子における65歳以上の人口割合は27.73%となっている。

（渡邊吉利・坂東里江子）

第1表 年次別標準化人口動態率：1925年～1987年（付 普通人口動態率）

Table 1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925 - 1987

年次 Year	標準化人口動態率 (%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数 Index of stand.v.r.(1930=100)			〔参考〕普通人口動態率 (%) Crude vital rates		
	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc.rate
1925	35.27	20.24	15.03	109.0	111.4	106.0	34.92	20.27	14.65
1930	32.35	18.17	14.18	100.0	100.0	100.0	32.35	18.17	14.18
1940	27.74	16.80	10.94	85.7	92.5	77.2	28.95	16.24	12.71
1947	30.87	15.40	15.47	95.4	84.8	109.1	34.54	14.68	19.86
1950	25.47	11.03	14.44	73.7	60.7	101.8	28.27	10.95	17.33
1955	16.88	7.70	9.18	52.2	42.4	64.7	19.52	7.82	11.70
1960	14.69	7.02	7.67	45.4	38.6	54.1	17.30	7.61	9.69
1965	15.74	5.99	9.75	48.7	33.0	68.8	18.67	7.17	11.50
1970	15.26	5.22	10.04	47.2	28.7	70.8	18.76	6.91	11.84
1975	14.32	4.25	10.07	44.3	23.4	71.0	17.09	6.31	10.78
1976	13.65	4.09	9.56	44.2	22.5	67.4	16.30	6.25	10.05
1977	13.31	3.88	9.43	41.1	21.4	66.5	15.46	6.08	9.38
1978	13.25	3.76	9.49	41.0	20.7	66.9	14.92	6.08	8.84
1979	13.07	3.60	9.47	40.4	19.8	66.8	14.23	5.97	8.25
1980	12.76	3.62	9.15	39.4	19.9	64.5	13.56	6.21	7.34
1981	12.55	3.48	9.07	38.8	19.2	64.0	13.05	6.15	6.90
1982	12.75	3.31	9.44	39.4	18.2	66.6	12.84	6.03	6.81
1983	12.95	3.31	9.63	40.0	18.2	67.9	12.70	6.23	6.47
1984	12.96	3.20	9.76	40.1	17.6	68.8	12.46	6.19	6.27
1985	12.53	3.06	9.47	38.7	16.8	66.7	11.90	6.25	5.65
1986	12.26	2.99	9.27	37.9	16.5	65.4	11.43	6.21	5.22
1987	11.95	2.88	9.07	36.9	15.9	64.0	11.08	6.18	4.90

1930年全国人口を標準人口に採り、Newsholme - Stevensonの任意標準人口標準化法の直接法による。総務庁統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1940年以前および1973年以降は沖縄県を含んでいる。

第2表 年次別女子の人口再生産率：1925年～1987年

Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925 - 1987

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総再生産 率 GRR (2)	純再生産 率 NRR (3)	再生産 残存率 (3) / (2) (4)	静止粗再 生産率 (1) / (3) (5)	(1) - (5) (6)	1930年を基準とした指数 Index of rep. rates (1930=100)		
							合計特殊 出生率 TFR	総再生産 率 GRR	純再生 産率 NRR
1925	5.11	2.51	1.56	0.62	3.28	1.83	108.5	109.1	102.6
1930	4.71	2.30	1.52	0.66	3.10	1.61	100.0	100.0	100.0
1940	4.11	2.01	1.44	0.72	2.85	1.26	87.3	87.3	94.7
1947	4.54	2.21	1.72	0.78	2.65	1.90	96.4	96.1	113.2
1950	3.65	1.77	1.51	0.85	2.22	1.23	77.5	77.0	99.3
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.44	0.13	50.3	50.0	69.7
1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.17	42.5	42.2	60.5
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.02	45.4	45.2	66.4
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.2	44.8	65.8
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.16	40.6	40.4	59.9
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.3	39.1	57.9
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.2	37.8	56.6
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.31	38.0	37.8	56.6
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.6	37.4	55.6
1980	1.75	0.85	0.84	0.99	2.09	-0.34	37.1	36.9	54.9
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	36.9	36.8	54.8
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.6	37.4	55.9
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.2	38.3	56.6
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.4	38.3	57.2
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.07	-0.31	37.3	37.4	55.9
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.6	36.4	54.4
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.9	35.8	53.4

注：国勢調査人口およびそれに基づく推計人口，人口動態統計による出生数ならびに生命表の生残数（ $L(x)$ ）によって算出。率算出の基礎人口は，1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を，1947年以降は日本人人口を用いている。なお，1940年以前および1973年以降は沖縄県を含む。

第3表 年次別女子の安定人口動態率，平均世代間隔および年齢構造係数：1925年～1987年  
(付 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Populations for Female: 1925 - 1987

年次 Year	安定人口動態率 (‰) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間 隔 Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数			〔参考〕実際人口年齢構造係数		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		Age composition of stable population (%)			Age composition of actual population (%)		
					0 - 14	15 - 64	65 +	0 - 14	15 - 64	65 +
1925	15.19	32.95	20.76	29.24	37.57	57.77	4.66	36.54	57.73	5.73
1930	14.19	32.87	18.68	29.56	35.79	58.83	5.38	36.45	58.11	5.44
1940	11.99	29.60	16.61	30.22	33.59	60.36	6.05	35.71	58.84	5.45
1947	18.09	32.12	14.03	29.89	36.34	58.42	5.24	34.04	60.50	5.47
1950	14.12	25.30	11.18	29.23	32.07	60.87	7.07	34.11	60.24	5.65
1955	1.95	15.86	13.91	28.77	22.23	64.15	13.62	32.10	61.89	6.02
1960	- 2.95	12.72	15.67	27.86	18.81	64.63	16.57	28.82	64.80	6.39
1965	0.30	13.80	13.50	27.68	20.23	63.72	16.05	24.64	68.43	6.93
1970	0.16	13.42	13.26	27.73	19.80	63.06	17.14	22.94	69.26	7.80
1975	- 3.51	11.25	14.76	27.47	17.12	61.92	20.95	23.35	67.79	8.86
1976	- 4.57	10.67	15.24	27.50	16.39	61.48	22.13	23.30	67.56	9.14
1977	- 5.51	10.17	15.68	27.60	15.74	61.00	23.25	23.22	67.35	9.44
1978	- 5.64	10.03	15.68	27.67	15.55	60.61	23.84	23.06	67.20	9.74
1979	- 6.09	9.84	15.93	27.73	15.31	60.60	24.09	22.82	67.10	10.07
1980	- 6.48	9.61	16.08	27.79	15.00	60.23	24.77	22.52	67.11	10.37
1981	- 6.53	9.54	16.07	27.88	14.91	60.00	25.09	22.43	66.89	10.68
1982	- 5.84	9.77	15.60	27.98	15.19	59.79	25.02	21.99	67.03	10.98
1983	- 5.22	10.01	15.23	28.06	15.49	59.78	24.72	21.57	67.16	11.27
1984	- 4.94	10.06	14.99	28.17	15.54	59.47	24.99	21.11	67.37	11.52
1985	- 5.84	9.64	15.47	28.32	15.00	59.18	25.81	20.61	67.38	12.01
1986	- 6.68	9.18	15.86	28.45	14.39	58.40	27.22	20.04	67.60	12.36
1987	- 7.27	8.92	16.19	28.60	14.05	58.22	27.73	19.40	67.77	12.83

第4表 女子の安定人口増加率，出生率および死亡率ならびに平均世代間隔

Table 4. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of Stable Population for Female: 1987

指 標	1987年	1986年	差
安定人口増加率 $r$	- 0.00727	- 0.00668	- 0.00059
安定人口出生率 $b$	0.00892	0.00918	- 0.00026
安定人口死亡率 $d$	0.01619	0.01586	0.00033
安定人口平均世代間隔 $\bar{T}$	28.60126	28.45470	0.14656
静止人口平均年齢 $u$	41.84122	41.83741	0.00381
静止人口平均世代間隔 $a$	28.54377	28.40237	0.14140

第5表 女子の年齢（各歳・5歳階級）別人口、出生数、出生率および生残数ならびに人口再生産率：1987年

Table 5. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female: 1987

年 齢 $x$ (1)	女子人口 $P_F(x)$ (2)	出 生 数			年 齢 別 出 生 率		生 残 数 (静止人口) $L_F(x)$ (8)	期待女兒数 $(8) \times (7)$ 10万 (9)
		総 数 $B(x)$ (3)	男 $B_M(x)$ (4)	女 $B_F(x)$ (5)	出生率 $(3) / (2)$ (6)	女兒出生率 $(5) / (2)$ (7)		
15	982,920	109	62	47	0.00011	0.00005	99,258	0.00005
16	959,458	603	329	274	0.00063	0.00029	99,239	0.00028
17	928,832	1,976	1,054	922	0.00213	0.00099	99,218	0.00098
18	916,438	4,709	2,402	2,307	0.00514	0.00252	99,193	0.00250
19	895,165	10,161	5,227	4,934	0.01135	0.00551	99,165	0.00547
20	901,628	16,149	8,367	7,782	0.01791	0.00863	99,135	0.00856
21	703,010	24,729	12,618	12,110	0.03518	0.01723	99,103	0.01707
22	870,821	40,888	21,064	19,824	0.04695	0.02277	99,072	0.02255
23	810,798	58,838	30,375	28,462	0.07257	0.03510	99,040	0.03477
24	788,127	84,500	43,661	40,840	0.10722	0.05182	99,007	0.05130
25	764,896	107,050	55,001	52,049	0.13995	0.06805	98,974	0.06735
26	755,019	126,878	65,260	61,618	0.16805	0.08161	98,939	0.08075
27	763,084	137,045	70,493	66,552	0.17959	0.08721	98,904	0.08626
28	780,081	139,971	71,914	68,057	0.17943	0.08724	98,867	0.08626
29	763,127	123,513	63,242	60,271	0.16185	0.07898	98,829	0.07805
30	743,013	106,074	54,330	51,744	0.14276	0.06964	98,789	0.06880
31	785,149	89,550	46,267	43,284	0.11406	0.05513	98,747	0.05444
32	818,060	71,465	36,522	34,943	0.08736	0.04271	98,703	0.04216
33	820,648	55,115	28,326	26,789	0.06716	0.03264	98,654	0.03220
34	881,296	42,643	21,855	20,788	0.04839	0.02359	98,601	0.02326
35	934,893	32,149	16,589	15,560	0.03439	0.01664	98,544	0.01640
36	998,891	24,606	12,637	11,968	0.02463	0.01198	98,482	0.01180
37	1,079,733	17,730	9,139	8,591	0.01642	0.00796	98,417	0.00783
38	1,189,490	12,816	6,534	6,282	0.01077	0.00528	98,346	0.00519
39	1,187,159	8,477	4,474	4,003	0.00714	0.00337	98,267	0.00331
40	1,131,856	4,470	2,311	2,159	0.00395	0.00191	98,180	0.00187
41	712,005	1,875	953	922	0.00263	0.00129	98,083	0.00127
42	777,146	1,172	611	561	0.00151	0.00072	97,976	0.00071
43	951,591	775	374	401	0.00081	0.00042	97,858	0.00041
44	926,354	390	192	198	0.00042	0.00021	97,732	0.00021
45	954,761	141	80	61	0.00015	0.00006	97,595	0.00006
46	936,893	61	24	37	0.00007	0.00004	97,447	0.00004
47	858,912	21	13	8	0.00002	0.00001	97,286	0.00001
48	751,894	5	2	3	0.00001	0.00000	97,111	0.00000
49	811,241	2	1	1	0.00000	0.00000	96,920	0.00000
合 計	30,834,389	1,346,658	692,304	654,354	1.69071	0.82162	3,447,681	0.81218
15-19	4,682,813	17,558	9,074	8,484	0.00375	0.00194	99,215	0.00192
20-24	4,074,384	225,104	116,085	109,019	0.05525	0.02849	99,071	0.02823
25-29	3,826,207	634,457	325,910	308,547	0.16582	0.08518	98,903	0.08424
30-34	4,048,166	364,848	187,300	177,548	0.09013	0.04627	98,699	0.04567
35-39	5,390,166	95,779	49,374	46,405	0.01777	0.00916	98,411	0.00901
40-44	4,498,952	8,682	4,441	4,241	0.00193	0.00099	97,966	0.00097
45-49	4,313,701	230	120	110	0.00005	0.00003	97,272	0.00003

本表の数値は、前掲第1～3表の各指標の1987年分算定に用いたものである。

女子人口は、総務庁統計局の推計による1987年10月1日現在の日本人人口。出生数は、厚生省大臣官房統計情報部の1987年人口動態統計。生残数は、人口問題研究所の第41回簡速静止人口表（1987年4月～88年3月）による $L_F(x)$ 。なお、本表の出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数については、15～49歳の既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

(6)欄の合計は合計特殊出生率、(7)欄の合計は総再生産率、(9)欄の合計は純生産率。

第6表 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：1987年

Table 6. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates by 5 year Age Groups and Sexes: 1987

年 齢 階 級 $x$	総 数 Both Sexes			男 Male			女 Female		
	人 口 $P(x)$	死亡数 $D(x)$	死亡率 $m(x)$	人 口 $P(x)$	死亡数 $D(x)$	死亡率 $m(x)$	人 口 $P(x)$	死亡数 $D(x)$	死亡率 $m(x)$
総 数 Total	121,534,601	751,172	0.00618	59,723,277	408,094	0.00683	61,811,324	343,078	0.00555
0 - 4	7,118,861	9,384	0.00132	3,648,925	5,316	0.00146	3,469,936	4,068	0.00117
5 - 9	7,917,550	1,533	0.00019	4,057,401	950	0.00023	3,860,149	583	0.00015
10 - 14	9,565,454	1,447	0.00015	4,902,208	907	0.00019	4,663,246	540	0.00012
15 - 19	9,616,093	4,203	0.00044	4,933,280	3,162	0.00064	4,682,813	1,041	0.00022
20 - 24	8,308,319	4,504	0.00054	4,233,935	3,182	0.00075	4,074,384	1,322	0.00032
25 - 29	7,737,757	4,558	0.00059	3,911,550	3,102	0.00079	3,826,207	1,456	0.00038
30 - 34	8,166,763	5,697	0.00070	4,118,597	3,710	0.00090	4,048,166	1,986	0.00049
35 - 39	10,833,674	11,043	0.00102	5,443,508	7,076	0.00130	5,390,166	3,967	0.00074
40 - 44	8,996,536	14,138	0.00157	4,497,584	9,076	0.00202	4,498,952	5,062	0.00113
45 - 49	8,577,085	21,431	0.00250	4,263,384	14,002	0.00328	4,313,701	7,429	0.00172
50 - 54	8,110,670	33,829	0.00417	4,012,977	22,874	0.00570	4,097,693	10,956	0.00267
55 - 59	7,307,152	46,637	0.00638	3,580,468	32,033	0.00895	3,726,684	14,603	0.00392
60 - 64	6,009,924	54,890	0.00913	2,778,086	35,328	0.01272	3,231,838	19,562	0.00605
65 - 69	4,403,092	62,154	0.01412	1,830,037	36,695	0.02005	2,573,055	25,459	0.00989
70 - 74	3,653,688	89,965	0.02462	1,529,841	52,036	0.03401	2,123,847	37,929	0.01786
75 - 79	2,740,316	121,252	0.04425	1,099,703	65,481	0.05954	1,640,613	55,770	0.03399
80+	2,471,667	264,508	0.10702	881,793	113,165	0.12833	1,589,874	151,343	0.09519

本表の数値は、前掲第1表の標準化死亡率の1987年分算定に用いたものである。

人口は、総務庁統計局の推計による1987年10月1日現在の日本人人口、死亡数は、厚生省大臣官房統計情報部の1987年人口動態統計による。なお、本表の死亡数は、年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

第7表 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：1987年

Table 7. Age Composition of Stable Population for Female: 1987

年 齢 $x$	構造係数 $C_F(x)$	年 齢 $x$	構造係数 $C_F(x)$	年 齢 $x$	構造係数 $C_F(x)$	年 齢 $x$	構造係数 $C_F(x)$	年 齢 $x$	構造係数 $C_F(x)$
0	0.893	25	1.063	50	1.245	75	1.201	0 - 4	4.519
1	0.897	26	1.070	51	1.252	76	1.176	5 - 9	4.679
2	0.903	27	1.077	52	1.258	77	1.147	10 - 14	4.850
3	0.910	28	1.085	53	1.263	78	1.113	15 - 19	5.025
4	0.916	29	1.092	54	1.269	79	1.074	20 - 24	5.204
5	0.923	30	1.100	55	1.274	80	1.030	25 - 29	5.387
6	0.929	31	1.108	56	1.278	81	0.981	30 - 34	5.575
7	0.936	32	1.115	57	1.283	82	0.926	35 - 39	5.765
8	0.943	33	1.123	58	1.287	83	0.868	40 - 44	5.952
9	0.949	34	1.130	59	1.290	84	0.804	45 - 49	6.128
10	0.956	35	1.138	60	1.294	85	0.738	50 - 54	6.286
11	0.963	36	1.145	61	1.296	86	0.669	55 - 59	6.412
12	0.970	37	1.153	62	1.298	87	0.598	60 - 64	6.486
13	0.977	38	1.161	63	1.299	88	0.526	65 - 69	6.463
14	0.984	39	1.168	64	1.299	89	0.456	70 - 74	6.256
15	0.991	40	1.176	65	1.299	90	0.387	75 - 79	5.711
16	0.998	41	1.183	66	1.297	91	0.322	80 - 84	4.609
17	1.005	42	1.190	67	1.294	92	0.262	85 - 89	2.986
18	1.012	43	1.198	68	1.290	93	0.208	90 - 94	1.341
19	1.019	44	1.205	69	1.283	94	0.161	95 - 99	0.333
20	1.026	45	1.212	70	1.276	95	0.120	100 +	0.032
21	1.034	46	1.219	71	1.266	96	0.087	0 - 14	14.049
22	1.041	47	1.226	72	1.254	97	0.060	15 - 64	58.221
23	1.048	48	1.233	73	1.239	98	0.040	65 +	27.730
24	1.055	49	1.239	74	1.222	99	0.025	合 計	100.000



# 雑 報

## 人 事 の 異 動

＜発令年月日＞	＜異 動 事 項＞	＜所属・官職・氏名＞
昭63. 10. 1	庶務課庶務係主任	庶務課庶務係 厚生事務官 及 川 恵美子
昭63. 10. 17	国立小児病院医事算定係	庶務課庶務係 厚生事務官 大 川 成 樹

## 定例研究報告会の開催

(昭和63年10月～12月)

＜回＞	＜年月日＞	＜報 告 題 目＞	＜報告者＞
14	昭63. 10. 19	現代日本人女子の妊娠出生タイミングに関する Proportional Hazards Model 分析	大谷 憲司技官
	”	子供の性別が出生に与える影響について	坂井 博通技官
15	昭63. 11. 2	家族類型別世帯の比較	山本千鶴子技官
16	昭63. 11. 9	世界における人口高齢化の状況, 要因, インプリケーション	河野 稠果技官
17	昭63. 12. 7	低出生力化は核家族化を促進するか?	廣嶋 清志技官
18	昭63. 12. 14	女子の「結婚・出産退職後再就職コース」について	中野 英子技官
19	昭63. 12. 21	2時点間の世帯の変化	渡邊 吉利技官

## 資 料 の 刊 行

(昭和63年10月～12月)

＜資料題名(発行年月日)＞	＜担当者＞
「調査研究報告資料」	
○第9次産力調査(結婚と出産に関する全国調査)	
—第I報告書—日本人の結婚と出産(昭63. 11)	阿藤 誠技官 中野 英子技官 大谷 憲司技官 金子 隆一技官 三田 房美技官

## 日本人口学会関東部会第2回研究報告会

昨年発足した日本人口学会関東部会の第2回研究報告会が1988年11月12日(土)午後2～5時、明治大学大学会館6階会議室において兼清弘之運営委員長(明治大学)のお世話により開催された。岡田実理事の進行により開会され、濱英彦座長(成城大学)のもとで、以下の2つの報告が行われ、非会員を含む42名の出席者の活発な討論が行われた。

- |                              |               |
|------------------------------|---------------|
| 1. 人口の年齢構造と人口増加率の年齢分布        | 小林 和正(日本大学)   |
| 2. 最近の労働力状態間移動—粗フローデータによる分析— | 今井 英彦(流通経済大学) |
|                              | (廣嶋清志記)       |

## 国際人口学会・仙台市・エイジング総合研究センター共催セミナー “The Family, the Market and the State” (追補)

上記のセミナーについてその一部はすでに前号にて報告されているところであるが、この仙台セミナーは国際人口学会と仙台市だけでなくエイジング総合研究センター（理事長：安孫子藤吉氏）も含めた三者の共催によるものであった点が明確でなかったため、その旨ここに追補しておきたい。セミナーの開催にあたり、opening session において、仙台市長 石井享氏の開会の辞、国際人口学会理事として河野稠果厚生省人口問題研究所長の開会の挨拶に続いて、エイジング総合研究センター専務理事 島村史郎氏の挨拶が行われた。

(河野稠果記)

## 国際人口学会・総合研究開発機構共催「家族変動の理論に関するセミナー」

先般1988年11月29日から12月2日まで東京都港区虎ノ門の虎ノ門パストラルで国際人口学会（I U S S P）・総合研究開発機構（N I R A）共催「家族変動の理論に関するセミナー」が開催された。このセミナーは原名が Seminar on Theories of Family Change と題するもので、国際人口学会家族人口学・ライフサイクル委員会（原名：I U S S P Committee on Family Demography and Life Cycle, 委員長：Elza Berquo 博士）が組織した今期1985—1989年の第3回のもので、1987年1月のホノルル、1987年10月のフランスの Vaucresson につぐ第3回目のものである。ホノルルのセミナーは途上国の家族の形態と構造を問題とし、Vaucresson が先進国のそれを取り扱ったが、今回の東京セミナーはグローバルな視点からの総合的理論開発を求めてということになる。

今回のセミナーは二つの部分から成る。一つはセミナープロパーであり、11月29日午後から12月2日午前中行われたものであって、もう一つの部は12月2日午後開催された「21世紀の家族を考える」と題して行われた一般シンポジウムである。これらのプログラムを簡単に述べれば次のとおりである。

- |          |                                                 |
|----------|-------------------------------------------------|
| セッション 1. | Opening Session                                 |
| セッション 2. | Theories of Family Change Revisited             |
| セッション 3. | Cross-Disciplinary Perceptions of Family Change |
| セッション 4. | Cross-Cultural Perceptions of Family Change I   |
| セッション 5. | Cross-Cultural Perceptions of Family Change II  |
| セッション 6. | Overviews and General Discussions               |
| 公開シンポジウム | Contemplating the Family in the 21st Century    |

出席者はセミナープロパーは37名で、国際人口学会を代表して会長の William Brass 教授、家族人口学・ライフサイクル委員会を代表して委員長 Elza Berquo 教授が出席し、それぞれ挨拶を述べられた。また総合研究開発機構理事長の下河辺淳氏も開会の辞を述べられた。ほかの著名な出席者として、米国の Ronald Freedman 教授、Samuel H. Preston 教授、フィリピンの Mercedes B. Concepcion 教授、ケンブリッジ大学の Peter Laslett 教授、日本から森岡清美教授、鶴見和子教授がおられる。厚生省人口問題研究所からは河野稠果所長をはじめ、阿藤誠人口政策研究部長、廣嶋清志人口情報部長、伊藤達也世帯構造研究室長、花田恭人口統計学研修室長、そして小島宏主任研究官が出席し、ペーパーを提出した。なお、河野所長は上記のセッション4の議長と公開シンポジウムの議長を務めた。阿藤部長は“Changes in Family Patterns in Japan”という招待論文を、廣嶋部長は“Does Very Low Fertility Accelerated Nuclearization? : Kin Availability of Low Fertility Societies”との寄稿論文を提出した。また花田室長は伊藤室長、河野所長と共著で“The Future of the Japanese Families: A Micro-Simulation Study”という寄稿論文を、小島主任研究官は“Determinants of Perinuptial Parent-Child Co-residence in Japan”と題する寄稿論文をそれぞれセッション5で提出し、それぞれ好評を得た。

公開シンポジウムは日本側から総合研究開発機構理事 四柳修氏、鶴見和子上智大学教授、塩田長英明海大学教授、外国から Charlotte Höhn 西ドイツ連邦人口研究所長、Lincoln Day オーストラリア国立大学教授、そして Mercedes B. Concepcion 教授がパネリストとして参加した。

今回の東京セミナーは、これだけの著名な人口学者、家族関連学者が日本で集ったのは空前でありしかも絶後ではないかと思えるほどの豪華キャストであったが、家族変化の理論としてかつての核家族普遍説・収斂説は今や主導権を失い、家族は多様な変化過程の軌跡をとりつつあるものということができる。21世紀の家族は混沌としているが、しかしその小規模化、原子化の中において母と子の関係は決して消滅化することなく、ぎりぎりの小家族は残るであろうというのが最大公約数的結論であった。

(河野稔果記)

## 第1回 ESCAP 人口・社会開発委員会

ESCAP (アジア太平洋経済社会委員会) の第1回人口・社会開発委員会が昨年11月21日から25日にかけてタイのバンコックにおいて開催された。エスカップ加盟国ならびに準加盟国、合わせて21カ国の他に西独とスウェーデンがオブザーバーとして参加した。

その他に、国連人口基金 (UNFPA)、UNESCO、UNICEF、FAO、ILO、UNDPなど12の国際機関と7つの民間組織 (NGO) の代表が参加した。わが国からは本研究所の阿藤誠人口政策研究部長 (政府代表)、伊勢茂 (駐タイ日本大使館一等書記官)、鮫島信行 (同上) など計5名が参加した。

今回の委員会は、1987年の ESCAP 総会において委員会の統合決議が採択されたのをうけて、従来の人口委員会と社会開発委員会が統合されてからの初めての会議であった。会議はタイ国副首相 Mr. Bhichal Rattakul の開会の挨拶、ESCAP 事務局長 Mr. S.A.M.S. Kibria、UNFPA 代表 Mr. Joseph Van Arendonk の挨拶で始まった。ついで、議長に Ms. Flora C. Eufemio (フィリピン)、副議長に Mr. Kartomo Wirosohardjo (インドネシア)、Mr. V.S. Verma (インド)、ラポトゥールに Mr. Yang Guanqun (中国) が選出され、事務局案どおり採択された以下の議題に従って討議が続けられた。

### 議題 1. 開会式

#### 2. 役員選出

#### 3. 議題採択

#### 4. 域内諸国における人口および社会状況・政策・計画のレビュー

#### 5. 人口分野での緊急問題

##### (1) 国内及び地域開発計画のための人口データの利用

##### (2) 経済開発における都市化及び国内移動の役割

##### (3) アジア・太平洋 POPIN (人口情報ネットワーク) の強化と国内人口情報センターとネットワーク

##### (4) 地域コミュニティの参加：家族計画における自立に向けてのステップ

##### (5) 家族計画プログラムの評価：必要なデータと入手可能なデータのギャップ

##### (6) 第4回アジア・太平洋人口会議

#### 6. 社会開発の緊急問題

##### (1) 人づくり (human resource development) の枠内での統合社会開発と政策

##### (2) 婦人の地位向上のためのナイロビ将来戦略の地域レベルの実施

##### (3) 開発への参加のための青年トレーニング

##### (4) 開発における障害者の統合に関する地域的展望

##### (5) アジア・太平洋における高齢者に関するプログラムと戦略

##### (6) 薬物乱用防止、治療及びリハビリへのアプローチ

#### 7. 1990~91年計画の作業プログラムと優先順位、並びに1988~89年計画の変更

8. 委員会の付託事項
9. その他
10. 報告書の採択

今回の会議は人口と社会開発という、相互に密接に関連はするもののこれまでは別個に取り扱われ、しかも ESCAP の事務局も別個の部局からなる二つの分野を同時に議論したため、各国の代表団も両分野から出席している場合が多く、参加した国連機関、民間組織の種類も多様で盛況であったものの、個々の議題について十分な時間を割くことができなかつたことが残念であった。

筆者は5年前の第3回人口委員会に同じく政府代表として出席しているが、5年前と比べて大きく変化したと感じたのは、タイの人口、経済社会状況の変化、東南アジア、東アジア諸国の自信増大、米国、ソ連、中国の姿勢の変化である。会議の開かれたタイの近年の発展は目ざましいもので、人口分野でもタイの出生力転換が注目を集めている。また韓国を筆頭とする NIC's 諸国やそれを追うマレーシア、タイなどが5年前に比べて経済・社会開発とともに人口増加抑制にもますます自信を深めている姿は南アジア諸国の停滞振りとは対象的であった。また中国は5年前すでに強力な人口増加抑制策を採用しており、国際的にも開放政策をとり始めていたが、今回は代表団の一員がラポトゥールを勤めるなど国連機構内での積極的姿勢が印象的であった。さらにゴルバチョフ政権下のソ連代表団の姿勢は5年前とは一変し、硬直したイデオロギイ的発言が姿を消し、具体的、建設的発言に終始した。それに対して、5年前にはソ連代表団と激しく渡り合った米国は代表団がほとんど会議場に姿をみせず、何ら発言がなかった。米国における現政権下での人口問題への関心の低さが次期政権にもひき継がれるのか否か憂慮されるところである。

各国の country statement において各国の一般的人口状況、社会開発の状況が報告されたが、各国特有の問題がふれられていた点が興味深かった。例えば先進国のなかではオーストラリアは移民の状況と移民政策ならびに人口高齢化に伴う社会保障費増大の問題にふれ、ソ連は悪化が続いていた平均寿命が最近改善されつつあること、また出生政策のゆえか出生率が上昇傾向にあることなどを指摘した。発展途上諸国のなかでは、タイは最近の経済発展と出生力転換を踏まえて、発展に伴う環境悪化の問題にふれ、中国は今後ともベビーブーム世代が母親になる時期が続くため人口増加の抑制が難しい状況で「一人っ子政策」を継続する必要性を述べた。またマレーシアは、人口7千万を目標に出生率の人口置き換え水準達成時期を21世紀の後半にしていること、インドネシアは農村における家族計画の成果に加えて、人口過密のジャワ、バリから他地域への一大人口移動政策を続けていること、などが興味をひいた。

日本代表は country statement において、日本における高死亡率、高出生率から低死亡率、低出生率へのいわゆる人口転換の経験にふれ、たんに長期の経済発展と生活水準の向上のみでなく、社会開発が人口転換に大きな力となったことを指摘した。とくに19世紀末の義務教育制度の確立と高い就学率の達成が、死亡率低下、出生率の抑制の両面において新しい考え方と技術の浸透を容易にしたこと、戦後の民主化政策、例えば農地改革が多くの人々に生活向上意欲を植えつけ、家族計画の採用を助けたことを指摘し、各国の共感を呼んだ。さらに、同報告では、戦後の出生率急低下の結果と近年の出生率再低下および長寿化とが相まって日本は今後他に類をみない急速な高齢化に直面し、そのことが日本の経済と社会に甚大な影響を及ぼすことが述べられ、今日、高齢化が政府の重要な政策課題のひとつとなっていることが報告された。

人口分野における緊急問題としては6つのトピックが議論され、各国の状況が報告されたが、総じて開発計画のための人口情報の整備と利用の重要性、ESCAP における人口情報ネットワーク (POPIN) の意義、家族計画プログラムの経験についての情報交換の必要性などが強調された。日本代表はとくに「経済開発における都市化及び国内移動の役割」のテーマの下で、わが国の人口移動と地域人口分布の状況ならびに地域振興による過密、過疎の緩和政策について説明し、「家族計画プログラムの評価」のテーマの下で、戦後わが国の家族計画の状況と政策について説明した。

最後に、議題5-(6)において1992年開催予定の第4回アジア・太平洋人口会議の開催国について打診があったが、中国、韓国、インドネシアの三カ国から開催希望があり、今後の協議に委ねられることとなった。

(阿藤 誠)

## 先進国の人口推計国際セミナー

標記の人口推計に関する国際セミナーが、オランダのフルバークにあるオランダ統計局で1988年10月25日(火)から10月28日(金)まで4日間にわたって開催された。このセミナーはオランダ統計局、米国連邦センサス局、およびオランダ学際人口研究所、および国連ヨーロッパ経済委員会の4機関が共催したものである。会議にはアルファベット順で、オーストリア、ベルギー、ブルガリア、カナダ、チェコスロバキア、デンマーク、西ドイツ、フィンランド、フランス、ギリシア、ハンガリー、アイスランド、イタリア、日本、オランダ、ノルウェー、ポーランド、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリス、米国、ユーゴスラビアの24カ国の専門家、国連人口部の代表(堀内四郎博士)、国連ヨーロッパ経済委員会の代表、そしてIIASAから3人の専門家と、全部で49人のエキスパートが出席した。

日本からは厚生省人口問題研究所の河野稔所長が出席した。これは、米国連邦センサス局の特別の要請によるもので、一つのセッションの議長に就任する含みで招待されたものである。また河野が国連人口部で長く人口推計課長を勤めた経緯もある。欧米諸国からの、日本で有名な専門家の顔振れとして、オランダの Frans Willekens 教授、Nico Keilman 博士(学際人口研究所)、米国の John F. Long 博士(センサス局人口推計課長)、イギリスの John Ermisch 博士、カナダの M. V. George 博士(カナダ統計局人口推計課長)の出席があり、久闊を叙した。

本セミナーの目的は先進国で行われている人口推計の方法、その手続き、基本的枠組の情報を持ち寄り、先進国の人口推計のインベントリー、つまり現在のノウハウと枠組についての一覧表を作ることが狙いであった。同時に、その中から、第1に現在非常に困難な状況にある人口推計の技術を前進させる技術的突破口を見出すこと、第2に現在各国がかなりバラバラに行われている中、高、低位の仮定の幅のとり方、出生率の将来推計方法、平均寿命の将来推計方法、国際人口移動の推計方法、推計の施行の頻度、推計をどのくらい将来までにやるか等の課題について、何か codification や standardization を得たいということ、つまり、一種の画一化と標準化を得たいという要望の達成が目的となっている。

以下このセミナーのプログラムを紹介したい。

### 第1日 1988年10月25日(火) 人口推計総論

議長: R. Verhoef オランダ統計局人口統計部長

セッション 1. 開会式 4機関の代表者

セッション 2. 人口推計の方法総論とそのアウトプット 基調論文: オランダ統計局 H. Crujisen とオランダ学際人口研究所 N. Keilman 博士

セッション 3. 推計の正確性、モニタリング、評価 基調論文: 米国センサス局 John F. Long 博士

### 第2日 10月26日(水) 出生力分析と推計

議長: William Butz 米国センサス局人口担当次長(実際には John F. Long 氏が代理)

セッション 4. 出生率推計の人口学的方法 基調論文: オランダ統計局 J. de Beer 氏

セッション 5. 出生率推計の時系列法 基調論文: W. Bell 米国センサス局

セッション 6. 出生率推計の explanatory モデル 基調論文: John Ermisch 博士

セッション 7. 各国における将来出生率の仮定の比較 基調論文: ハンガリー国立人口研究所 K. Szabo 氏

### 第3日 10月27日(木) 死亡・移動の分析と推計

議長: 河野稔 厚生省人口問題研究所長

セッション 8. 死亡率推計の方法 基調論文: ノルウェー統計局 I. Texmon 女史と J. Gomez de Leon 氏

セッション 9. 各国死亡率推計の比較 基調論文: フィンランド統計局 H. Hamalainen 氏

セッション 10. 国際人口移動の推計方法 基調論文: カナダ統計局 M. V. George 博士

セッション 11. 各国国際人口移動推計の比較 基調論文: オランダ統計局 R. van der Erf 氏

第4日 10月28日(金) 総括と将来の協力

議長: John Kelly 国連ヨーロッパ経済委員会人口統計担当部長

セッション12. 人口推計技術の最前線 基調報告: F. Willekens 博士と John Long 博士

セッション13. 将来の協力と共同作業についてのコメントと示唆

以上の13のセッションを通じて感じたことを述べると、次のとおりである。

① 出生率の推計方法は最近非常に発達しており、特に Box と Jenkins が発展の糸口として開発した時系列法には多くの改良がみられる。しかし、いかんせんこの方法は機械的すぎる。もう一つの方法論的突破口は John Ermisch 等の出生力表とエコノメトリックスの方法を統合するものである。しかし現在行われている方法は、出生率が反騰したり反落したりする転換点を予測する技術に欠けているところである。今までの推計はこの転換点の予測に関して成功しているとは決して言い難い。そこで、いかに最新の出生力調査をいかに利用するかが鍵となっている。

② 死亡率の推計技術も、将来死亡率がどのくらいまでに低下するかの確固たる方法論的基盤がない。死因の分析を死亡率推計にいかにも利用できるかが鍵となっている。

③ 人口推計技術の最も発達しているのは米国であった。しかし、最近のオランダ統計局、学際人口研究所の人口推計に関する業績は目覚ましいものがある。地域推計、セクター推計の方法論の発展については、現在ライデン大学留学中の稲葉寿人口問題研究所員の感想によれば、オランダ人口学は日本のそれと比較し10年の長があるという。オランダ人口学、特に多相生命表の人口推計に対する応用技術をもっと学ぶ必要がある。

(河野稔果記)

### 多相人口学による測定・分析・予測に関する国際会議

表記の多次元人口学に関するワークショップが、去る1988年10月31日より5日間にわたり、オランダのユトレヒト市近郊の Zeist において、NIDI (The Netherlands Interuniversity Demographic Institute) とユトレヒト大学の共催により開催された。筆者は、今回のワークショップのオーガナイザーである F. J. Willekens 教授 (NIDI) の招きによってこれに参加する機会を得たので、若干その内容を報告しておきたいと思う。

今回のワークショップの目的は、多次元人口学および隣接領域におけるイノベーションをレビューし、様々な分野におけるその応用可能性を探ることであった。とりわけ、筆者としては Rogers と Willekens らによって開発された IIASA モデル以後の多次元人口推計手法の実用化の進展ぶりに深く印象づけられた。NIDI は改良された Rogers - Willekens モデル (MUDEA: Multiregional Demographic Analysis) によるオランダの州別人口推計を報告したが、理論のムダを省いた結果として、従来の IIASA モデルの地域数の上限11を大幅にこえる、44州の同時推計を実現していることはわが国の県別人口推計への適用可能性を考慮すれば、注目すべきことがらであろう。また Andrei Rogers はその基調報告の中で、パラメータ化された多次元人口推計手法を提案し、このパラメータを時系列解析によって予測するという新たな方向を示した。その他の方法論的に注目すべきこととしては、滞在時間効果などを明示的にとり入れて、heterogenous で、非 Markov 的な人口過程を扱うモデルや、多次元生命表作製の確率論的な基礎づけなどが提出されたことであろう。

ただ、多次元人口学の医学的領域への応用として予定されていた2つの講演 (Ken Manton, J. Duchene and E. Thiltges), 及び Jacques Ledent の家族数理人口学に関する講演がキャンセルとなったことが、はなはだ残念であった。

International Conference on Multistate Demography: Measurement,  
Analysis, Forecasting, October 31 - November 4, 1988, Zeist, The Netherlands

Subnational Population Projection (Chair: Long, J.)

• Advances in Parametrized Population Projection

Rogers, A.

- Multiregional Population Projection in the USA Wetrogan, S.
  - Accuracy of the Polish Single- and Multiregional Demographic Forecasts and Projections Kupiszewski, M.
  - Multiregional Population Projection in the Netherland Drewe, P.,  
Eichperger, L., &  
Keilman, N.
- Health, Education and Labour Market (Chair : Liaw, K.-L.)
- Multistate Models in Health Status Forecasting Manton, K.
  - Morbidity and Mortality from Cancer of Specific Sites Duchene, J., &  
Thiltges, E.
  - Choice Analysis in a Multistate Model for Education and Labour Supply Kuhry, B.
  - Duration-dependent Tables of Working Life for US Women : the Opportunity Cost of Children Calhoun, C.,  
Espenshade, T., &  
Wolf, D.
  - On Testing for Duration Dependence, Observed Heterogeneity and Unobserved Heterogeneity in Proportional Hazard Models Grift, Y.,  
Sieger, J., &  
Smit, L.
  - Complex Life History Modelling : Some Methodological Issues Schweder, T.
  - Training Session (optional)
  - An Introduction to Counting Processes (a Potentially New Foundation for Model Specification in Multistate Demography) Gill, R.
- Families and Households (Chair : Dieleman, F.)
- A Multistate Model for the Demographic Projection of the Family Zeng, Y.
  - A Primer of Family Mathematical Demography Ledent, J.
  - Models with Scenario Setting for the Projection of Family Status Distribution Scherbov, S., &
  - A Micro-simulation Model for Updating Households in Small Areas between Censuses Rees, P.,  
Duley, C., &  
Clarke, M.
  - Data Collection for Multistate Analysis of Family Formation and Dissolution : The Case of Poland Fraczak, E.
  - The Interaction of Migration and Household Dynamics : Methodological Issues Keilman, N., &  
Berkien, J.
  - Dynamic Household Simulation : A Longitudinal Approach Hooimeijer, P., &  
Linde, M.
  - Software for Multistate Demographic Analysis and Projection (option)
- Methodological Issues (Chair : Rogers, A.)
- Regression Models and the Multistate Life Table Gill, R.
  - Multistate Models and Measurement Issues Rajulton, F.
  - Duration-dependent Multistate Population Dynamics Inaba, H.

- Application of a Generalized Nested Logit Model to the Explanation of Interprovincial Migration in the Netherlands : an Analysis Based on Housing Survey Data Liaw, K.-L., & Schuur, J.
- Disaggregation in Multistate Models : How Far Should We Go ? Long, J.
- A General Characterization of Consistency Algorithms in Multistate Projection Models van Imhoff, E.

Research Needs and Opportunities (Chair : Willekens, F.)

- Panel Discussion : Demographic Consequences of Transitions People Make (Panel Members)
    - Micro- Versus Macro-Level Analysis Roger, A.,
    - Significance of Micro-Level Analysis for Understanding Rees, P.,
    - and Predicting Demographic Change Keilman, N.,
    - Inertia in the Macro-system (Time Series) Versus Behavioral Long, J.,
    - Changes (aimed at bridging the gap between micro-level and Manton, K.,
    - macro-level approaches in multistate demography) Kim, Y., &
    - de Jong-Gierveld, J.
- (稲葉 寿記)



---

**THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS**
**(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)**
*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*


---

*Editor:* Shigemi KONO      *Managing Editor:* Kiyosi HIROSIMA  
*Associate Editors:* Makoto ATOH   Sumiko UCHINO   Hiroaki SHIMIZU  
 Michiko YAMAMOTO   Noriko SHIRAIISHI

---

**CONTENTS**
**Articles**

- Proportional Hazards Model Analysis of Women's  
 Reproductive Career in Present-Day Japan ..... Kenji OTANI ... 1~17  
 Child-Sex Effects on Further Births ..... Hiromichi SAKAI ... 18~30  
 Changes in Japanese Households between Five-Year  
 Intervals ..... Yoshikazu WATANABE ... 31~41

**Notes**

- Does Very Low Fertility Accelerate Nuclearization ? ..... Kiyosi HIROSIMA ... 42~46  
 Statistics on Family Households in Japan ..... Chizuko YAMAMOTO ... 47~50

**Research Material**

- Marital Fertility Taking Account of Marriage Duration  
 and Age at Marriage in the Early 1980's of Japan  
 ..... Tatsuya ITOH and Rieko BANDO ... 51~69

**Book Reviews**

- Ronald R. Rindfuss, S. Philip Morgan, and Gray Swicegood,  
*First Births in America: Changes in the Timing of Parenthood*  
 (Kenji OTANI) ..... 70  
 Robert Schoen, *Modeling Multigroup Populations*  
 (Shigesato TAKAHASHI) ..... 71

**Statistics**

- The 41st Abridged Life Tables: April 1987 - March 1988 ..... 72~81  
 Population Reproduction Rates for All Japan: 1987 ..... 82~87

- Miscellaneous News ..... 88~95
-