

# 同居児法の新しい展開（その1）

—結婚持続期間別出生率の計測方法とその精度—

伊 藤 達 也

## は じ め に

出生率指標の間に不整合性がみられる時期に、詳細な出生力指標を計測すること出来れば、第一に何が変化し、何が変化しなかったを明らかにすることができる。同時に、詳細な出生力情報は、変化している指標と変化の少ない指標間の人口学的関係をあきらかにする手掛りとなる。もし多数の出生力指標間の人口学的関係が明かとなれば、出生変動の説明が容易になるからである。

さらに、人口あるいは世帯構成の変動を説明し、その将来動向を予測するマクロ・シミュレーション・モデルやマイクロ・シミュレーション・モデルなど様々なモデルが、最近コンピュータの発達を背景にして、考案されている。<sup>1)</sup>しかし、既存の統計は、行政制度とこれまでの学問的体系およびその研究水準に対応している。したがって、新しいモデルや仮説が必要とするデータが、既存の統計から全て得られることは非常にまれなことであって、既存の統計から得られないデータは、関連するデータを基にアприオリに想定する必要があった。

以上のことから、既存の統計調査を用いて精度の高い人口学的指標を計測することは、低開発地域の人口研究ばかりでなく、開発地域の人口研究にとっても重要な意義を持っている。これまで、安定人口モデルあるいは準安定人口モデルを前提として、出生率水準、死亡率水準とその変化を計測する方法が考案されている。<sup>2)</sup>しかし、これらの方法は死亡率パターンと出生率パターンなどの基本的人口学的変数に関する幾つかの前提条件の下に人口学的変数間の関係が定式化されている。ところがその後明らかになった実際の出生率や死亡率の推移は、推定に用いた方法の前提条件の範囲を越えることが少なくない。

1) 例えばマクロ・シミュレーション・モデルには出生変動に関する伊藤 1978, Feeney 1983, 地域人口変動に関する Rogers 1975 など、マイクロ・シミュレーション・モデルには、世帯モデル研究会 1982 の世帯推計に関するモデル、河野ら 1983 の生物人口学的モデルなどがある。伊藤達也、「結婚と出生」、『数理科学』No. 176, 1978 年, pp. 46 - 51. 河野稠果・広嶋清志・渡辺吉利・高橋重郷・金子隆一、「マイクロ・シミュレーションによる日本出生力の生物人口学的分析」、『人口問題研究』第 168 号, 1983 年, pp. 1 - 29. 世帯モデル研究会(代表岡崎陽一)、「世帯情報予測モデルの開発に関する研究」、『厚生』、第 37 卷, 10 号, 11 号, 1982 年, および第 38 卷 1 号, 1983 年. Feeney, Griffith. "Population dynamics based on birth intervals and parity progression", *Population Studies* Vol 37, 1983, No. 1. Rogers, Andrei *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*. 1975, New York : John Wiley & Sons.

2) 人口学的指標の推定に関する標準的教科書は、United Nations, *Manual X; Indirect Techniques for Demographic Estimation*, 1983, New York ; United Nations. である。

ところで、1960年代以降、国勢調査などの人口静態調査から出生率の水準と動向を計測する方法であるOwn - children Method（同居児法）が急速に発展してきた。同居児法は、世帯員全員の性・出生年月日（あるいは満年齢）・配偶関係・世帯主との続柄などを調査した人口静態調査（以下、人口調査）の調査票から、調査時までの十数年間の女子の年齢別出生率とその年次ごとの合計値である年齢合計出生率（合計特殊出生率）を推定するために、これまでに用いられてきた方法である。その基本的アイデアは、人口調査の調査票を「届け出遅れの出生届」とみなすことにある。<sup>3)</sup>

ところで、人口調査には、初婚の年月や転入の時期と前住地などの人口動態事象や人口移動に関する項目が含まれていることがある。1970年の国勢調査や1979年の厚生行政基礎調査のように既婚女子の結婚年数あるいは夫婦の結婚年月が調査されていると、年齢別出生率とともに結婚持続期間別の出生率を計測することが可能である。また結婚年月の記入されている調査票は「届け出遅れの婚姻届」とみなすことも可能である。さらに、1970年と1980年の国勢調査では、「転入時期」と「従前の住所地」によって、住民基本台帳法に基づく移動統計では得られない様々な移動統計が作成されている。この場合、国勢調査の調査票は「届け出遅れの移動届」とみなされていると考えることも可能である。このように調査票に記入されている項目の内容によるが、世帯単位の人口調査の調査票を「届け出遅れの動態届」とみなすことによって、同居児法の適用範囲は著しく拡大することが出来る。

そこで本稿では結婚持続期間別出生率の計測方法を検討するとともに、夫婦の結婚年月が調査されている1974年の厚生行政基礎調査を基に結婚持続期間別出生率を計測し、1972年の第6次出産力調査に基づく出生率との比較検討をおこない、同居児法の適用範囲の拡大した場合に計測された指標の精度を検討した。なお、当初本稿に含む予定であった出生間隔別出生率の計測方法とその精度については、別の機会に報告する。

## I 同居児法の概要

これまで用いられてきた同居児法は、出生に関する特別な調査項目を含まない人口調査の調査票を「届け出遅れの出生届」とみなすことにあるとのべた。そこで、はじめに同居児法のあらましをはじめにしめすことにする。

### 1 過去の出生児数の推移の復元方法

出生率の年次別推移の観察に最も良く用いられる人口動態統計の集計結果表は、「母の年齢別、出生児数」である。では人口調査の調査票から、この統計表をどのように復元することができるであろうか。まず1歳未満の人が記入されている調査票を、調査時までの過去1年間に出生し、調査時まで生存して届出された「出生届」とみなすと、人口調査の0歳人口数 $P(0)$ は、「届け出遅れの出生届」の数となる。生命表によると、過去1年間の出生( $\ell(0)$ )のうち調査時に生存する比率は $L(0) / \ell(0)$ である。この関係から、人口調査の0歳人口数と出生から満0歳迄の生残率 $L(0) / \ell(0)$ から、過去1年間の出生児数は $B(0) = P(0) \times \ell(0) / L(0)$ として推定することができる。したがって、精度の高い年齢

3) 伊藤達也・山本千鶴子、「同居児法による最近の差別出生率の計測」、「人口問題研究」、第142号、1977年、pp. 16-36.

4) 1980年国勢調査の結果によると、10-14歳の子供のうち、母親が特定できた子（同居児）の割合は97%、母親が特定できない子（非同居児）の割合は3%であった。総理府統計局、「昭和50年国勢調査報告 第6巻 母とその同居児」、1984年、p. 525.

別人口  $P(a)$  と年齢別生残率から、調査時( $t$ )までの  $a$  年間に届けでられるべき出生届の数の推移すなわち出生児数  $B(t-a)$  の推移を次の式から復元推定することが可能である。

$$B(t-a) = P(a) \times \frac{\ell(0)}{L(a)} \quad \dots \quad (1)$$

## 2 過去の出生時の母の年齢別出生児数の復元

出生児総数の推移は以上のようにして推定することができたが、出生児の母の年齢分布に関する情報はどうやって得られるのであろうか。一般に、年齢の低い子供のほとんどは母親と同居している。そこで、まずははじめに調査票に記入されている、他の世帯員の性・年齢・配偶関係・世帯主との続柄などを手掛かりに、子供の母親を世帯員のなか( $t$ から見つけだしてみよう<sup>4)</sup>。

調査票に記入された母親の年齢( $x$ )は「届け時( $t$ )の年齢」であり、したがって母の年齢から「届け遅れの期間」すなわち子供の年齢( $a$ )を差し引くと、それは「出生時 ( $t-a$ ) の母の年齢 ( $x-a$ )」となる。

しかし、こうしてえられた出生についての情報は、人口動態統計から得られた出生統計との間に、以下の理由による誤差を含んでいる。まず第一は「届け出遅れ」の期間に発生する死亡である。出生時から調査までの間に発生する子供の死亡補正については既に触れたが、出生時から調査時まで母も死亡している。この点については(3)で再び検討してみよう。

第二に離婚・死別および子供の独立などの理由によって母親と別居していない非同居児の母親の年齢分布の問題である。非同居児の割合は極めて小さいので、同居児のそれと同じと仮定すると、

$$P(a, x) = P'(a, x) \times \frac{P(a)}{\sum_x P'(a, x)} \quad \dots \quad (2)$$

ただし、 $P'(a, x)$  は、調査時に年齢  $x$  歳の母親と同居する  $a$  歳の同居児数となる。

第三に養子が多いと、生物学的親子関係にない「親」の割合が高くなる。我が国の養子率は 1975 年に 15 歳未満人口では 1.3% と推計されており、問題はない。<sup>5)</sup> 第四に調査もれである。わが国の国勢調査の調査もれは極めて小さく、他の調査の調査もれ・標本抽出による誤差は、国勢調査とその後の年齢別人口の数値を用いることによって、それぞれ補正することができる。

以上のことから、母の年齢別出生児数の推定式は、次のようなになる。

$$B(t-a, x-a) = P'(a, x) \times \frac{P(a)}{\sum_x P'(a, x)} \times \frac{\ell(0)}{L(a)} \quad \dots \quad (3)$$

なお、この式は次のように変形できることから、母の年齢別出生児数は、出生児総数を同居児の母の年齢分布によって配分した数値であると言うことができる。したがって、母の年齢別出生児数データの精度は、非同居児の割合と死亡児の割合が小さいほど高くなる性質をもっている。

$$B(t-a, x-a) = [P(a) \times \frac{\ell(0)}{L(a)}] \times [\frac{P'(a, x)}{\sum_x P'(a, x)}] \quad \dots \quad (4)$$

5) Itoh, Tatsuya; 'Own-Children Fertility Estimates in Japan' paper presented at the Fertility Estimation Workshop, East-West Population Institute, East-West Center, Honolulu, Hawaii, January 5 - 9, 1981.

### 3 過去の年齢別女子人口数の復元

出生率計算に必要な女子の死亡補正も、子供の死亡の補正と同様に、生命表の数値を用いると、調査時から丁度  $a+1$  年前から  $a$  年前までの間における年齢別女子人口数は、次の式で復元補正することができる。

$$W(t-a-0.5, x-a-0.5) = W(t, x) \times \frac{L(x-a-0.5)}{L(x)} \quad \dots \quad (5)$$

### 4 年齢別出生率の計算

したがって、年齢別出生率は、

$$\begin{aligned} ASBR(t-a, x-a) &= \frac{B(t-a, x-a)}{W(t-a-0.5, x-a-0.5)} \\ &= \frac{P'(a, x) \times (P(a)/\sum_x P'(a, x)) \times \ell(0)/L(a)}{W(t, x) \times L(x-a-0.5) / L(x)} \quad \dots \quad (6) \end{aligned}$$

となる。<sup>6)</sup>

## II 結婚持続期間別出生率の計測方法

### 1 基本的な考え方

年齢別出生率は、出生変動を分析する重要な指標である。しかし、なんらかの理由による晩婚化あるいは結婚ラッシュがみられる時期には年齢別配偶関係構成が急激に変化するとともにパリティ構造も変化する。このような時期には年齢別出生率にもとづく人口再生産率、年齢合計出生率や純再生産率などは、親の世代とそこから産まれる子の世代への世代間の再生産力をしめさなくなる事が既に指摘されている。<sup>7)</sup>

結婚からの経過年数別出生率すなわち結婚持続期間別出生率は、結婚の変動を受けない出生率である。またある年次の結婚持続期間別出生率を合計した数値すなわち結婚合計出生率は、「1組の夫婦が離別や死別で結婚が解消することなく再生産期間を、その期間の結婚持続期間別出生率のもとで経過した場合の期待子供数である」。<sup>8)</sup>

では、この結婚持続期間別出生率を、人口調査からどのように計測出来るであろうか。その基本的アイデアは、母の年齢の代わりに、調査時における母の結婚持続期間を用いることである。

### 2 結婚持続期間別出生率の計測方法

結婚持続期間別出生率を次のように定義する。<sup>9)</sup>

$$f(d) = B(d) / M(d), \quad d \geq 0 \quad \dots \quad (7)$$

6) この年齢別出生率は、人口動態統計から計算された年齢別出生率とタイプが異なる点に注意が必要である。伊藤・山本、前掲（注3）論文、p. 20-22.、「同居児法による最近の差別出生力の計測」、1977年。

大林千一、「同居児法による期間出生力の推定について」、「統計局研究彙報」、第33号、1979年、pp. 1-15, Itoh, 前掲（注5）論文、1981.

7) 例えば、Stolnitz, G. J. and N. B. Ryder, "Recent discussion on the net reproduction rate," *Population Index*, 1947, Vol. 15(2), pp. 114-128. がある。

8) 伊藤達也、「結婚出生力の諸概念」、「人口問題研究所年報」、1977年、第21号、pp. 12-16.

9) 伊藤、前掲（注8）論文、「結婚出生力の諸概念」。

ただし,  $f(d)$ は, 結婚持続期間  $d$  年の出生率,

$B(d)$ は, 結婚持続期間  $d$  年の出生児数.

$M(d)$ は, 結婚持続期間  $d$  年の夫婦組数, 正確には生存のペ組数.

結婚持続期間別出生率は, これまで人口動態統計から計測することができなかった。そのために, 夫婦の出産歴を調べた調査結果を基に, 次の式によって結婚持続期間別出生率が, 行われてきた。<sup>10)</sup>

$$f(t-a, d) = \frac{B(t-a, d)}{M(t, d+a)} \quad \dots \quad (8)$$

または,

$$f(t-a, d) = \frac{B(a, d+a)}{M(t, d+a)} \quad \dots \quad (9)$$

ただし,  $f(t-a, d)$  は, 調査時から  $a+1$  年前から  $a$  年前までの期間における結婚持続期間  $d$  年の出生率,

$B(t-a, d)$  は, 調査時から  $a+1$  年前から  $a$  年前までの期間に結婚持続期間  $d$  年の夫婦からの出生児数 (あるいは  $B(a, d+a)$  調査時に結婚  $d+a$  年の夫婦から生まれた  $a$  歳の出生児数.)

$M(t, d+a)$  は, 調査時に結婚持続期間  $d+a$  年の夫婦組数.

こうして計測された結婚持続期間別出生率は, 年次ごとに累積する場合と結婚コホートごとに整理する場合がある。いずれにしてもこの出生率は, 調査時まで結婚を継続している夫婦の出生率であり, この出生率に基づく出生力変動の分析は, 結婚後に離別あるいは死別した夫婦の出生率との間で大きな差がないものと仮定していることになる。

ところで人口調査では, 生存者のみが調査の対象となっている。そこで, 年齢別出生率を計測するときと同様に(式(1)参照), 調査時までの死亡児を生存率で補正をおこなうと, 式(8)で定義した出産力に関する調査に基づく結婚持続期間別出生率と同等の出生率を計測することが可能となる。すなわち, 調査時から  $a$  年前の結婚持続期間  $d$  年の出生率は, 次式で求められる。

$$\begin{aligned} f(t-a, d) &= \frac{B(t-a, d)}{M(t, d+a)} \\ &= \frac{C(t, a, d+a) \times \ell(0) / L(a)}{M(t, d+a)} \quad \dots \quad (10) \end{aligned}$$

ただし,  $C(t, a, d+a)$  は, 調査時( $t$ )に結婚持続期間  $d+a$  年の夫婦と同居している満  $a$  歳の子供の数。

さらに, 非同居児と夫婦の結婚解消の確率の補正を行うと, 厳密な結婚持続期間別出生率が計測できる。それは, 生命表の生存率を用いると, 調査時から  $a+1$  年前から  $a$  年前までの期間に結婚持続期間  $d$  年の夫婦からの出生児数  $B(t-a, d)$  は, 次式から復元推定することができ, また「結婚の生命表」の結婚残存数  $L'(d)$  を用いると, 過去  $a$  年間の夫婦数の復元推定することができるからである。<sup>11)</sup> なお, ここでも親と同居していない非同居の割合は, 親の年齢や結婚持続期間に関係がないものと仮定すると, 式(4)と(5)は次のようになる。

10) たとえば伊藤達也, 「最近の夫婦出生力の分析 - 第7次生産力調査の再集計」『人口問題研究』第160号, 1981年, pp. 44-60.

11) 「結婚の生命表」については, 河野稠果, 「日本人夫婦に関する結婚の生命表 付, 配偶関係別生命表」『人口問題研究』第80号, 1960年, pp. 25-42, 金子武治, 「結婚の生命表: 1970年」『人口問題研究』第132号, 1974年, pp. 11-18を参照されたい。

$$B(t-a, d) = C(t, a, d+a) \times \frac{P(a)}{\sum_a C(t, a, d+a)} \times \frac{\ell(0)}{L(a)} \quad \dots \dots \dots \quad (11)$$

$$M(t-a, d) = M(t, d+a) \times \frac{L'(d-a-0.5)}{L'(d)} \quad \dots \dots \dots \quad (12)$$

よって、調査時から $a$ 年前の結婚持続期間 $d$ 年の出生率は、

$$\begin{aligned} f(t-a, d) &= \frac{B(t-a, d)}{M(t-a, d)} \\ &= \frac{C(t, a, d+a) \times (P(a)/\sum_a C(t, a, d+a)) * 1(0)/L(a)}{M(t, d+a) * L'(d-a-0.5) / L'(d)} \quad \dots \dots \quad (13) \end{aligned}$$

として計算できる。したがって、結婚合計出生率 $TFR, MD(t)$ は、

$$TFR, MD(t) = \sum_{d=0}^{\infty} f(t, d) \quad \dots \dots \dots \quad (14)$$

となる。なお、結婚持続期間が $n$ 年までしか情報がないときは、

$$TFR, MD(t) = \sum_{d=0}^{n-1} f(t, d) + (50 - MAM - N) * f(t, N+) \quad \dots \dots \dots \quad (15)$$

ただし、 $MAM$ は平均結婚年齢である。

として計算をする。<sup>12)</sup>

### 3 結婚合計出生率と年齢合計出生率の理論的関係

つぎに、この結婚合計出生率と年齢合計出生率の理論的関係について触れておこう。ある年次の結婚持続期間別出生率を合計した数値すなわち結婚合計出生率 $TFR, MD(t)$ は、「1組の夫婦が離別や死別で結婚が解消することなく再生産期間を、その期間の結婚持続期間別出生率のもとで経過した場合の期待子供数である」。これに対して年齢合計出生率は、「一人の女子が死亡することなく再生産期間を、その期間の年齢別出生率のもとで経過した場合の期待子供数である」。そこで、充分長い期間結婚持続期間別出生率も年齢別出生率も一定であり、再生産期間内の死亡と離婚はないものとする。そのときある期間に出生した女子のコホートを第一世代 $BF(1)$ とし、その世代で結婚した女子数を $M$ 、そのコホートから産まれる第二世代の子供の数を $B(2)$ 、とする。このとき年齢合計出生率と結婚合計出生率 $TFR, MD$ は、

$$\text{年齢合計出生率 } TFR = B(2) / BF(1)$$

$$\text{結婚合計出生率 } TFR, MD = B(2) / M$$

となる。したがって、この2つの合計出生率の関係は、再生産期間内に結婚した女子の比率( $M / BF(1)$ )すなわち生涯既婚率の数値によって、関係づけることができる。

$$\text{年齢合計出生率} = \text{結婚合計出生率} * (\text{生涯既婚率})$$

$$TFR = TFR, MD * M / BF(1) \quad \dots \dots \dots \quad (16)$$

要するに安定状態の下では、結婚合計出生率は結婚しない女子の比率におおじて年齢合計出生率よりも大きくなる。

12) Cho, Lee - Jay and Robert Retherford, "Own-Children Fertility Estimates by Duration since First-Marriage: Preliminary Results for Cheju Province, Republic of Korea". *Asian and Pacific Census Forum* Volume 5, 1978. Number 1.

#### 4 Cho と Retherhord の方法との相違

Cho と Retherhord (1978) は、初婚の年月を調査している韓国の 1975 年人口センサスの済州島の 25% 抽出標本を基に、既婚女子の初婚からの経過年数別、年齢別の出生率 age-duration-specific ever-marital birth rates を 1964-68 と 1969-73 の 2 つの期間について計測するとともに、初婚からの経過年数別出生率と年齢別の既婚出生率、とそれらを合計した既婚女子の結婚合計出生率と既婚女子の年齢合計出生率を計算した。この方法とここで示した方法との相違点は、理論的には、ここで示した方法は有配偶女子のみを対象としているのに対して、Cho らの方法は既婚女子を分析の対象としている。したがって、Cho らの方法で計測される既婚女子の結婚合計出生率は、50 歳までに結婚した女子一人当たりの平均出生児数となっている。

なぜこのような違いが生じるのだろうか。その一つは、研究対象としている日本とアメリカの結婚と出生の行動様式の違いであろう。離婚による結婚解消の比率は、日本に比べ、アメリカのそれは著しく高くしかも再婚の確率もまた高い。さらに、結婚している夫婦からの出生が、わが国では 99% 以上であるのに対して、アメリカのそれは 80%，とくに黒人では 44% に過ぎない。<sup>13)</sup> したがって、出生観察の基準を、日本では結婚に置き、有配偶女子を対象としなければならないのに、アメリカでは各回の結婚を基準とすることは多数の出生を分析対象から外してしまうこと、さらに各回の結婚を基準とするよりも初婚を起点にして出生率の観察をする方が良いと考えられているからであろう。

### III 資料と同居児法による出生力指標の検証の方法

これまで、人口調査の調査票と生命表があれば、調査時までの十数年にわたる年齢別出生率と年齢合計出生率の推移を観察することができること、さらに調査票に「夫婦の結婚年月」あるいは「結婚持続期間」のことが記入されていると、調査時までの十数年間にわたる結婚持続期間別出生率と結婚合計出生率の推移を観察することができるなどを述べてきた。そこで、つぎにこのようにして得られた情報の精度を検証してみよう。

#### 1 資 料

今回用いた資料は、厚生省大臣官房統計情報部が毎年調査している厚生行政基礎調査のうち 1974 年調査と、人口問題研究所が 1972 年に実施した第 6 次出産力調査である。<sup>14)</sup> 1974 年の厚生行政基礎調査を用いたのはこの年次の調査のみ夫婦の結婚年月が調査されているからである。なお、厚生行政基礎調査は 6 月 1 日現在で調査が実施されているため、復元推定された出生の情報は、すべて 6 月から翌年の 5 月の期間を単位とする数値である。また、出産力調査も 6 月 1 日現在で調査が実施されているが、子供の出生期間を曆年で集計しているので、復元推定された出生の情報は、すべて 1 月から 12 月の期間を単位とする数値である。

13) 結婚していない女子からの出生児が出生児総数に占める割合は、1982 年にアメリカ全体では 19.4%， White 12.1%， Black 56.7% であった。U. S. Department of Health and Human Services. National Center for Health Statistics. *Advance Report of Final Natality Statistics*, 1982. (nchs Monthly Vital Statistics Report, Vol.33, No. 6, September 28, 1984).

14) 1974 年の厚生行政基礎調査については厚生省大臣官房統計情報部「昭和 49 年 厚生行政基礎調査報告」第 6 次出産力調査については人口問題研究所実地調査報告資料「昭和 47 年度実地調査第 6 次出産力調査報告」、その 1、1973 年 3 月を参照された。

## 2 精度検証の方法

計測した出生率の精度を評価する方法には、母と子の推定から出生率の計算から出生率の計算にいたる過程で用いられている様々な仮定をひとつひとつ検討する方法と、推定結果を他の出生率と比較する方法がある。ここでは1979年の厚生行政基礎調査と1972年の出産力調査の2つの調査を基に計測した結果を比較することによって、その精度の検証をおこなった。

## IV 結婚持続期間別出生率の動向

### 1 結婚持続期間別出生率の計算

表1は、1974年の厚生行政基礎調査で、結婚年月が得られる夫婦組数すなわち夫と同居する有配偶の女子数とそれぞれの夫婦と同居している子供の年齢別同居児数である。とりあえず、結婚持続期間は調査時に30年末満、子供の年齢は18歳未満である。

表1 結婚持続期間別、有配偶女子数および年齢別子供数（注）

結婚年	結婚年数	有配偶数 女 子	0歳	1歳	2歳	3歳	4歳	5歳	6歳	7歳	8歳	9歳	10歳	11歳	12歳
1974	0	2625	136	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1973	1	2752	1358	198	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1972	2	2726	830	1380	167	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1971	3	2680	762	786	1295	130	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1970	4	2599	701	735	774	1324	133	—	—	—	—	—	—	—	—
1969	5	2418	452	628	703	746	1159	110	—	—	—	—	—	—	—
1968	6	2432	332	456	630	704	691	1160	103	—	—	—	—	—	—
1967	7	2380	235	387	525	626	647	750	1113	97	—	—	—	—	—
1966	8	2391	193	275	360	502	641	652	727	1097	75	—	—	—	—
1965	9	2645	137	232	335	420	586	710	712	800	1104	92	—	—	—
1964	10	2457	83	174	213	298	370	559	630	628	645	1146	85	—	—
1963	11	2298	67	104	134	182	268	378	513	528	550	724	987	101	—
1962	12	2324	42	75	99	126	209	246	412	441	512	624	690	1059	94
1961	13	2220	26	57	59	104	145	179	306	284	423	564	546	630	993
1960	14	2280	13	28	31	70	99	152	197	219	351	487	535	586	674
1959	15	2114	15	14	29	35	65	96	145	157	206	352	450	474	519
1958	16	1876	7	8	18	24	53	65	78	96	157	213	290	400	454
1957	17	1766	5	5	8	10	20	32	51	62	88	153	213	291	361
1956	18	1768	5	2	17	12	19	31	30	45	62	123	142	192	308
1955	19	1936	0	4	6	8	19	20	31	36	71	98	128	191	231
1954	20	1680	2	5	5	4	7	12	20	23	39	54	93	100	166
1953	21	1598	0	2	5	2	6	10	15	14	28	37	49	80	115
1952	22	1462	0	1	4	2	3	3	12	8	19	27	41	46	67
1951	23	1489	1	0	1	4	4	4	7	11	18	21	27	53	56
1950	24	1551	0	0	2	0	3	3	5	7	6	12	21	25	45
1949	25	1748	1	1	1	1	2	2	5	2	4	9	5	26	37
1948	26	1875	2	0	1	1	0	3	4	4	6	9	18	19	33
1947	27	1982	1	1	0	2	1	2	2	2	8	9	12	16	27
1946	28	1413	0	0	2	0	1	1	0	3	5	4	5	11	16
1945	29	836	0	0	0	0	1	0	2	2	1	5	3	4	8

注) 1974年の厚生行政基礎調査で、結婚年月を回答した有配偶女子数とその女子と同居している子供の数である。

表2は、表1と男女計の年齢別生残率を用いて計算した期間別の結婚持続期間別出生率である。この表を縦に累計したものが、結婚合計出生率である。また、結婚年から左に観察すると、結婚コードごとの結婚持続期間別出生率となる。したがって1974年まで累積した出生率は、調査時における1夫婦の平均出生児数となるが、調査時までの出生過程が計測できるのは結婚年数が15以下の夫婦に限られることになる。なお、死亡児の補正は、第13回完全生命表の男女年齢別生存のペ年数と出生比1.06として計算した男女計の年齢別生残率を用いた。

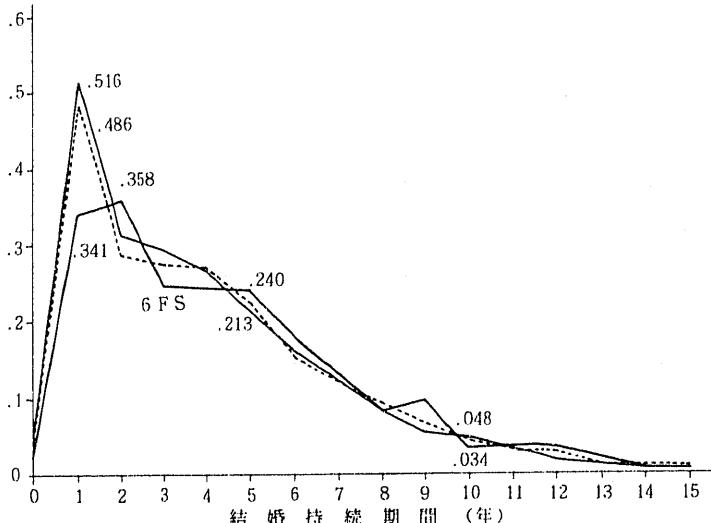
表2 年次別、結婚持続期間別、出生率

結婚年数	出生の期間（調査時の子供の満年齢）												
	1974 ( 0 )	1973 ( 1 )	1972 ( 2 )	1971 ( 3 )	1970 ( 4 )	1969 ( 5 )	1968 ( 6 )	1967 ( 7 )	1966 ( 8 )	1965 ( 9 )	1964 ( 10 )	1963 ( 11 )	1962 ( 12 )
0	0.0523	0.0009	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
1	0.4977	0.0727	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.3071	0.5119	0.0620	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
3	0.2868	0.2966	0.4891	0.0491	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
4	0.2720	0.2860	0.3014	0.5160	0.0519	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
5	0.1885	0.2625	0.2943	0.3125	0.4859	0.0461	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6	0.1377	0.1896	0.2622	0.2932	0.2880	0.4837	0.0430	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
7	0.0996	0.1644	0.2233	0.2664	0.2756	0.3196	0.4745	0.0414	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
8	0.0814	0.1163	0.1524	0.2127	0.2717	0.2766	0.3085	0.4657	0.0318	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
9	0.0522	0.0887	0.1282	0.1609	0.2246	0.2722	0.2731	0.3070	0.4238	0.0353	0.0000	0.0000	0.0000
10	0.0341	0.0716	0.0877	0.1229	0.1526	0.2307	0.2602	0.2594	0.2665	0.4737	0.0351	0.0000	0.0000
11	0.0294	0.0458	0.0590	0.0802	0.1182	0.1668	0.2265	0.2332	0.2430	0.3200	0.4363	0.0447	0.0000
12	0.0182	0.0326	0.0431	0.0549	0.0912	0.1074	0.1799	0.1926	0.2237	0.2727	0.3016	0.4630	0.0411
13	0.0118	0.0260	0.0269	0.0475	0.0662	0.0818	0.1399	0.1298	0.1935	0.2580	0.2499	0.2884	0.4546
14	0.0058	0.0124	0.0138	0.0311	0.0440	0.0676	0.0877	0.0975	0.1563	0.2169	0.2384	0.2612	0.3004
15	0.0072	0.0067	0.0139	0.0168	0.0312	0.0461	0.0696	0.0754	0.0989	0.1691	0.2162	0.2278	0.2495
16	0.0038	0.0043	0.0097	0.0130	0.0286	0.0351	0.0422	0.0519	0.0850	0.1153	0.1570	0.2167	0.2460
17	0.0029	0.0029	0.0046	0.0057	0.0115	0.0184	0.0293	0.0356	0.0506	0.0880	0.1225	0.1674	0.2078
18	0.0029	0.0011	0.0097	0.0069	0.0109	0.0178	0.0172	0.0258	0.0356	0.0707	0.0816	0.1103	0.1771
19	0.0000	0.0021	0.0031	0.0042	0.0099	0.0105	0.0162	0.0189	0.0372	0.0514	0.0672	0.1002	0.1213
20	0.0012	0.0030	0.0030	0.0024	0.0042	0.0072	0.0121	0.0139	0.0236	0.0326	0.0562	0.0605	0.1004
21	0.0000	0.013	0.0032	0.0013	0.0038	0.0063	0.0095	0.0089	0.0178	0.0235	0.0312	0.0509	0.0731
22	0.0000	0.0007	0.0028	0.0014	0.0021	0.0021	0.0083	0.0056	0.0132	0.0188	0.0285	0.0320	0.0466
23	0.0007	0.0000	0.0007	0.0027	0.0027	0.0027	0.0048	0.0046	0.0123	0.0143	0.0184	0.0362	0.0382
24	0.0000	0.0000	0.0013	0.0000	0.0020	0.0020	0.0033	0.0012	0.0039	0.0079	0.0138	0.0164	0.0295
25	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0012	0.0012	0.0029	0.0022	0.0023	0.0052	0.0029	0.0151	0.0215
26	0.0011	0.0000	0.0005	0.0005	0.0000	0.0016	0.0022	0.0022	0.0032	0.0049	0.0098	0.0103	0.0179
27	0.0005	0.0005	0.0000	0.0010	0.0005	0.0010	0.0010	0.0010	0.0041	0.0046	0.0062	0.0082	0.0138
28	0.0000	0.0000	0.0014	0.0000	0.0007	0.0007	0.0000	0.0022	0.0036	0.0029	0.0036	0.0079	0.0115
29	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0012	0.0000	0.0024	0.0024	0.0012	0.0061	0.0036	0.0049	0.0097
TFR,MD	2.0952	2.2003	2.1980	2.2039	2.1803	2.2052	2.2142	1.9837	1.9313	2.1919	2.0800	2.1220	2.1601

## 2 結婚持続期間別出生率の比較；1970年および1966年

図1は、1979年の厚生行政基礎調査と1972年の第6次出産力調査に基づく、1970年の結婚持続期間別出生率を比較したものである。厚生行政基礎調査に基づく推定出生率は、出生率の期間が前年6月から当年5月までの期間であるので、図には1969年6月から1970年5月までの出生率と1970年6月から1971年5月までの出生率の2つの推定出生率を示した。この図から、厚生行政基礎調査に基づく2つの出生率の間の出生パターンに大きな差異が見られた。その差は結婚持続期間が、3年未満で大きい。その理由は、出生率計算の期間の違いによるものである。そこで図2に示したように、各結婚持続期間までの出生率を累積計算して比較すると、その差異は極めて小さいことがわかる。

図1 結婚持続期間別出生率、1970年



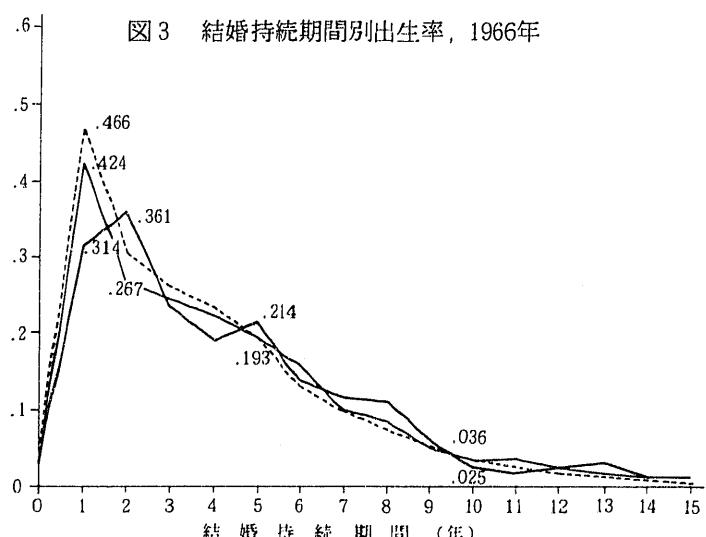
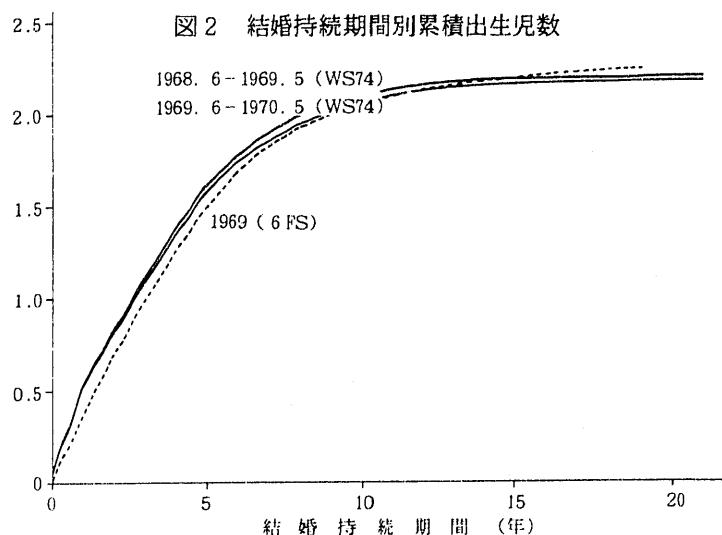
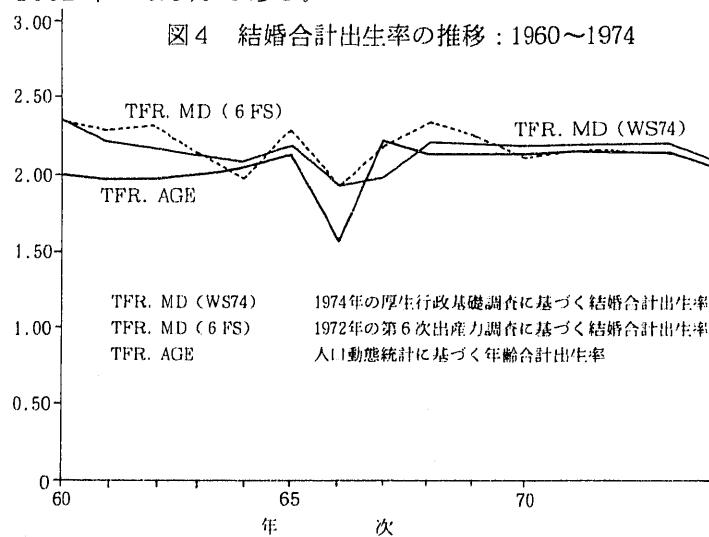
いづれにしても、結婚1～2年目の出生率は、年率40%を超えており、その後は結婚持続時間が長くなるにつれて出生率は、次第に小さくなっている。厚生行政基礎調査に基づく出生率パターンは、第6次出産力調査に基づく出生率パターンにくらべて変化が滑らかである。これは厚生行政基礎調査と第6次出産力調査の標本数の差によるものと考えられる。

図3は、「ひのえうま」の1966年の結婚持続期間別出生率である。この図でも厚生行政基礎調査に基づく2つの推定出生率の差は小さく、出産力調査に基づく出生率パターンとの間で差が見られる。

この年次においても厚生行政基礎調査に基づく出生率パターンは、第6次出産力調査に基づく出生率パターンにくらべて変化が滑らかである

### 3 結婚合計出生率 (TFR, MD) の推移

最後に、結婚合計出生率によって夫婦の出生率の推移を観察してみよう。図4に、1960年から1974年までの、厚生行政基礎調査に基づく結婚合計出生率と第6次出産力調査に基づく結婚合計出生率の推定値と、人口動態統計に基づく年齢合計出生率を示した。この図から、第一に厚生行政基礎調査に基づく結婚合計出生率と第6次出産力調査に基づく結婚合計出生率は、ともに1960年には2.35から1970年前後には2.2へと低下傾向にあること、第二に厚生行政基礎調査に基づく結婚合計出生率の推移の方が、図1と3にしめた結婚持続別出生率のパターンと同様に、第6次出産力調査に基づく出生率パターンにくらべて変化が滑らかであることが指摘できる。なお、1966年の「ひのえうま」の影響は、出生率の計測している期間の差も影響しているために、1964年から1967年にまで及んでいる。2つの推定出生率の相対誤差率は、「ひのえうま」に関連する1967年の10%が最も大きく、次いで1962年の6.5%である。



### 4 年齢合計出生率との関係

次に、結婚合計出生率と年齢合計出生率との関係をみてみよう。「ひのえうま」の影響のない安定状態にある年次には結婚合計出生率は、年齢合計出生率よりも大きい。しかし、実際に計測された結果を見ると、1964と1967年では、年齢合計出生率の方が結婚合計出生率を上回っていた。それは、ある期間の出生率は、数多くのコホートの出生率から合成しているためである。

要するに、夫婦の結婚年月が調査して

ある大標本の調査から、出産力調査によって計測されている結婚持続期間別出生率よりも安定性の高い出生率を計測できることがあきらかとなった。

## V む す び

1970年国勢調査や1974年厚生行政基礎調査のように既婚女子の結婚年数あるいは結婚年月が調査されていると、年齢別出生率とともに精度の高い結婚持続期間別の出生率を計測することが可能であることをみてきた。このように調査票に記入されている項目の内容によるが、世帯単位の人口調査票を「届け出遅れの動態届」とみなすことによって、出生とそれに直接的に関連するいろいろな動態事件を、また出生情報ばかりでなく、調査票によっては、移動、結婚、離婚などに関する様々な事象を、個人単位で関連させることができるので、家族復元法と同様に、様々な人口動態情報を得ることが出来る。したがって、人口調査から人口動態情報を得る方法を、「同居児法」から「人口動態復元法」へと言い換えることが出来るかもしれない。<sup>15)</sup>

---

15) 伊藤達也、「同居児法と人口動態復元法」、『医学のあゆみ』第132巻、第13号（人口と寿命）、1985年、pp. 949 - 954.