

人口問題研究

第 179 号

昭和 61 年 7 月刊行

貸
出
用

調 査 研 究

- 多地域人口成長の離散時間モデルについて……………稲 葉 寿… 1~15
- マクロモデルによる結婚と出生力のシミュレーション……………阿 藤 誠
伊 藤 達 也… 16~34
小 島 宏
- 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……………廣 嶋 清 志… 35~48

資 料

- 人口調査に基づく出生のタイミング変化の計測方法……………伊 藤 達 也… 49~59
- 世帯数推計の研究……………廣 嶋 清 志… 60~70
山 本 千 鶴 子

書 評・紹 介

- 坪内良博著『東南アジア人口民族誌』（清水浩昭）……………71

統 計

- 主要国女子人口の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率：最新材料……………72~77

雑 報

- 機構改革に伴う人事の異動—一定例研究報告会の開催—資料の刊行—昭和61年度実地調査の施行—日本人口学会第38回大会—国際人口学会「出生力・家族計画の比較分析に関する委員会」—国際人口学会（I U S S P）理事会……………78~84

多地域人口成長の離散時間モデルについて

稲 葉 寿

I はじめに

多地域的な人口成長のマトリックスモデル（離散時間モデル）の研究はRogers (1968)¹⁾, Feeney (1970)²⁾, Le Bras (1971)³⁾等によって開始され, Rogers (1975)⁴⁾, Rogers and Willekens (1978)⁵⁾において多地域生命表の理論にもとづいたパラメータ推定手法が提出されるにおよんで実用モデルへむけておおきく前進することとなった。しかしながら, こうした実用的な利用法の発達とは裏腹にその理論の要である一般化レスリー行列の形式的構造およびその安定分布の存在定理(強エルゴード定理)に関しては, これまで極めて漠然とした取り扱いがなされてきたにすぎない。

一般に多地域人口成長を記述する差分システムにおいては人口の年齢別地域別分布を表現するベクトル成分の配列方法の相違に従って二種類の行列, すなわち, 一般化レスリー行列 (the generalized Leslie matrix) と多地域成長行列 (the multiregional matrix growth operator) があらわれる⁶⁾。後者にたいして, Feeney, Le Bras は非負行列の理論に訴えることによって正值の安定ベクトルが存在するための十分条件を与えることができた⁷⁾。しかし非負行列の一般論に頼るのみでは一般化レスリー行列の構造的特徴をあきらかにするには十分ではない。

本稿ではまず, 一般化レスリー行列の固有値, 固有ベクトルの構造を明らかにし, ついで一般スペクトル分解に訴えることで安定分布の存在条件を与える。最後に左側固有ベクトルを考察することで離散モデルにおける空間的繁殖価の概念を定式化することにする。

- 1) Andrei Rogers, *Matrix Analysis of Interregional Population Growth and Distribution*, University of California Press, 1968.
- 2) G. M. Feeney, "Stable age by region distribution", *Demography*, 6, 1970. pp. 341-348.
- 3) H. Le Bras, "Équilibre et Croissance de Population Soumises à des Migrations", *Theoretical Population Biology*, 2, 1971, pp. 100-121. G. M. Feeney, "Comment on a Proposition of H. Le Bras", *Theoretical Population Biology*, 2, 1971, pp. 122-123.
- 4) Andrei Rogers, *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, John Wiley & Sons, 1975.
- 5) Frans Willekens and Andrei Rogers, *Spatial Population Analysis: Methods and Computer Programs*, International Institute for Applied System Analysis, RR-78-18, November 1978.
- 6) Rogers, 前掲 (注4), pp. 122-123 参照.
- 7) Rogers, 前掲 (注4), p. 128, および Le Bras, 前掲 (注3) 参照.

II 多地域人口成長の離散時間モデル

この節では、多地域人口成長の離散時間モデルを定式化して一般化レスリー行列の持つ意味をあきらかにしておこう。

いま単性の人口集団を考え、それが r 個の地域に居住しているとしよう。第 j 地域 ($1 \leq j \leq r$) に時刻 t ($t = 0, 1, \dots$) において居住する年齢階級 a ($a = 1, 2, \dots, k$) の人口数を $p_j(a, t)$ とあらわす。このとき r 次元の縦ベクトル $p(a, t)$ を

$$(2.1) \quad p(a, t) = \begin{pmatrix} p_1(a, t) \\ p_2(a, t) \\ \vdots \\ p_r(a, t) \end{pmatrix}$$

によって定義する。さらに (rk) 次元の縦ベクトル $p(t)$ を

$$(2.2) \quad p(t) = \begin{pmatrix} p(1, t) \\ p(2, t) \\ \vdots \\ p(k, t) \end{pmatrix}$$

によって定義する。すなわち、 $p(t)$ は r 次元ベクトル $p(a, t)$ を第 a 要素とするベクトルであり、時刻 t における年齢別地域別の人口分布を一意的に表現している。

つぎに $s_{ij}(a)$ ($a = 1, 2, \dots, k-1$) は年齢階級 a 歳で地域 j に居住していた者が $a+1$ 歳において地域 i に生残している率を示すとしよう。さらに $r \times r$ 行列 $S(a)$ を

$$(2.3) \quad S(a) = \begin{pmatrix} s_{11}(a), \dots, s_{1r}(a) \\ \vdots \\ s_{r1}(a), \dots, s_{rr}(a) \end{pmatrix}$$

によって定義すれば、ただちに次式を得る。

$$(2.4) \quad p(a+1, t+1) = S(a) p(a, t), \quad 1 \leq a \leq k-1$$

また生残率行列 $L(a)$, $0 \leq a \leq k-1$ を $S(a)$ によって以下のように定義する。

$$(2.5) \quad L(a) = S(a) \times S(a-1) \times \dots \times S(1), \quad L(0) = I$$

ただし、ここでは I は $r \times r$ の単位行列である。以下では $L(k-1) \geq 0$, $\det S(a) \neq 0$, $1 \leq a \leq k-1$ と仮定する。ただしここで $x \leq y$ は $x \leq y$ かつ $x \neq y$ を意味する。したがって特に $L^{-1}(a)$ が常に存在する。

最初に若干の定義をしておく. $\lambda \in \mathbb{C}$ をパラメータとする行列 $\Psi(\lambda)$ を

$$(3.1) \quad \Psi(\lambda) = \sum_{j=1}^k \lambda^{-j} M(j) L(j-1)$$

と定義して, これを特性行列とよぶ. とくに $\Psi(1)$ は純再生産行列 (net reproduction rate matrix) とよばれる. また一般に行列 A の固有値の集合 (スペクトル) を $\sigma(A)$ で表す. 以上の準備のもとで以下の定理が示せる.

定理 3.1 G を一般化レスリ-行列とする. このとき以下が成り立つ.

- (1) $\sigma(G) \setminus \{0\} = \{\lambda; \lambda \in \mathbb{C}, 1 \in \sigma(\Psi(\lambda))\}$
 $= \{\lambda; \lambda \in \mathbb{C}, \det(I - \Psi(\lambda)) = 0\}$
 $= \{\lambda; \lambda \in \mathbb{C}, \lambda \text{ は } 1 / \det(I - \Psi(\lambda)) \text{ の極である}\}$
 $= \{\lambda; \lambda \in \mathbb{C}, \lambda \text{ は } (I - \Psi(\lambda))^{-1} \text{ の極である}\}$
- (2) $\lambda \in \sigma(G) \setminus \{0\}$ であれば
 $\dim N(\lambda I - G) = \dim N(I - \Psi(\lambda))$
 ただし $N(A)$ は行列 (線形作用素) A の核 (kernel) を示す.
- (3) $\lambda \in \sigma(G)$ ならば $\bar{\lambda} \in \sigma(G)$ である. ただし $\bar{\lambda}$ は λ の共役複素数を表す.
- (4) $\lambda_0 \in \sigma(G) \setminus \{0\}$ とすれば, $(\lambda I - G)^{-1}$ の極としての λ_0 の位数は $(I - \Psi(\lambda))^{-1}$ の極としての λ_0 の位数をこえない.

(証明) $\lambda \in \sigma(G) \setminus \{0\}$ としよう. このとき k 個の r -ベクトル $\psi(a), 1 \leq a \leq k$, を要素とする (rk) -ベクトル ψ が存在して

$$(3.2) \quad G\psi = \lambda\psi, \quad \psi = \begin{pmatrix} \psi(1) \\ \psi(2) \\ \vdots \\ \psi(k) \end{pmatrix}$$

となる. これを要素ベクトルにわければ以下を得る.

$$(3.3) \quad \sum_{a=1}^k M(a) \psi(a) = \lambda \psi(1)$$

$$(3.4) \quad S(i) \psi(i) = \lambda \psi(i+1), \quad 1 \leq i \leq k-1$$

これよりただちに, $\lambda \neq 0$ であれば次式を得る.

$$(3.5) \quad \psi(a) = \lambda^{-a+1} L(a-1) \psi(1), \quad a = 2, 3, \dots, k$$

これを (3.3) に投入して

$$(3.6) \quad \left(\sum_{a=1}^k M(a) L(a-1) \lambda^{-a+1} \right) \psi(1) = \lambda \psi(1)$$

これは $\Psi(\lambda) \psi(1) = \lambda \psi(1)$ を意味しているから $1 \in \sigma(\Psi(\lambda))$ となる. 逆に $\lambda \neq 0, 1 \in \sigma(\Psi(\lambda))$ であれば, $\Psi(\lambda) \phi = \lambda \phi$ となる r -ベクトル ϕ が存在するから,

$$(3.7) \quad \psi(1) = \phi, \psi(a) = \lambda^{-a+1} L(a-1) \psi(1), 2 \leq a \leq k$$

によって $\psi(a)$ を定義すれば, (3.2) がなりたつ. すなわち, $\lambda \in \sigma(G) \setminus \{0\}$ である. 従って, (1) は明らかである. また上記の議論から, $\psi \in N(\lambda I - G)$ であれば $\psi(1) \in N(I - \Psi(\lambda))$ でありかつ

$$\psi = \begin{pmatrix} \psi(1) \\ \lambda^{-1} L(1) \psi(1) \\ \vdots \\ \lambda^{-k+1} L(k-1) \psi(1) \end{pmatrix}$$

とかけることから (2) が成り立つことがわかる. また G が非負行列であることから

$$\overline{\det(\lambda I - G)} = \det(\bar{\lambda} I - G)$$

よって (3) を得る. (4) を示すために次の方程式を考える.

$$(3.8) \quad (\lambda I - G) \psi = \phi$$

ただし, ψ, ϕ はそれぞれ k 個の r -ベクトル $\psi(a), 1 \leq a \leq k, \phi(a), 1 \leq a \leq k$ を要素とする (rk) -ベクトルである. $\lambda \in \rho(G) = \mathbb{C} \setminus \sigma(G)$ であれば (3.8) は

$$(3.9) \quad \psi = (\lambda I - G)^{-1} \phi$$

と解ける. すなわち, $\lambda \in \sigma(G)$ はレゾルベント $(\lambda I - G)^{-1}$ の特異点 (極) に他ならない. (3.8) を要素ベクトルごとにかければ

$$(3.10) \quad \lambda \psi(1) - \sum_{a=1}^k M(a) \psi(a) = \phi(1)$$

$$(3.11) \quad -S(j) \psi(j) + \lambda \psi(j+1) = \phi(j+1), 1 \leq j \leq k-1$$

(3.11) から次式を得る.

$$(3.12) \quad \psi(j) = \lambda^{-j+1} L(j-1) \psi(1) + \sum_{a=1}^{j-1} L(j-1) L^{-1}(a) \phi(a+1) \lambda^{-j+a}, \\ 2 \leq j \leq k$$

(3.12) を (3.10) に投入して次式を得る.

$$(3.13) \quad \psi(1) = \lambda^{-1} (I - \Psi(\lambda))^{-1} \\ \times \left[\phi(1) + \sum_{j=2}^k \sum_{a=1}^{j-1} M(j) L(j-1) \lambda^{-j+a} L^{-1}(a) \phi(a+1) \right]$$

従ってレゾルベント $(\lambda I - G)^{-1}$ の特異点は $\lambda = 0$ または $(I - \Psi(\lambda))^{-1}$ の特異点である. $(\lambda I - G)^{-1}$ は高々極しかもたないから, $(\lambda I - G)^{-1}$ もそうであり, λ が極であれば明らかに (4) がなりたつ. (証明おわり)

G は非負行列であったからフロベニウス根 $\lambda_0 \geq 0$ をもっている. このとき

$$\text{spr}(G) = \max\{|\lambda|; \lambda \in \sigma(G)\} = \lambda_0$$

一方、 $\Psi(\lambda)$, $\lambda > 0$ も非負行列だからパラメータ λ に依存するフロベニウス根 $F(\lambda)$ をもつ。両者の関係を知るのが以下の定理である。

定理 3.2 G を一般化レスリー行列とする。ある年齢階級 i が存在して、 $r \times r$ 行列 $M(i) L(i-1)$ が分解不能であると仮定する。 $\Psi(\lambda)$, $\lambda > 0$ のフロベニウス根を $F(\lambda)$ とすれば、特性方程式 $F(\lambda) = 1$, $\lambda > 0$ は唯一の正根 $\lambda_0 > 0$ をもち、 λ_0 は G のフロベニウス根である。さらに、(1) $F(1) > 1$ ならば $\lambda_0 > 1$, (2) $F(1) = 1$ ならば $\lambda_0 = 1$, (3) $F(1) < 1$ ならば $\lambda_0 < 1$ となる。

(証明) 仮定から $\Psi(\lambda)$, $\lambda > 0$ は非負の分解不能行列である。従ってフロベニウス根 $F(\lambda) > 0$ が存在する。 $\Psi(\lambda)$ の要素は λ の減少関数であり、 $\Psi(\lambda)$ が分解不能であることから、 $F(\lambda)$ は狭義単調減少関数である。特性行列 $\Psi(\lambda)$ の (i, j) 要素を $\psi_{ij}(\lambda)$ としよう。このとき以下が成り立つ。

$$0 < \min_j \sum_{i=1}^r \psi_{ij}(\lambda) \leq F(\lambda) \leq \max_j \sum_{i=1}^r \psi_{ij}(\lambda)$$

したがって、 $\lim_{\lambda \rightarrow +\infty} F(\lambda) = 0$, $\lim_{\lambda \rightarrow +0} F(\lambda) = +\infty$ となるから $F(\lambda) = 1$ は唯一の正根 $\lambda_0 > 0$ を持つ。このとき同時に (1) $F(1) > 1$ ならば $\lambda_0 > 1$, (2) $F(1) = 1$ ならば $\lambda_0 = 1$, (3) $F(1) < 1$ ならば $\lambda_0 < 1$ となることは明らかである。また $F(\lambda_0) = 1 \in \sigma(\Psi(\lambda_0))$ であるから、 $\lambda_0 \in \sigma(G)$ である。そこで λ_0 が G のフロベニウス根であることを示そう。 $\psi_{ij}(\lambda)$ の絶対値 $|\psi_{ij}(\lambda)|$ を第 (i, j) 要素とする非負行列を $\Psi^+(\lambda)$ と表し、そのフロベニウス根を $F^+(\lambda)$ で示す。このとき

$$\Psi^+(\lambda) \leq \Psi(|\lambda|), F^+(\lambda) \leq F(|\lambda|)$$

となることは容易に確かめられる。一方、 $\Psi(\lambda)$ のスペクトル半径を $\text{spr}(\Psi(\lambda))$ であらわせば以下が示される¹⁰⁾。

$$\text{spr}(\Psi(\lambda)) \leq F^+(\lambda)$$

$\lambda \in \sigma(G) \setminus \{0\}$ とすれば前定理から $1 \in \sigma(\Psi(\lambda))$ であり、したがって、

$$F(\lambda_0) = 1 \leq \text{spr}(\Psi(\lambda)) \leq F^+(\lambda) \leq F(|\lambda|)$$

$F(\lambda)$, $\lambda > 0$ は単調減少であったから $|\lambda| \leq \lambda_0$ を得る。すなわち、 $\text{spr}(G) = \lambda_0$ であり、これは λ_0 が G のフロベニウス根であることを意味している。(証明おわり)

上記の定理の仮定を強めることで G のフロベニウス根 λ_0 が厳密に支配的、すなわち、 $\lambda_0 > \max\{|\lambda|; \lambda \in \sigma(G), \lambda \neq \lambda_0\}$ となることを示そう。

定理 3.3 G を一般化レスリー行列とする。ある年齢階級 i が存在して $M(i) L(i-1)$, $M(i+1) \times L(i)$ が正値行列であるとする。このとき G のフロベニウス根 λ_0 は厳密に支配的である。

(証明) 仮定のもとでは定理 3.2 より、 G のフロベニウス根 λ_0 は特性方程式 $F(\lambda) = 1$ の唯一の正根として得られ、 $\lambda_0 = \text{spr}(G)$ であった。従って、 $\theta \neq 0$ として $\lambda_0 \exp(i\theta) \in \sigma(G)$ となることを示せばよい。仮定の下では $\arg \lambda \neq 0$ (ただし $\arg \lambda$ は λ の偏角を示す) であれば

$$\Psi^+(\lambda) < \Psi(|\lambda|)$$

となることが示される¹¹⁾。 $\Psi(|\lambda|)$ は分解不能であったから、この不等式から

10) 二階堂副包, 『経済のための線形数学』, 培風館, 1961年, p. 114参照。

11) $a > 0, b > 0, \lambda \in \mathbb{C} \setminus \{0\}$ について

$\left| \frac{a}{\lambda^i} + \frac{b}{\lambda^{i+1}} \right| \leq \frac{a}{|\lambda|^i} + \frac{b}{|\lambda|^{i+1}}$ であり、等号が成り立つのは $\lambda > 0$ の場合のみであることを注意する。

$$F^+(\lambda) < F(|\lambda|)$$

を得る¹²⁾. したがって,

$$\text{spr}(\Psi(\lambda)) \leq F^+(\lambda) < F(|\lambda|)$$

となる. すなわち, もし $1 \in \sigma(\Psi(\lambda))$, $\arg \lambda \neq 0$ であれば,

$$F(\lambda_0) = 1 \leq \text{spr}(\Psi(\lambda)) < F(|\lambda|)$$

であり, F が狭義単調減少なことから $|\lambda| < \lambda_0$ を得る. 一方,

$$\sigma(G) \setminus \{0\} = \{ \lambda; \lambda \in \mathbb{C}, 1 \in \sigma(\Psi(\lambda)) \}$$

であったから, $\lambda_0 \exp(i\theta)$, $\theta \neq 0$ は G の固有値ではありえない. よって λ_0 は厳密に支配的である. (証明おわり)

ここで我々は線形作用素のスペクトル理論から若干の定義と結果を導入しておこう¹³⁾. T を複素バナッハ空間 X の閉作用素とし, λ_0 を T のスペクトル $\sigma(T)$ の孤立点とする. このときレゾルベント $R(\lambda, T) = (\lambda I - T)^{-1}$ は λ_0 のまわりでローラン展開される.

$$(\lambda I - T)^{-1} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} (\lambda - \lambda_0)^k A_k$$

ここで

$$A_k = \frac{1}{2\pi i} \int_{\Gamma} (\lambda - \lambda_0)^{-k-1} (\lambda I - T)^{-1} d\lambda$$

であり, Γ は λ_0 をかこみ $\sigma(T)$ のその他の点を内部およびその境界に含まない閉曲線である. A_{-1} は X 上への射影 (projection) になる. λ_0 が $(\lambda I - T)^{-1}$ の極であり, その位数が m であれば, λ_0 は T の固有値であり, 以下が成り立つ.

$$R(A_{-1}) = N((\lambda_0 I - T)^m), \quad R(I - A_{-1}) = R((\lambda_0 I - T)^m),$$

$$X = N((\lambda_0 I - T)^m) \oplus R((\lambda_0 I - T)^m)$$

ただし, $R(A_{-1})$ は A_{-1} の値域を示し, $N(T)$ は T の核を示す. $R(A_{-1})$ は λ_0 の代数的固有空間とよばれ, その次元を λ_0 の代数的重複度とよび, m_a であらわす. 一方, $N(\lambda_0 I - T)$ を幾何学的固有空間とよび, その次元は幾何学的重複度とよばれる. これを m_g であらわす. このとき λ_0 の位数 m と m_a, m_g のあいだには, $m \leq m_a, m_g \leq m_a$ という関係が成り立つ. もし $m_a = 1$ であれば λ_0 は単純 (simple) とよばれる. このとき必然的に $m = m_a = m_g = 1$ であり, λ_0 はレゾルベントの一位の極である. また, $R(A_{-1}) = N(\lambda_0 I - T) = \{ \tau x; \tau \in \mathbb{C} \}$ となる. 但し, x は λ_0 に属する T の固有ベクトルであり, スカラー乗数を除いて一意的にきまる. もし $A_{-2} = 0$ である場合, λ_0 は半単純 (semisimple) とよばれる. 当然, λ_0 が単純であれば半単純であるが, 逆は真ではない.

12) 二階堂副包, 前掲 (注10), 『経済のための線形数学』, p. 87参照.

13) 閉作用素のスペクトル理論については関数解析の教科書を参照のこと. たとえば, T. Kato, *Perturbation Theory for Linear Operators, 2nd Edition*, Springer-Verlag, 1976, K. Yosida, *Functional Analysis, 6th Edition*, Springer-Verlag, 1980. 特に数学的人口理論との関連においては G. F. Webb, *Theory of Nonlinear Age-Dependent Population Dynamics*, Marcel Dekker, 1985. の記述がすぐれている.

以上の準備のもとで次の定理を示そう。

定理 3.4 G を一般化レスリー行列とする。定理 3.3 の仮定がなりたつとすれば、 G のフロベニウス根 λ_0 は単純である。

(証明) まず λ_0 が G のレゾルベント $(\lambda I - G)^{-1}$ の一位の極であることを示す。そのためには定理 3.1 から、 λ_0 が $(I - \Psi(\lambda))^{-1}$ の一位の極であることを示せば十分である。 $\Psi(\lambda)$ は λ_0 のまわりで解析的であるからテイラー展開できる。

$$\Psi(\lambda) = \sum_{n \geq 0} (\lambda - \lambda_0)^n K_n$$

このとき $K_0 = \Psi(\lambda_0)$ は仮定から正値行列であり、フロベニウス根として 1 をもつ。従って、その左右の固有ベクトルを $f(1)$, $\psi(1)$ とすればこれらは正値ベクトルである。それゆえ、

$$K_1 = \frac{d}{d\lambda} \Psi(\lambda) \Big|_{\lambda = \lambda_0} = - \sum_{j=1}^k j \lambda_0^{-j-1} M(j) L(j-1) < 0$$

であり、 $f(1) K_1 \psi(1) < 0$ を得る。したがって、Schumitzky and Wenska (1975) の定理¹⁴⁾ から、 $\lambda = \lambda_0$ が $(I - \Psi(\lambda))^{-1}$ の一位の極であることがわかる。よって、 $(\lambda I - G)^{-1}$ の一位の極でもある。それゆえ、 $R(A_{-1}) = N(\lambda_0 I - G)$ を得る。一方、 $\dim N(\lambda_0 I - G) = \dim N(I - \Psi(\lambda_0))$ であったから、 $\Psi(\lambda_0)$ が正値行列でフロベニウス根 1 をもつことから $\dim N(I - \Psi(\lambda_0)) = 1$ であり、従って $\dim R(A_{-1}) = 1$ 、すなわち $\lambda = \lambda_0$ は単純である。(証明おわり)

IV 分布ベクトルの漸近挙動：強エルゴード定理

ここでは一般化レスリー行列の安定分布が存在するための十分条件を定式化しよう。有限次元ベクトル空間 X の線形作用素 A の安定分布とは、任意のベクトル $\phi \in X$ にたいして以下が成り立つようなベクトル $\psi \in X$ のことである。すなわち、定数 r が存在して

$$(4.1) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda^{-t} A^t \phi = r \psi$$

がなりたつ。ここで $\lambda \in \mathbb{C}$ は初期分布ベクトル ϕ に依存しない。物理的な意味から $\lambda \in \mathbb{R}$, $\psi \geq 0$ となることを要求する場合が多い。多地域モデル (2.9) において、 G が非負の安定分布をもてば、年齢分布 $p(t)$ は時間とともにその初期分布からは独立になる。このような人口過程の性質を人口学では強エルゴード性とよんでいる¹⁵⁾。

一般スペクトル分解によって以下の定理を得る。

定理 4.1 A を有限次元ベクトル空間 X の線形作用素とする。 A が厳密に支配的で半単純な固有値 λ_0 をもてば、以下がなりたつ。

$$(4.2) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_0^{-t} A^t \phi = P_0 \phi$$

ただしここで P_0 は固有値 λ_0 に属する一般固有空間への射影 (eigenprojection) である

(証明) λ_h , $h=0, 1, \dots, s$ を A の固有値とし、これらが $|\lambda_0| \geq |\lambda_1| \geq \dots \geq |\lambda_s|$ と順

14) A. Schumitzky and T. Wenska, "An operator residue theorem with applications to branching processes and renewal type integral equations". SIAM J. Math. Anal. Vol. 6, 1975, pp. 229-235.

15) 人口学におけるエルゴード諸定理に関しては以下を参照。

Joel E. Cohen, "Ergodic Theorems in Demography", *Bulletin of the American Mathematical Society*, Vol. 1, Number 2, 1979, pp. 275-295.

序づけられているとしよう。 m_h を λ_h の代数的重複度とする。 λ_0 を厳密に支配的で半単純とする。すなわち、 $\lambda_0 > \max \{ |\lambda_h| : h \neq 0 \}$, である。 A に一般スペクトル分解を適用すれば、 A^t について以下の表示を得る¹⁶⁾。

$$(4.3) \quad A^t \phi = \sum_{h=0}^s \left(\lambda_h^t P_h + \sum_{n=1}^{m_h-1} \binom{t}{n} \lambda_h^{t-n} D_h^n \right)$$

ここで P_h , D_h は以下のように定義される。

$$P_h = \frac{1}{2\pi i} \int_{\Gamma_h} (\lambda I - A)^{-1} d\lambda, \quad D_h = \frac{1}{2\pi i} \int_{\Gamma_h} (\lambda - \lambda_h) (\lambda I - A)^{-1} d\lambda$$

ここで Γ_h は複素平面上で λ_h をかこみ、その他の固有値を含まない閉曲線である。 λ_0 が半単純であるから、 $D_0 = 0$ である。よって (4.3) よりただちに以下を得る。

$$\| \lambda_0^{-t} A^t \phi - P_0 \phi \| \leq \sum_{h=1}^s \left(\left| \frac{\lambda_h}{\lambda_0} \right|^t \| P_h \phi \| + \sum_{n=1}^{m_h-1} \binom{t}{n} \left| \frac{\lambda_h}{\lambda_0} \right|^{t-n} \| D_h^n \phi \| \right) \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow \infty)$$

ただし、 $\| \cdot \|$ は X のノルムである。したがって、 (4.2) を得る。(証明おわり)

上記の定理を G に適用して以下を得る。

定理 4.2 (強エルゴード定理) G を一般化レスリー-行列とし、定理 3.3 の仮定がみたされているとする。 ψ_0 を G のフロベニウス根 λ_0 に属する固有ベクトルとする。このとき ψ_0 は G の非負の安定分布を与え、以下がなりたつ。

$$(4.4) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_0^{-t} G^t \phi = \frac{\langle f_0, \phi \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \psi_0$$

ただし、 $\langle x, y \rangle$ はベクトル x , y の内積を示し、 f_0 は G のフロベニウス根 λ_0 に属する左側固有ベクトルである。

(証明) $\psi(1)$, $f(1)$ をそれぞれ ψ_0 , f_0 を構成する第一成分ベクトルとしよう。このとき $\psi(1)$ は $\Psi(\lambda_0)$ のフロベニウス根 1 に属する右固有ベクトルであったが、同様に $f(1)$ が左固有ベクトルであることが容易に示される(補題 5.1 参照)。このとき $\Psi(\lambda_0) > 0$ であったから、 $f(1) > 0$, $\psi(1) > 0$ である。したがって、

$$\langle f_0, \psi_0 \rangle = \sum_{i=1}^k \langle f(i), \psi(i) \rangle \geq \langle f(1), \psi(1) \rangle > 0$$

を得る。つぎに

$$(4.5) \quad P_0 \phi = \frac{\langle f_0, \phi \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \psi_0$$

となることを示そう。 $H(\lambda) = (\lambda I - G)^{-1}$ とおけば、 λ_0 はレゾルベント $H(\lambda)$ の一位の極であった。したがって $H(\lambda)$ は以下のようにローラン展開される。

$$H(\lambda) = \sum_{n=-1}^{\infty} (\lambda - \lambda_0)^n H_n$$

ただし、

$$H_n = \frac{1}{2\pi i} \int_{\Gamma} (\lambda - \lambda_0)^{-n-1} H(\lambda) d\lambda, \quad H_{-1} = P_0 \neq 0$$

16) 笠原浩司, 『線形代数と固有値問題』, 現代数学社, 1972年, または, Kato, 前掲(注13)参照。

Γ は λ_0 を囲む閉曲線で、他の固有値をその内部および境界上に含まない。一方、恒等式

$$(4.6) \quad \lambda I - G = (\lambda_0 I - G) + (\lambda - \lambda_0) I$$

$$(4.7) \quad H(\lambda)(\lambda I - G) = (\lambda I - G)H(\lambda) = I$$

より、以下を得る。

$$(4.8) \quad (\lambda_0 I - G)H_{-1} = H_{-1}(\lambda_0 I - G) = 0$$

$$(4.9) \quad H_{-1} + (\lambda_0 I - G)H_0 = H_{-1} + H_0(\lambda_0 I - G) = I$$

これよりただちに

$$R(H_{-1}) = R(P_0) = N(\lambda_0 I - G) = \{ r\psi_0; r \in C \}$$

となる。したがって各 ϕ についてある $r \in C$ が存在して $P_0\phi = r\psi_0$ とかける。一方、(4.9) から

$$P_0\phi = H_{-1}\phi = \phi - (\lambda_0 I - G)H_0\phi$$

それゆえ、左から f_0 をかければ、

$$\begin{aligned} \langle f_0, P_0\phi \rangle &= \langle f_0, r\psi_0 \rangle = r \langle f_0, \psi_0 \rangle \\ &= \langle f_0, \phi - (\lambda_0 I - G)H_0\phi \rangle = \langle f_0, \phi \rangle \end{aligned}$$

よって以下を得る。

$$P_0\phi = r\psi_0 = \frac{\langle f_0, \phi \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \psi_0$$

定理 4.1 からただちに (4.4) を得る。(証明おわり)

$\lambda_0 \geq 0$ を G のフロベニウス根とし、 ψ_0 をそれに属する非負の固有ベクトルとする。 $p(0) = \psi_0$ とすれば

$$p(t) = G^t \psi_0 = \lambda_0^t \psi_0$$

従って、もし人口分布がひとたび ψ_0 に一致すれば、人口過程 (2.9) は成長率 λ_0 で斉一成長をおこなう。また強エルゴード定理が成り立つ場合には、どのような初期分布から出発しても分布ベクトルは ψ_0 に漸近的に比例するようになる。すなわち、スカラー乗数を除いて一意的な ψ_0 で示される人口構造は安定であることになる。いま $e = (1, \dots, 1)$ を、その成分がすべて 1 であるような (rk) -横ベクトルとすれば、人口分布ベクトル $p(t)$ は

$$p(t) = \langle e, p(t) \rangle \cdot \langle e, p(t) \rangle^{-1} p(t)$$

と分解される。ここで $\langle e, p(t) \rangle$ は総人口数を示し、 $\langle e, p(t) \rangle^{-1} p(t)$ は人口の年齢別地域別構成比率を成分とするベクトルである。安定分布についてこの分解をおこなえば、

$$\frac{\langle f_0, \phi \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \psi_0 = \frac{\langle f_0, \phi \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \langle e, \psi_0 \rangle \cdot \langle e, \psi_0 \rangle^{-1} \psi_0$$

このとき $\langle f_0, \phi \rangle \langle e, \psi_0 \rangle / \langle f_0, \psi_0 \rangle$ は安定同値人口 (stable equivalent) とよばれる。

$$G^t \phi \sim \lambda_0^t \frac{\langle f_0, \phi \rangle \langle e, \psi_0 \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \langle e, \psi_0 \rangle^{-1} \psi_0 = G^t \left[\frac{\langle f_0, \phi \rangle \langle e, \psi_0 \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \langle e, \psi_0 \rangle^{-1} \psi_0 \right]$$

であるから、強エルゴードの人口過程においては、任意の初期分布 ϕ から出発する人口 $p(t)$ は十分時間がたてば、安定同値人口を総人口として、人口構成 $\langle e, \psi_0 \rangle^{-1} \psi_0$ を有する人口を初期分布とする

斉一成長軌道に漸近することになる。

定理 4.2 によって我々は G の安定分布が存在する十分条件を得たが、さらにもし G が複素固有値をもてば、過渡状態において振動がひきおこされることが以下のようにしてわかる。いま $\text{Im } \lambda_h \neq 0$, $\lambda_h \in \sigma(G)$ であれば $\bar{\lambda}_h \in \sigma(G)$ でもある。いま $\bar{\lambda}_h = \lambda_k$ ($h \neq k$) とすれば

$$\overline{P_h \phi} = \frac{1}{2\pi i} \int_{\bar{\Gamma}_h} (\lambda I - G)^{-1} \phi d\lambda = \frac{1}{2\pi i} \int_{\Gamma_k} (\lambda I - G)^{-1} \phi d\lambda = P_k \phi$$

となる。ただし $\bar{\Gamma}_h$ は Γ_h の鏡像であり、 $\bar{\Gamma}_h = \Gamma_k$ である。それゆえ、 A^t の展開においては以下のような振動項が存在する。

$$\lambda_h^t P_h \phi + \lambda_k^t P_k \phi = \lambda_h^t P_h \phi + \overline{\lambda_h^t P_h \phi} = 2|\lambda_h|^t \begin{pmatrix} |(P_h \phi)_1| \cos(t\theta_h + \alpha_1) \\ \vdots \\ |(P_h \phi)_{rk}| \cos(t\theta_h + \alpha_{rk}) \end{pmatrix}$$

ただし、 $\theta_h = \arg(\lambda_h)$ であり、 $(P_h \phi)_j$ はベクトル $P_h \phi$ の第 j 成分であり、 $\alpha_j = (\text{Im}(P_h \phi)_j / \text{Re}(P_h \phi)_j)$ である。

V 空間的繁殖値 (the spatial reproductive value)

ここでは一般化レスリー行列 G の左側固有ベクトルの構造を考える。まず、定理 4.2 で用いた以下の事実を示しておこう。

補題 5.1 $\lambda_0 \neq 0$ を G のフロベニウス根とし、 f_0 を λ_0 に属する左側固有ベクトルとする。 f_0 は k 個の r 次元横ベクトル $f(a)$, $1 \leq a \leq k$ に細胞分割されているとする。すなわち、 $f_0 = (f(1), f(2), \dots, f(k))$ 。このとき $f(1)$ は $\Psi(\lambda_0)$ の固有値 1 に属する左固有ベクトルである。

(証明) $f(1) = f(1)\Psi(\lambda_0)$ となることを示せばよい。 $\lambda_0 f_0 = f_0 G$ をその要素ベクトルごとにかかけば、

$$(5.1) \quad \begin{cases} f(1)M(a) + f(a+1)S(a) = \lambda_0 f(a), & a=1, 2, \dots, k-1 \\ f(1)M(k) = \lambda_0 f(k) \end{cases}$$

これよりただちに

$$f(1) \left(\sum_{j=1}^k \lambda_0^{-j} M(j) L(j-1) \right) = f(1)$$

を得る。(証明おわり)

ここで多地域モデル (2.8) において定理 3.2 の仮定がなりたっているとしよう。このとき G のフロベニウス根を λ_0 とすれば $\Psi(\lambda_0)$ はフロベニウス根 1 をもち、その左固有ベクトル $f(1)$ はスカラー乗数を除いて一意的にさだまる。このとき年齢階級 a の人口の空間的繁殖値 (the spatial reproductive value)¹⁷⁾ を次のように定義する。

$$(5.2) \quad f(a) = f(1) \left[\sum_{j=a}^k \lambda_0^{-j+a-1} M(j) L(j-1) \right] L^{-1}(a-1)$$

17) 繁殖値の概念およびその応用については以下を参照。

Nathan Keyfitz, *Applied Mathematical Demography, 2nd Edition*, Springer-Verlag 1985, Chap. 6, A. Rogers and F. Willekens, "The spatial reproductive value and the spatial momentum of zero population growth" *Environment and Planning A*, 10, 1978, pp. 503-518.

このとき $f(a)$ が漸化式 (5.1) をみたすことはただちにわかるから、横ベクトル $(f(1), f(2), \dots, f(k))$ は G の固有値 λ_0 に属する左固有ベクトルとなる。 $f(a)$ は年齢 a の人口が a 歳以後に生むと期待される子孫の数を成長率 λ_0 で割りびいたものであり、年齢 a の人口が安定成長の下で子孫の繁殖に関して有する貢献度をはかる相対的な尺度であると考えられている。さらに、人口分布 $p(t)$ があたえられたとき、内積 $\langle f_0, p(t) \rangle = V(t)$ を総繁殖値 (total reproductive value) とよぶ。 $p(t)$ が (2.10) に従えば $V(t)$ は成長率 λ_0 で幾何級数的に増大する。実際、

$$\begin{aligned} V(t) &= \langle f_0, p(t) \rangle = \langle f_0, G^t p(0) \rangle = \langle f_0 G^t, p(0) \rangle \\ &= \lambda_0^t \langle f_0, p(0) \rangle = \lambda_0^t V(0) \end{aligned}$$

この事実は人口遺伝学において Fisher の原理とよばれている¹⁸⁾。とくに、 G の安定分布について $\langle f_0, \psi_0 \rangle = 1$ となるように規格化しておけば以下を得る。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_0^{-t} G \cdot p(0) = V(0) \psi_0$$

空間的繁殖値を用いれば、安定人口分布の係数としてこれまでとは別の形態が得られる。

定理 5.2 G を一般化レズリ-行列とし、定理 3.3 の仮定が成り立っているものとしよう。 G のフロベニウス根 λ_0 に属する左右の固有ベクトルを f_0, ψ_0 とし、 $f(1), \psi(1)$ を各々 f_0, ψ_0 の最初の r 個の成分からなる r -ベクトルとする。このとき ψ_0 は安定分布であり、以下が成り立つ。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_0^{-t} G p(0) = \frac{\langle f_0, p(0) \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \psi_0 = \frac{V(0)}{f(1) \left[-\lambda_0 \frac{d}{d\lambda} \Psi(\lambda) \Big|_{\lambda=\lambda_0} \right] \psi(1)} \psi_0$$

(証明) 仮定および定理 4.2 より

$$\langle f_0, \psi_0 \rangle = f(1) \left[-\lambda_0 \frac{d}{d\lambda} \Psi(\lambda) \Big|_{\lambda=\lambda_0} \right] \psi(1)$$

がなりたつことを示せば十分である。

$$\langle f_0, \psi_0 \rangle = \sum_{a=1}^k \langle f(a), \psi(a) \rangle$$

である。ここで $f(a)$ は空間的繁殖値 (5.2) によって与えられる。一方、 $\psi(a) = \lambda_0^{-a+1} L(a-1) \psi(1)$ であったから

$$\langle f(a), \psi(a) \rangle = f(1) \left[\sum_{j=a}^k \lambda_0^{-j} M(j) L(j-1) \right] \psi(1)$$

したがって、

18) J. F. Crow and M. Kimura, *An Introduction to Population Genetics Theory*, Harper and Row, 1970, p. 22 参照。

$$\begin{aligned}
\langle f_0, \psi_0 \rangle &= \sum_{a=1}^k f(1) \left[\sum_{j=a}^k \lambda_0^{-j} M(j) L(j-1) \right] \psi(1) \\
&= f(1) \left[\sum_{a=1}^k \sum_{j=a}^k \lambda_0^{-j} M(j) L(j-1) \right] \psi(1) \\
&= f(1) \left[\sum_{j=1}^k \sum_{a=1}^j \lambda_0^{-j} M(j) L(j-1) \right] \psi(1) \\
&= f(1) \left[\sum_{j=1}^k j \lambda_0^{-j} M(j) L(j-1) \right] \psi(1)
\end{aligned}$$

を得る。よってただちに、

$$\langle f_0, \psi_0 \rangle = f(1) \left[-\lambda_0 \frac{d}{d\lambda} \psi(\lambda) \Big|_{\lambda=\lambda_0} \right] \psi(1)$$

となることがわかる。(証明おわり)

VI 結 語

すでにみてきたように、一般化レスリー行列 G が安定分布をもつためには G のフロベニウス根が厳密に支配的で単純であることが十分であった。またそのためには定理 3.3 の条件がひとつの十分条件を与える。この結果は通常レスリー行列に関する結果¹⁹⁾からのアナロジーによって、Rogers(1975)において予想されていたことである²⁰⁾。しかし、これまで人口学における多次元モデルに関しては、J. Cohen, J. M. Hoem 等の例外を除けば、安易に一次元の古典的結果からのアナロジーで多次元モデルの性質を論ずる demographer が大部分であり、数値的結果を得ることのみが先行して、モデルの形式的構造を厳密に論ずる態度に欠けていたことは指摘しておく必要がある。数学的モデルは、それが素朴な段階をすぎるやいなや、もはや自明なものではなく、それ自体十分に検討に値するものになってくる。厳密な証明過程は単に審美的理由で要求されているのではなく、正確な結論を導くために必要とされていることを強調しておきたいと思う。これらのことは Rogers (1975) において展開されている連続時間の多地域モデルに関するもとりわけ妥当なことである。しかしこれについてはまた稿をあらためて論ずることとしたい。

19) J. H. Pollard, *Mathematical models for the growth of human populations*, Cambridge University Press, 1973, Chap. 4 参照.

20) Rogers, 前掲(注4), sec. 5.5 参照.

On the Discrete Model of Multiregional Demographic Growth

Hisashi I NABA

In this paper we consider a one-sex population divided into r regions. Let k be the number of age classes and let $p_j(a,t)$ ($j=1,2,\dots,r; a=1,2,\dots,k$) denote the number of individuals at time t ($t=1,2,\dots$) in region j in age class a . We define a r -column vector $p(a,t)$ as

$$p(a,t) = (p_1(a,t), \dots, p_r(a,t))^{\tau}.$$

where τ denotes the transpose of the vector. Further, we define the (rk) -column vector $p(t)$ as

$$p(t) = \begin{pmatrix} p(1,t) \\ p(2,t) \\ \vdots \\ p(k,t) \end{pmatrix},$$

which denotes the age-by-region distribution of population at time t . Let $s_{ij}(a)$ ($a=1,2,\dots,k-1$) denote the proportion of individuals in age class a and region j at time t who are alive in age class $a+1$ and region i at time $t+1$. Let $S(a)$ be the $r \times r$ matrix, in which the (i,j) element is $s_{ij}(a)$. Then we have

$$p(a+1, t+1) = S(a) p(a, t).$$

The survival rate matrices $L(a)$ ($a=0,1,\dots,k-1$) is defined as

$$L(a) = S(a) \times S(a-1) \times \dots \times S(1) \text{ for } a=1,\dots,k-1, L(0) = I,$$

where I denotes the $r \times r$ identity matrix. We assume that $L(k-1) \geq 0$ where $x \geq y$ means $x_{ij} \geq y_{ij}$, $x \neq y$.

Next let $m_{ij}(a)$ be the average number of individuals born from t to $t+1$, per individual in region j and age class a at time t , who are alive in region i and age class one at $t+1$. Let $M(a)$ be the $r \times r$ matrix, in which the (i,j) element is $m_{ij}(a)$. Then the following holds :

$$p(1, t+1) = \sum_{a=1}^k M(a) p(a, t).$$

The generalized Leslie matrix is defined as follows :

$$G = \begin{pmatrix} M(1), M(2), \dots, M(k) \\ S(1), 0, \dots, 0 \\ 0, S(2), \dots, \cdot \\ \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \\ \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \\ 0, \dots, 0, S(k-1), 0 \end{pmatrix}.$$

Using the above definitions, we can formulate the discrete, one-sex model of multiregional demographic growth as

$$p(t+1) = G \cdot p(t).$$

Hence

$$p(t) = G^t \cdot p(0), \quad t=0,1,2,\dots,$$

where $p(0)$ denotes the initial population distribution.

Our main result is the following proposition.

Proposition Assume that at least two consecutive $M(i)L(i-1)$ are positive matrices. Then the following hold :

- (1) G has a strictly dominant, simple eigenvalue $\lambda_0 > 0$.
- (2) Let $\Psi(\lambda)$ be the characteristic matrix defined as

$$\Psi(\lambda) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^k \lambda^{-j} M(j) L(j-1).$$

Then $\Psi(\lambda_0)$ has the Frobenius root one.

- (3) Let f_0, ψ_0 be the left and right eigenvectors of G associated with λ_0 and let $f(1), \psi(1)$ be the left and right eigenvectors of $\Psi(\lambda_0)$ associated with the Frobenius root one. Then ψ_0 is a nonnegative stable distribution of G , and the following holds :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_0^{-t} G^t \cdot p(0) = \frac{\langle f_0, p(0) \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \psi_0 = \frac{V(0)}{f(1) \left[-\lambda_0 \frac{d}{d\lambda} \Psi(\lambda_0) \right] \psi(1)} \psi_0,$$

where $V(0) = \langle f_0, p(0) \rangle$ is the total reproductive value of the initial population.

From the above proposition, we know that

$$p(t) \sim \lambda_0^t \frac{\langle f_0, p(0) \rangle}{\langle f_0, \psi_0 \rangle} \psi_0 \quad (t \rightarrow \infty).$$

Therefore, the age-by-region distribution $p(t)$ is asymptotically independent of the initial distribution except scalar multipliers. In other words, under the assumption of this proposition, the strong ergodic property holds for this demographic process.

マクロモデルによる 結婚と出生力のシミュレーション

阿藤 誠・伊藤達也・小島 宏

I はじめに

1 目的

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

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

2 出生力の動向

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

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

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

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

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

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

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

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

3 出生力変動についてのこれまでの研究

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

2) 阿藤誠・大谷憲司、「わが国夫婦の出生意識と出生行動—第8次出産力調査の結果から—」、『人口問題研究』、第166号、1983年4月、pp.1～34。

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

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

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

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

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

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

9) 河野稠果・廣嶋清志・渡辺吉利・高橋重郷・金子隆一、「マイクロ・シミュレーションによる日本出生力の生物人口学的分析—昭和55—57年度特別研究報告」、『人口問題研究』、第168号、1983年10月、pp.1～29。

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

このような研究方法のなかで主要なものは次の4つの方法である。

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

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

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

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

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

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

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

II 結婚と結婚出生力のモデル

1 モデルの基本的アイディア

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

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

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

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

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

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

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

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

$B_{x,d}^M$ は、年齢別、結婚持続期間別、嫡出出生児数とする。

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

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

さらに、嫡出出生児数は、2つの変数に分けることができる。

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

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

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

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

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

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

と表すことができる。

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

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

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

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

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

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

あるいは、

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

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

(3) このモデルに必要なその他の人口学的変数

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

13) 伊藤達也, 前掲(注12), 「結婚と出生」, p.50.

14) 伊藤達也, 前掲(注12), 「結婚と出生」, p.50.

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

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

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

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

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

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

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

ただし， $P_x^{s,t}$ は， t 年に年齢 x 歳の未婚人口，

n_x^t は， t 年に年齢 x 歳の初婚率，

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

したがって、毎年の年齢別結婚数は、

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

となる。

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

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

2 モデルの構造¹⁹⁾

(1) シミュレーションの方法

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

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

(2) モデルの基本方程式

はじめに、状態別人口、人口動態発生確率と推移確率の定義をしたい。

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

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

なお、人口の基準時点は、毎年1月現在とした。

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

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

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

表1 状態別人口 $P(t, a, st)$

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

表2 人口動態発生確率 (t, a, st, e)

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

表3 推移確率 $T(t, a, st1, st2)$

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

(C) つぎにすべての状態にある人口ごとに、1年後の状態別の確率を示した推移確率を $T(t, a, st1, st2)$ とする [表 2. 3 参照].

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

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

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

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

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

ただし、 $SRAB$ は男女別出生割合、
 PB は出生生残率である。

となる。

したがって、 t 年の母の年齢別出生児数は、

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

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

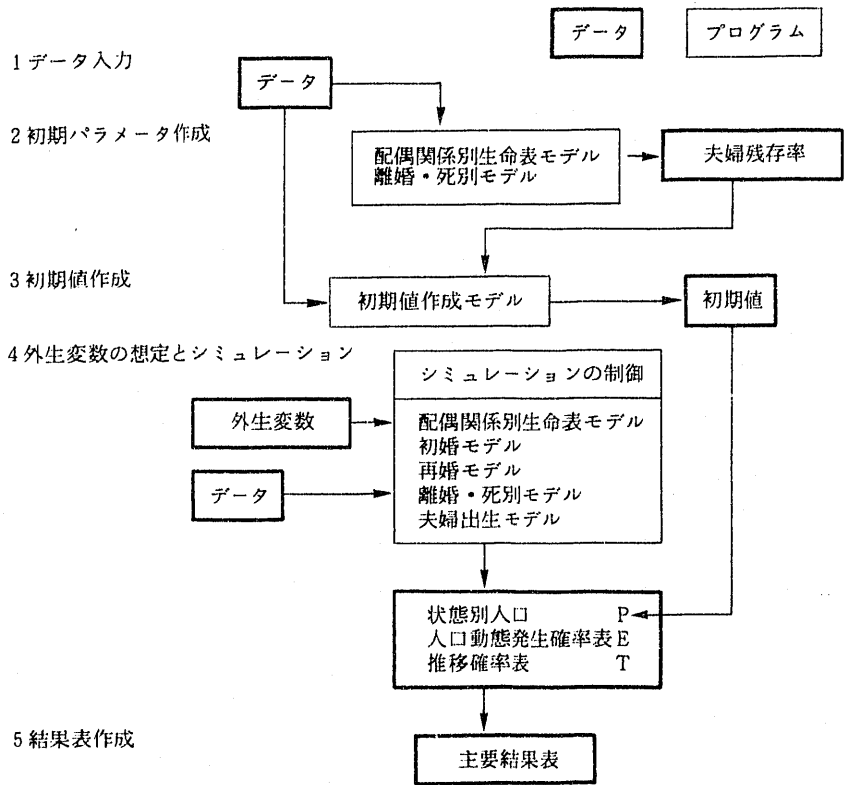
(3) シミュレーションの概略

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

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

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

図 1 シミュレーションの作業手順の概略



レートした。

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

表4 変数の要約的指標：シミュレーションのコントロール・パラメータ

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

(4) 人口動態発生確率

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

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

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

1 シミュレーションの概要

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

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

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

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

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

2 初婚についてのシミュレーション

(1) 初婚数推定のためのパラメータ設定

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

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

表5 初婚モデルのパラメータ

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

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

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

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

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

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

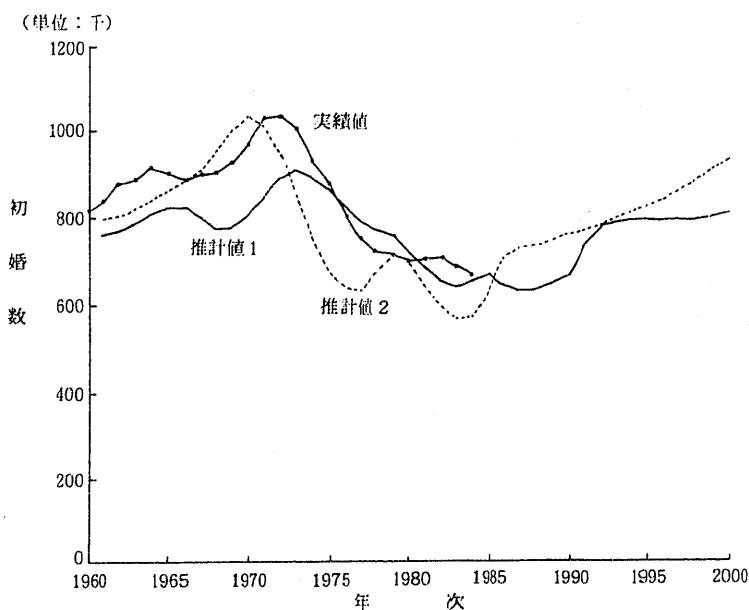
(2) シミュレーション結果

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

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

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

図2 初婚数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



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

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

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

3 再婚についてのシミュレーション結果

(1) 再婚数推定のためのパラメータ設定

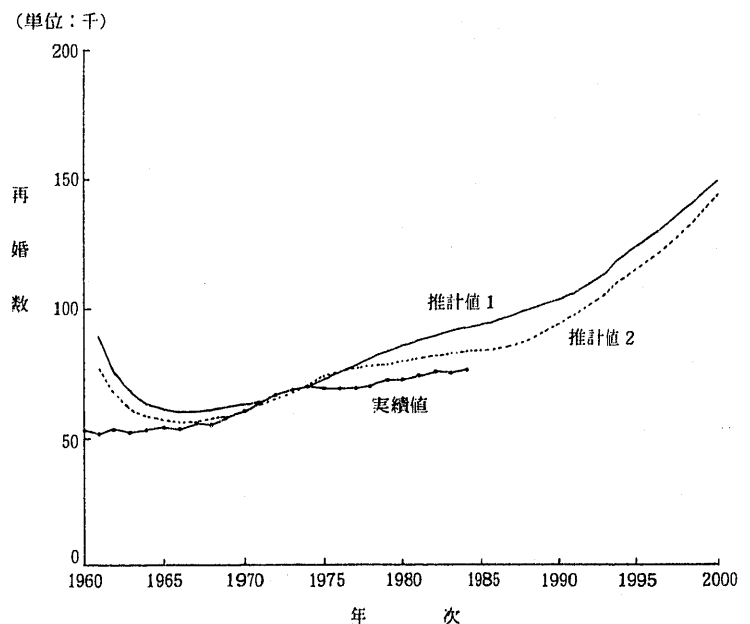
再婚モデルのパラメータは、離別者と死別者の各々について15歳から85歳までの再婚確率によって与えられる。本研究では、1980年の死離別者別、年齢別再婚率に基づいて生命表形式の再婚確率を算出して、これをすべてのコーホートに一律に適用した。離別者についての85歳時の離別残存率は0.2%、死別者についての85歳時の死別残存率は31.05%であった。

(2) シミュレーション結果

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

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

図3 再婚数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



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

4 婚姻についてのシミュレーション結果

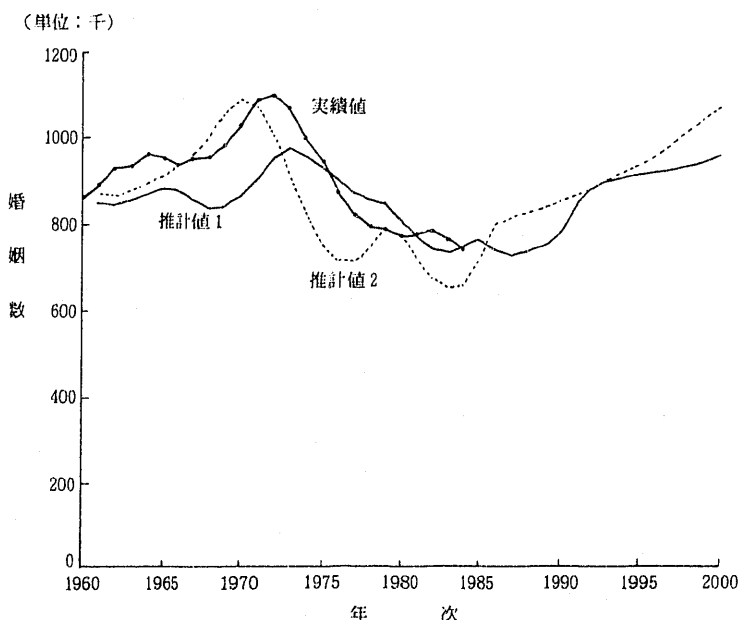
毎年の婚姻総数に占める再婚数(女子)の割合は1960年代で6%弱、その後漸増傾向にあるものの、1984年現在でも12%である。したがって婚姻数の動向はおおむね初婚数のそれによって決められているから、婚姻数の実績値とシミュレーション結果との比較は初婚数のそれとほぼ対応する。

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

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

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

図4 婚姻数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



5 離婚についてのシミュレーション結果

(1) 離婚数推定のためのパラメータ設定

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

表6 離婚モデルのパラメータ

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

(2) シミュレーション結果

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

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

6 出生についてのシミュレーション結果

(1) 出生数推定のためのパラメータ設定

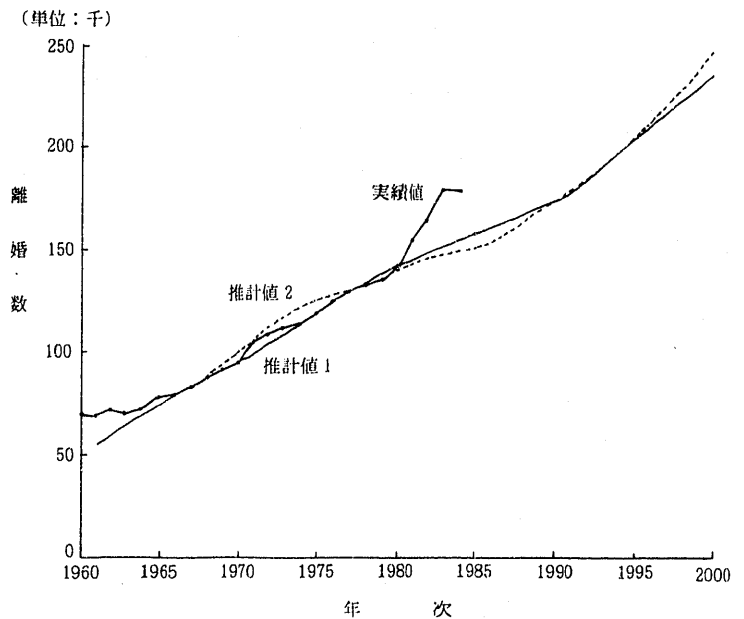
本モデルでは、出生率の主たるパラメータは有配偶女子の結婚年齢別結婚持続期間別出生率によって与えられる。今回のシミュレーションでは当研究所が昭和52年に実施した第7次出産力調査に基づき、1960年～1969年に結婚した初婚同士の夫婦を一括した結婚年齢別結婚持続期間別出生率の集計を行い、その集計結果をそのまま必要なパラメータとして用いた。結果としてすべての結婚コーホートの完結出生力は平均2.2人としてセットされた。結婚コーホートによって完結出生力の水準を変えなかったのは、第7次、第8次出産力調査(1982年)の完結出生力がいずれも2.2人で変化がなかったからである。

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

(2) シミュレーション結果—出生数—

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

図5 離婚数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年



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

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

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

(3) シミュレーションの結果—合計特殊出生率—

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

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

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

図6 出生数の実績値とシミュレーション結果：1961～2000年

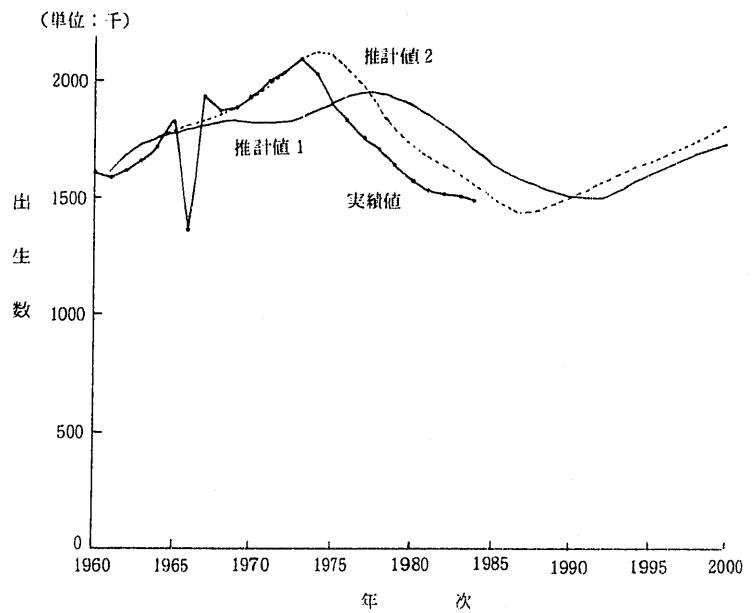
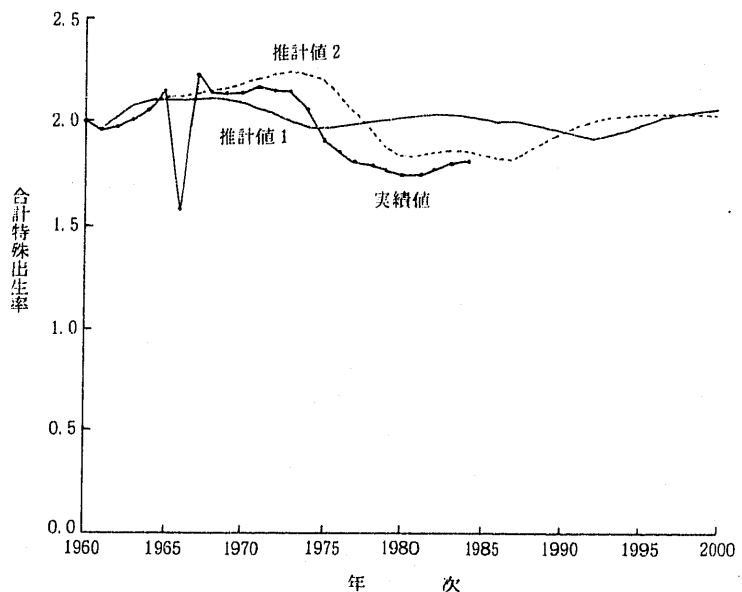


図7 合計特殊出生率の実績値とシミュレーション結果
：1961～2000年



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

IV お わ り に

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

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

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

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

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

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

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

と同時に、初婚数や離婚数の推計の基礎を作った点で意義があるといえよう。

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

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

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

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

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

Makoto ATOH, Tatsuya ITOH and Hiroshi KOJIMA

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

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

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

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

有配偶出生力指標の数理的検討

一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¹⁾

廣 嶋 清 志

I はじめに

近年の出生率の分析のために、出生率が有配偶率と有配偶出生率の積で表わせることから、しばしばその2つに分離して分析が行われる。この分析によると、現実の出生率の動向を結婚の動向と有配偶出生率の動向の2つから説明することができるので、大変便利である。しかし、この分離が年齢別に行われる場合、これがもっとも簡便なためしばしばそうされるのだが、有配偶出生率は結婚の影響を完全に免れているわけではないという点で、あくまで近似的なものであり、その扱いには注意を要する。たとえば、近年1975年から80年にかけて、年齢別有配偶出生率が上昇したことが知られている²⁾が、このことをもって、夫婦の既往出生率あるいは完結出生率が上昇していると結論づけるのは、実は、誤りであって、むしろ、逆に夫婦の既往出生率は下がっているといわなければならないのである³⁾。本研究はこのような年齢別の有配偶出生力の指標が、近年のように出生率が極めて低い水準にあって結婚年齢が上昇するときどのように変動する性格を持っているかを検討するものである。

II コーホートの有配偶出生力（既婚出生力）の指標の2区分

近年の年次出生率はコーホート（同時出生集団）の出生率の結果として考えるのが自然であるので、結局コーホート出生率を分析することが必要になる。したがって、以下ではコーホート出生率を扱う。コーホートの有配偶出生力の指標としてはつぎのものが考えられる。

1) 本研究は昨年度「出生力指標プロジェクト」（責任者：河野稔果）に参加する中でまとめたものである。この研究の機会を与えられたことおよび各研究員から有益なコメントをいただいたことに感謝したい。このプロジェクトで行った研究の報告は下記参照。

廣嶋清志、「マイクロ・シミュレーションによる近年の出生力の分析」、厚生省人口問題研究所、『出生力と年齢・パリティ・時間に関する研究』、特別研究報告資料、1986年3月、pp.3-61。

2) 厚生省人口問題研究所、『出生力の生物人口学的分析』、特別研究報告資料、1984年1月、p.79。

厚生省人口問題研究所、『全国日本人人口の再生産に関する指標、昭和50～55年』、研究資料第235号、1985年1月。

3) この問題は一般的には年齢別出生率を年齢別有配偶率と年齢別有配偶出生率とに分けて標準化出生率を計算する場合の問題としてすでに指摘されてきた。下記参照。

館 稔、「我が国人口の地方別増殖力に関する人口統計学的一考察（上）—我が国標準化出生率について—」、『人口問題』、1-4、1935年、p.466。

Henry S. Shryock, Jacob S. Siegel and Associates, *The Methods and Materials of Demography*, 1973, p.486。

また、同様なコンポーネント・アナリシスを行う場合についても同じ問題が生じる。安田三郎、『社会統計学』、1969年、p.151。

A. コーホートの有配偶出生力の指標

1. 年齢別有配偶出生率 (AMFR: age-specific marital fertility rate)

$$f(x) = B(x) / M(x)$$

2. 年齢別累積有配偶出生率 (CMFR: age-specific cumulative marital fertility rate)

$$\int_0^x f(x) dx = \int_0^x [B(x) / M(x)] dx$$

これは、 $x = \beta$ のとき合計有配偶出生率 (TMFR: total marital fertility rate) になる。

3. 年齢別有配偶既往出生率 (有配偶女子一人当たり平均出生児数)

(EMFR: age-specific ever-born marital fertility rate)

$$c(x) = \int_0^x B(x) dx / M(x)$$

これは、 $x = \beta$ のとき有配偶女子の完結出生率 (complete marital fertility rate) になる。

ただし、 $B(x)$ 、 $M(x)$ 、 $P(x)$ はそれぞれ女子 x 歳の出生児数、有配偶女子数、 β は出産の終了年齢。同様に、出生コーホートの出生力指標についてはつぎの3つが考えられる。

B. コーホート出生力の指標

1. 年齢別出生率 (AFR: age-specific fertility rate)

$$B(x) / P(x)$$

2. 年齢別累積出生率 (CFR: age-specific cumulative fertility rate)

$$\int_0^x [B(x) / P(x)] dx$$

これは、 $x = \beta$ のとき合計出生率 (TFR: total fertility rate) になる。

3. 年齢別既往出生率 (EFR: age-specific ever-born fertility rate)

$$\int_0^x B(x) dx / P(x)$$

これは、 $x = \beta$ のとき女子の完結出生率 (complete fertility rate) になる。

ここで、死亡率が十分低いならば $P(x) = P$ (一定) とし、また $B(x)$ 内の死亡者による出生児数を無視することができるので、Bの2. と3. は同じ指標とみなすことができる。したがって1. AFRは2. 3. つまりは合計出生率および完結出生率の一部であり、その水準と直接の関係性を有する。

これに対して、Aの有配偶出生力においては $M(x)$ は結婚年齢の異なるものが加わる限り一定ではないので2. CMFRと3. EMFRは明確に区別される。したがって1. AMFRは明らかに2. CMFRの部分であるが、3. EMFRの部分ではなくその水準と直接の関係を持たない。

Aの1. と2. の指標AMFR, TMFRは自然出生力と対比するために用いられてきた⁴⁾ これに

4) たとえば、下記参照。

河野稠果・廣嶋清志・渡辺吉利・高橋重郷・金子隆一、「マイクロ・シミュレーションによる日本出生力の生物人口学的分析：昭和55～57年度特別研究報告」、『人口問題研究』、第168号、章Ⅲ（金子隆一担当）、「自然出生力シミュレーション」、1983年10月。

John Bongaarts, "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of fertility", *Population and Development Review*, 4-1, March 1978.

Roland Pressat, *Demographic Analysis*, Aldine, 1972 (French 1961, 1969), 180～187.

対して、3.の指標EMFRはB. コーホートの出生力指標 3. EFR (TFR) との間に $EMFR \times MR = EFR (TFR)$ の関係があるので、EFRおよびTFRの水準を推定するのに用いられてきた。ただし、MRは有配偶率 ($M(x)/P(x)$)。なお実際にはEMFRは既婚者について計られMRは既婚率とされることが多い。

以上のように、年齢別有配偶出生力の指標の 1. 2. と 3. は著しくその性格を異にするといわなければならない。したがって、年齢別有配偶出生率 (AMFR) は、年齢別出生率 (AFR) と異なり、年齢別有配偶既往出生率 (EMFR) や年齢別累積出生率 (CFR)、合計出生率 (TFR) の変動と全く逆の変動を示すことがありうるのである。

III 結婚年齢の異なるコーホートの有配偶出生力指標間の関係

1 2つの結婚コーホート有配偶出生力指標

ある出生コーホート内の結婚コーホート (同時結婚集団) をとると、その結婚コーホートはすべて同じ結婚年齢からなる。したがって、ある出生コーホートにおける有配偶人口は結婚年齢の異なるいくつかの結婚コーホートからなっているものとしてとることができる。そのうちの1つの結婚年齢 a 歳の結婚コーホートにおける有配偶人口 $M(a)$ は年齢 x に対して不変である。ただし、ここでは死亡、離別が無視されている。

このような結婚年齢 a のコーホートでは年齢 x 歳に対しつぎの3つの有配偶出生力の指標が定義できる。

1. 年齢別有配偶出生率

$$f(a, x) = B(a, x) / M(a)$$

2. 年齢別累積有配偶出生率

$$\int_0^x f(a, x) dx = \int_0^x [B(a, x) / M(a)] dx$$

3. 年齢別有配偶既往出生率

$$c(a, x) = \int_0^x B(a, x) dx / M(a)$$

ここで、 $M(a)$ は x に対して独立なので 2. と 3. は同じものになる。

同じ出生コーホート内の結婚年齢 $a+k$ (ただし $k > 0$) のコーホートについても同様な有配偶出生率が定義できるが表記は省略する。

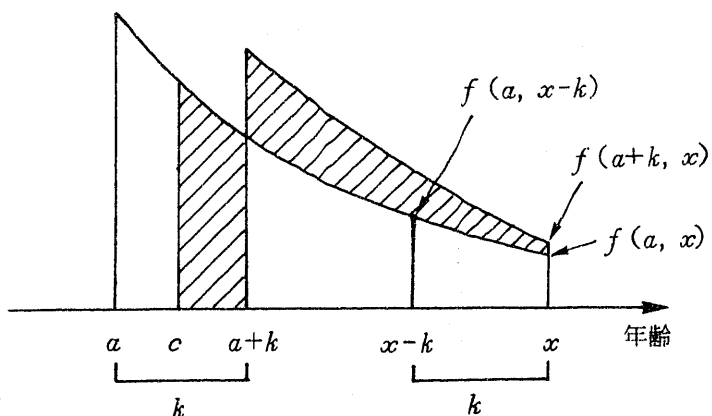
そこで、このとき経験的事実を基にして年齢別有配偶出生率についてつぎのように仮定する (図1参照)。

$$f(a, x) < f(a+k, x) < f(a, x-k) \dots \dots \dots (1)$$

(式の前半は $a+k \leq x$ で成り立つ)

これはつぎのことを意味する。

図1 結婚年齢 a , $a+k$ 歳コーホートの年齢別有配偶出生率



式の前半において、

① 結婚年齢が k 歳上昇したことによってもなつて x 歳における有配偶出生率 $f(a+k, x)$ はもとの結婚年齢 a 歳の x 歳における有配偶出生率 $f(a, x)$ よりは高いこと、つまり、結婚直後の出生率は高いので、結婚年齢が高くなったとしても、もとの結婚年齢の同じ年齢における出生率よりは高くなること、これは「結婚年齢上昇によつてもなう出生率の上昇」ということができる。

式の後半において、

② 結婚年齢 $a+k$ 歳の x 歳における有配偶出生率 $f(a+k, x)$ は結婚年齢 a 歳の同じ結婚持続期間 $x-a-k$ つまり $x-k$ 歳における有配偶出生率 $f(a, x-k)$ より低い。つまり、結婚年齢が高いと同じ結婚持続期間における出生率は低いということを意味する。これを「結婚年齢上昇によつてもなう出生率の低下」ということができる。

以上の2つの仮定が成り立つ条件は第一に出生率がきわめて低い水準であること、つまりもう大幅な出生率の低下がみこまれないこと、したがつて、結婚年齢が上昇してもそれなりの出産の努力が行われること、しかるに、第二に結婚年齢が全体としてかなり高い年齢であること、つまり、出産の努力にもかかわらず結婚年齢上昇の影響を受けて出生率の若干の低下は免れないことである。この2つの条件はそれぞれさきの仮定①、②に対応している。

以上のような関係があるとき上記の指標 1. および 2. と 3. について結婚年齢 a と $a+k$ のコーホート間でどのような関係があるかを検討してみよう。なお、ここで主として問題にするのは指標 1. と 3. の関係であつて、2. は 1. の各年齢の代表値として扱うにすぎない。

1) 年齢別累積有配偶出生率 (2.) についてのコーホート間の関係

(1) 式の前半を x について積分して

$$\int_{a+k}^x f(a, x) dx < \int_{a+k}^x f(a+k, x) dx \dots\dots\dots (2)$$

さらにこれを拡張して $c < h < a+k$ なる h に対つぎのような関係が成り立つ。

$$\int_h^x f(a, x) dx < \int_h^x f(a+k, x) dx \dots\dots\dots (3)$$

ただし、 c はつぎのようにして決められる。

$$\int_c^{a+k} f(a, x) dx = \int_{a+k}^x [f(a+k, x) - f(a, x)] dx \dots\dots\dots (4)$$

すなわち、 c は図1の斜線分の面積を相等にする値である。

[証明]

$$f(a, x) > 0 \text{ で } c < h \text{ だから } \int_h^x f(a, x) dx < \int_c^x f(a, x) dx \dots\dots\dots (5)$$

一方、(4)の両辺に $\int_{a+k}^x f(a, x) dx$ を加えると $\int_c^x f(a, x) dx = \int_{a+k}^x f(a+k, x) dx$

$$h < x < a+k \text{ で } f(a+k, x) = 0 \text{ なので } = \int_h^x f(a+k, x) dx \dots\dots\dots (6)$$

(5)と(6)により(3)が成り立つことが証明できた。

(3)式の意味するところはつぎの通りである。

〔結論1〕：結婚年齢の異なる2つのコーホート間で、ある年齢 c 歳以上に対する年齢別累積有配偶出生率は結婚年齢の高いコーホートの方が高い。

なお、さきにとわったように、この指標は年齢別有配偶出生率の代表値としてみるもので、この関係は年齢別有配偶出生率の高さの程度を積分の形で示すものである。

2) 年齢別有配偶既往出生率(3.)についてのコーホート間の関係

(1)式の後半は
$$\frac{B(a+k, x)}{M(a+k)} < \frac{B(a, x-k)}{M(a)}$$
 と表わされる。

したがって、これを x について積分すると、分母 $M(a+k)$ 、 $M(a)$ は x について不変なので

$$c(a+k, x) = \frac{\int_{a+k}^x B(a+k, x) dx}{M(a+k)} < \frac{\int_{a+k}^x B(a, x-k) dx}{M(a)}$$

ここで $t=x-k$ と置いて

$$\text{右辺} = \frac{\int_a^{x-k} B(a, x) dx}{M(a)}$$

ここで、 $B(a, x) > 0$ 、 $x > x-k$ なので

$$\text{右辺} < \frac{\int_a^x B(a, x) dx}{M(a)} = c(a, x)$$

したがって、 $c(a+k, x) < c(a, x)$ (7)

この式の意味することはつぎの通り。

〔結論2〕：結婚年齢の異なる2つのコーホート間で年齢別有配偶既往出生率は結婚年齢の高いコーホートの方が低い。

ここで注意すべきことは第1に(3)と(7)の不等号は逆であること、つまり結論1と結論2において結婚年齢の異なるコーホートについての有配偶出生力の大小関係は逆になることである。

2. 2つの出生コーホートの有配偶出生力指標

有配偶女子で成るある出生コーホートでは、 a 歳で結婚する人口を表わす結婚年齢の分布 $m(a)$ に従ってコーホートが結婚していくものとし、結婚や離婚がないものとするとそのコーホートの x 歳における有配偶人口 $M(x)$ は

$$M(x) = \int_0^x m(a) da \quad \text{と表わせる。}$$

また、そのコーホートの x 歳における出生児数は結婚年齢が a 歳以下の有配偶女子の出生児数の総計であるので、結婚年齢 a 歳の結婚コーホートの出生児数 $B(a, x)$ を用いて

$$B(x) = \int_0^x B(a, x) da \quad \text{と表わせる.}$$

したがって、有配偶出生力の指標はつぎのように表わされる。

1. 年齢別有配偶出生率 $f(x) = \int_0^x B(a, x) da / \int_0^x m(a) da$

2. 年齢別累積有配偶出生率 $\int_0^x f(x) dx = \int_0^x \left[\int_0^x B(a, x) da / \int_0^x m(a) da \right] dx$

3. 年齢別有配偶既往出生率 $c(x) = \frac{\int_0^x \int_0^x B(a, x) dadx}{\int_0^x m(a) da}$

ここで当然ながら 2. と 3. は異なる。なお、これらは II で示した A の 1. から 3. の指標を結婚年齢にまで展開したものである。

これらの指標について 2 つの結婚年齢分布の異なるコーホートの間で 1. と同様な関係が成り立つはずである。以下、このことを説明しよう。

いま、結婚年齢分布の異なる 2 つの有配偶者のみでなる出生コーホートについての出生率（有配偶出生率）を考える。その x 歳における有配偶人口を $M_1(x)$ 、 $M_2(x)$ とし、それぞれつぎのように表わされるとする。

$$M_1(x) = n_1 \int_0^x m(a) da, \quad M_2(x) = n_2 \int_0^x m(a-k) da$$

ここで、 $m(a-k)$ は $m(a)$ を k だけ右に平行移動させたもの、つまり結婚年齢がより高い分布を示す（図 2）。したがって、

$$\int_0^{x+k} m(a-k) da = \int_0^x m(a) da$$

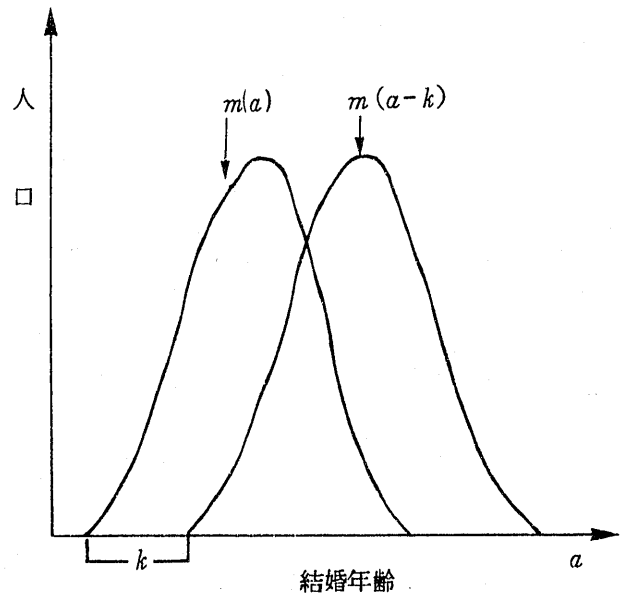
また、その出生児数はそれぞれ、

$$B_1(x) = n_1 \int_0^x B(a, x) da,$$

$$B_2(x) = n_2 \int_0^x B(a+k, x) da$$

とおける。ただし、 n_1 、 n_2 は各コーホートの大きさを決める定数である。なおここで、 $m(a)$ の関数形が一定であると仮定されているのに対し $B(a, x)$ は一定でないものとされている。したがって、結婚年齢 $a+k$ に対する有配偶人

図 2 結婚年齢別人口の分布



口は $m(a-k)$ で表わされるのに対し、 x 歳の出生児数は $B(a+k, x)$ で表わされることに注意。

この結婚年齢分布の異なる2つのコーホートの x 歳における有配偶出生率は、出生コーホートの大きさを決める n_1, n_2 が打ち消され、それぞれつぎのように表わされる。

$$f_1(x) = \frac{B_1(x)}{M_1(x)} = \frac{\int_0^x B(a, x) da}{\int_0^x m(a) da}$$

$$f_2(x) = \frac{B_2(x)}{M_2(x)} = \frac{\int_0^x B(a+k, x) da}{\int_0^x m(a-k) da}$$

また、それぞれの x 歳における有配偶既往出生率はつぎのように表わされる。

$$c_1(x) = \frac{\int_0^x \int_0^x B(a, x) da dx}{\int_0^x m(a) da}, \quad c_2(x) = \frac{\int_0^x \int_0^x B(a+k, x) da dx}{\int_0^x m(a-k) da}$$

ここで、出生率に関して(1)の関係があるものと仮定し、 $f_1(x) < f_2(x)$ と $c_1(x) > c_2(x)$ などの関係が成り立つかどうかを検討すればよい。

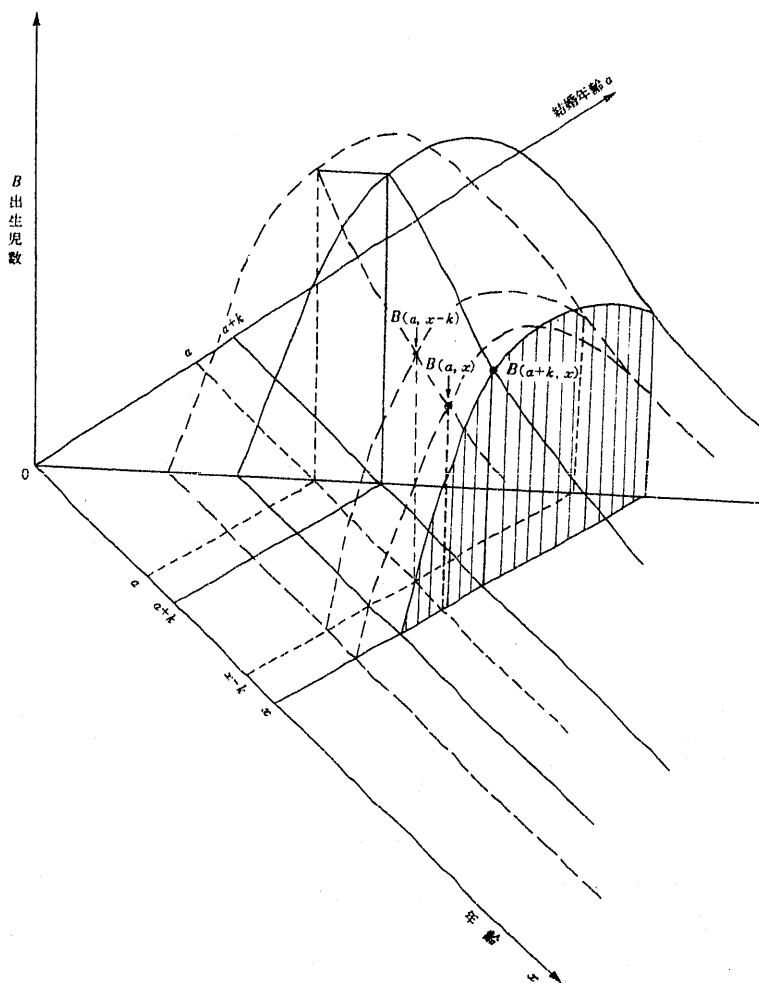
もともと $B(a, x) = m(a)f(a, x)$, $B(a+k, x) = m(a+k)f(a+k, x)$ の関係があり、また結婚年齢 a における $m(a)$ と結婚年齢 $a+k$ における $m(a+k)$ は等しい。さらに、ここに(1)の前半の関係をもちいて、結婚年齢 a および $a+k$ のコーホートの x 歳における出生児数に関するつぎの関係が成り立つ。

$$B(a, x) < B(a+k, x) \dots\dots(8)$$

ただし、出生数 $B(a+k, x)$ は年齢 x が結婚年齢 $a+k$ より大になってはじめて0より大なので、この右辺では $x > a+k$ (図3参照)、つまりこの不等式は $x > a+k$ で成り立つ。

そこで x 歳において2つのコーホートが結婚年齢の分布をもつので、 $0 < a < x-k$ において(8)の右辺を結婚年齢 a ($x-k > a$) お

図3 結婚年齢分布の異なる2つの出生コーホートの年齢別結婚年齢別出生児数



よび右辺を $a+k$ ($x>a$) について積分すれば (図4の平面上の面積の算出),

$$\int_0^{x-k} B(a, x) da < \int_0^x B(a+k, x) da$$

このままでは左辺の積分が x 歳における結婚年齢分布 $0 < a \leq x$ の全年齢についての積分でないので, 結婚年齢の高い分布 $m(a-k)$ をもつコーホートの方が x 歳における出生児数が大とはいえない.

ここで左辺に $\int_{x-k}^x B(a, x) da$ を加え

ても不等号の向きが変わらないものとする, つまり, ここで結婚年齢上昇による x 歳における出生率の上昇程度を強めて仮定しておく,

$$\int_0^x B(a, x) da < \int_0^x B(a+k, x) da \dots\dots\dots (9)$$

なお, 左辺に加えた $\int_{x-k}^x B(a, x) da$ は結婚年齢が若いコーホートについて x 歳に生じる出生児総数のうち結婚年齢 $x-k$ 以上 x 歳までの結婚コーホートに対して生じる出生児数を意味する (図4参照). また, この不等式は図4において, 2つの斜線部の面積の合計が点線部の面積より小なることを意味する.

この両辺を x 歳における有配偶人口 $\int_0^x m(a-k) da$ で割るならば

$$\int_0^x B(a, x) da / \int_0^x m(a-k) da < \int_0^x B(a+k, x) da / \int_0^x m(a-k) da$$

この不等式の右辺は $f_2(x)$ であり,

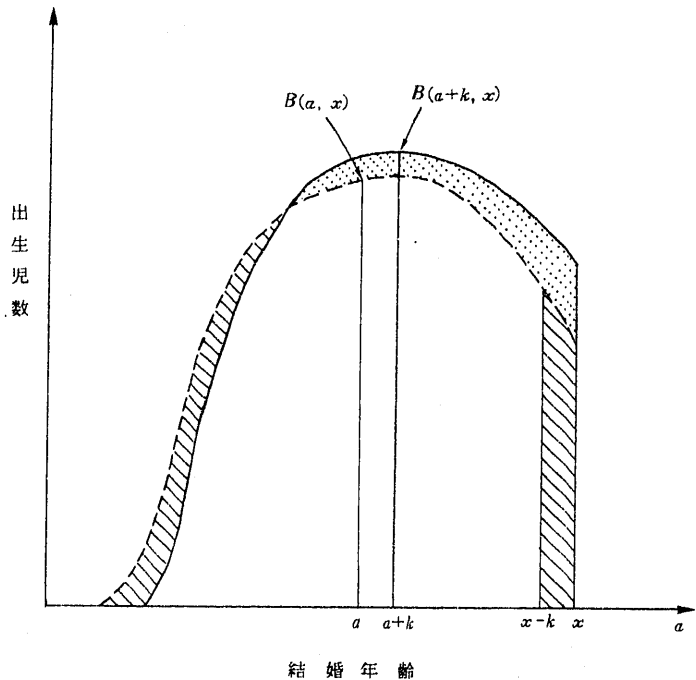
また $\int_0^x m(a-k) da < \int_0^x m(a) da \dots\dots\dots (10)$

であるので左辺は $\int_0^x B(a, x) da / \int_0^x m(a) da = f_1(x)$ よりも大きい.

すなわち, $f_1(x) < f_2(x) \dots\dots\dots (11)$

これは, x 歳における有配偶出生率は結婚年齢の高いコーホートのほうが高いことを意味している. ここでわかるように, 実は(9)の不等式は必ずしも成り立つ必要はない. (9)の不等号がたとえ逆であっても, (10)の不等式の両辺で割り算したときに, (11)のような関係が成り立つ程度に(9)の両辺の差が小さ

図4 結婚年齢分布の異なる2つの出生コーホートの年齢 x 歳における結婚年齢別出生児数



ければよいのである。このためには、(1)の左半分のような関係式が成り立つことが論理的に十分であるわけではないが、実際上は十分であると考えられるのである。

さらに、(1)を積分して(3)と同様なつぎの(12)の関係が成り立つことは明らかである。

$$\int_h^x f_1(x) dx < \int_h^x f_2(x) dx \dots\dots\dots (12)$$

一方、(1)の後半の式から $B(a+k, x) < B(a, x-k)$

これを結婚年齢について積分すれば、つまり結婚コホートの出生児数を積分して、それぞれ、 x 歳、 $x-k$ 歳における各出生コホートの出生児数を求めると、

$$\int_0^x B(a+k, x) da < \int_0^{x-k} B(a, x-k) da$$

この右辺 = $\int_0^x B(a, x-k) da$

なぜなら、 $a > x-k$ において $B(a, x-k) = 0$

これをさらに年齢 x について積分し、各出生コホートの年齢 x 歳までの総出生児数を求めると

$$\int_0^x \int_0^x B(a+k, x) da dx < \int_0^x \int_0^x B(a, x-k) da dx$$

これは図3の斜線と実線の2つの立体の体積を示している。

したがって、この両辺を

x 歳における有配偶者数 $\int_0^x m(a-k) da$ で割ると

$$\frac{\int_0^x \int_0^x B(a+k, x) da dx}{\int_0^x m(a-k) da} < \frac{\int_0^x \int_0^x B(a, x-k) da dx}{\int_0^x m(a-k) da} \dots\dots\dots (13)$$

この右辺は、その分子について ((1)式より)

$$\int_0^x \int_0^x B(a, x-k) da dx < \int_0^x \int_0^x B(a, x) da dx$$

であり、

いま、 x が十分大きいとき $\int_0^x m(a-k) da$ は $\int_0^x m(a) da$ に等しいので

$$\frac{\int_0^x \int_0^x B(a, x-k) da dx}{\int_0^x m(a-k) da} < \frac{\int_0^x \int_0^x B(a, x) da dx}{\int_0^x m(a) da} \dots\dots\dots (14)$$

が成り立つ。

したがって、(13)と(14)により、

$$\frac{\int_0^x \int_0^x B(a+k, x) da dx}{\int_0^x m(a-k) da} < \frac{\int_0^x \int_0^x B(a, x) da dx}{\int_0^x m(a) da} \dots\dots\dots (15)$$

すなわち、 $c_2(x) < c_1(x)$ (16)

以上のように、この関係式は年齢 x が十分大きいときには、(1)の後半の仮定のみによって成り立つのである。これに対して、(11)式が成り立つためには、(1)の関係式は論理的には必ずしも十分ではないのであるが、(10)との関係で、実際的には十分としてよいのである。

したがって、(1)のような関係が成り立つとき、實際上、(11)と(16)のように、結婚年齢分布の異なる2つのコーホートにおいて結婚年齢が高いコーホートの方が年齢別有配偶既往出生率は低くなるにもかかわらず、年齢別有配偶出生率が高くなるというよいのである。いいかえると、上記のような関係が成り立つとき、年齢別有配偶出生率が高いにもかかわらず、年齢別有配偶既往出生率に比べて夫婦の完結出生力は逆に低くなるのである。

IV 実 証 例

以上は、(11)と(16)のような有配偶出生力指標に関する2つの関係が同時に成り立ちうることと、そのための条件を検討したものであるが、ここではこれらの関係が成り立つ場合があることを実例によって示しておこう。

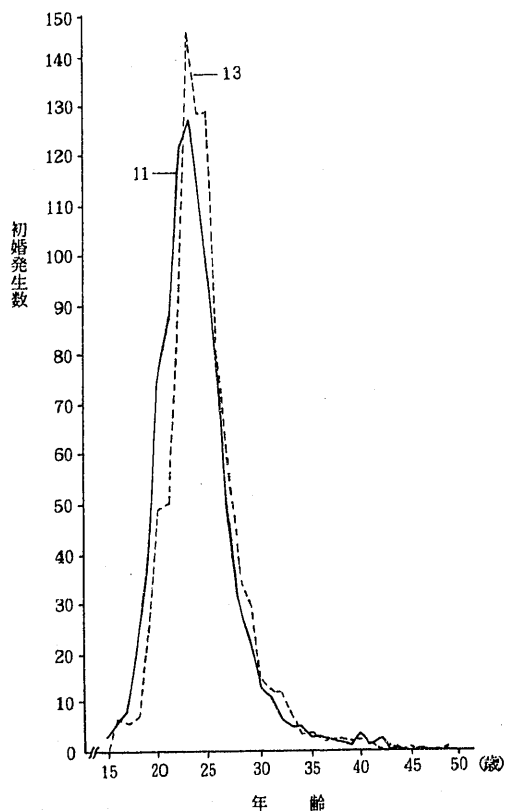
表1、図5、6、7、8は戦後の出生率に関わるコーホートの有配偶出生率を再現するためのマイクロ・シミュレーションの結果の一部を示したもので、平均初婚年齢が異なる2つの出生コーホートの結果を示している⁵⁾。

図5はコーホートの年齢別初婚発生数を示しており、図2に対応しているものといえる。これを累積した結果現われる有配偶率は図6に示されている。

表1は2つのコーホートの年齢別有配偶出生率およびその代表値としての20歳以上合計有配偶出生率を示したもので、結婚年齢の高い第13コーホート(平均初婚年齢25.05歳)のそれらが、第11コーホート(同24.35歳)に比べて大であることがわかる(図7参照)。

これに対し、年齢別既婚女子既往出生率でみると、25歳あたりから明らかに結婚年齢の高い第13コーホー

図5 年齢別初婚発生数*



* 15歳時人口1000に対する発生数
 11: 1945—49年出生コーホート(平均初婚年齢24.35歳)
 13: 1955—59年出生コーホート(平均初婚年齢25.05歳)
 マイクロ・シミュレーションによる。

5) この2つのコーホートの間で有配偶出生率にかかわるパラメータは平均初婚年齢以外ほとんど全く同一で、とくに重要な予定児数は2.20で変わらない。このシミュレーションの詳しい報告は前掲注1文献参照。

トのそれが、第11コーホートに比べて小であり（図8）、さきの図7の関係と逆になっていることが確認できる。

なお、1980年の国勢調査によって既往出生児数の調査が行われなかったため、図8のような近年の既往出生率の統計が得られない。この事情も上記のような関係が十分認識されなかった大きな理由であると考えられる。今回のマイクロ・シミュレーションはこのような統計の欠落を補完する役割を果たしたものとえよう。

表1 コーホートの年齢別有配偶出生率（20歳以後）

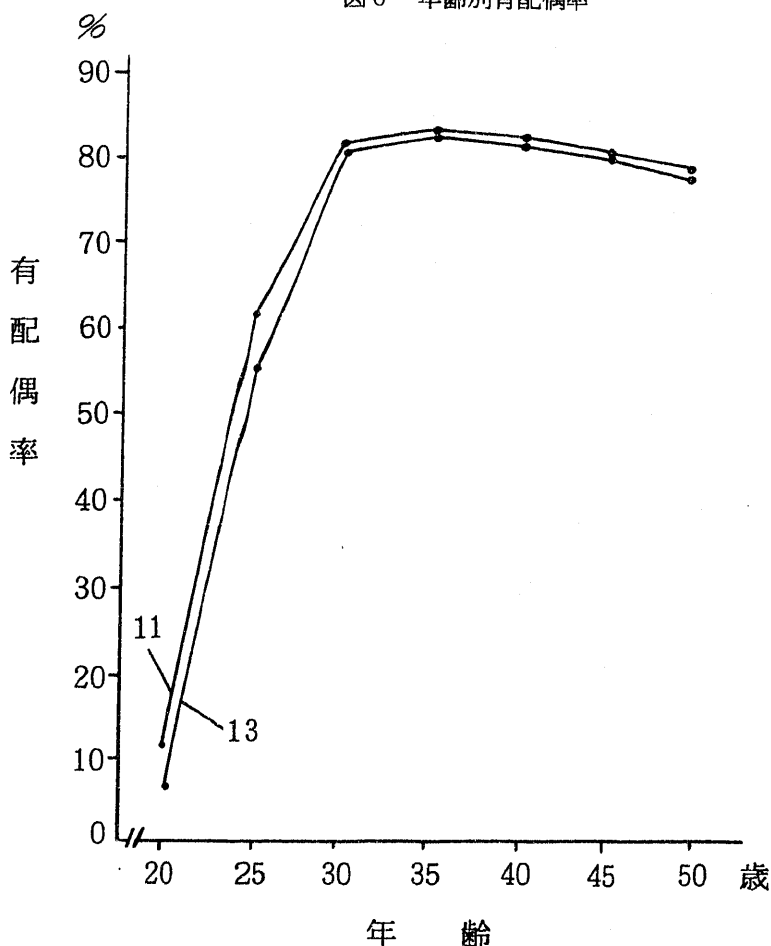
コーホート		年 齢 (歳)*					平均	合計**
番号	出生年	20 - 30	31 - 34	35 - 39	40 - 49			
11	1945 - 49	0.292	0.082	0.029	0.002	0.124	3.713	
13	1955 - 59	0.298	0.102	0.034	0.003	0.130	3.887	

*各年齢中における年齢各歳別有配偶出生率の単純平均

**合計は20歳以上の年齢各歳別有配偶出生率の合計。

マイクロ・シミュレーションによる。

図6 年齢別有配偶率

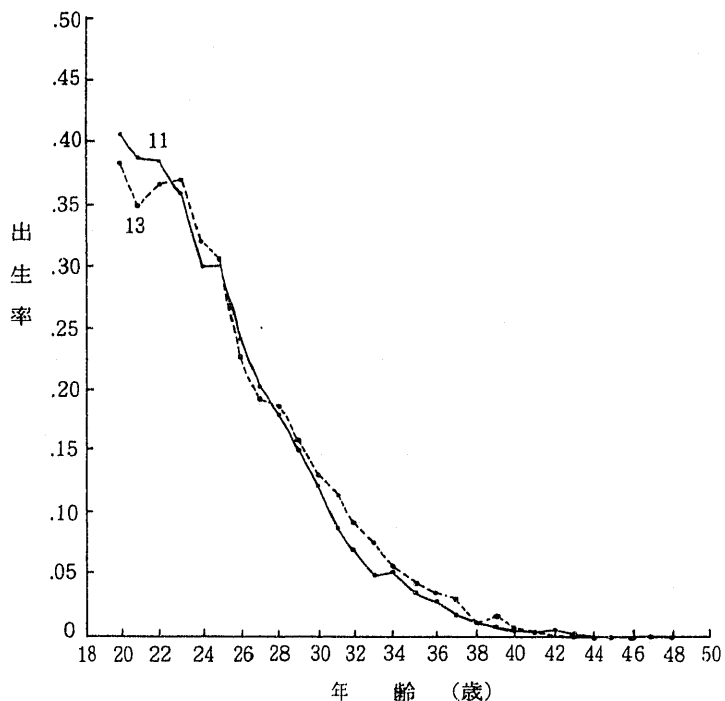


11：1945—49年出生コーホート（平均初婚年齢24.35歳）

13：1955—59年出生コーホート（平均初婚年齢25.05歳）

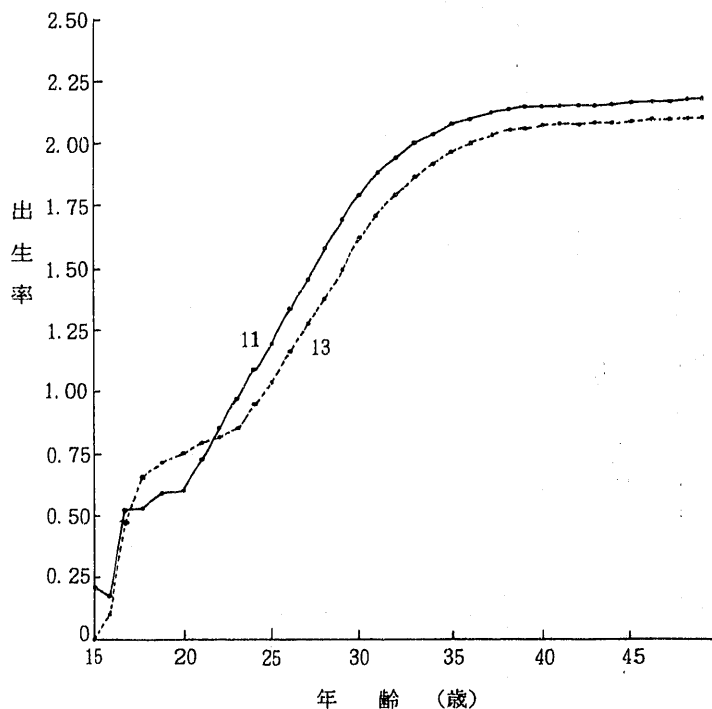
マイクロ・シミュレーションによる。

図7 年齢別有配偶出生率



11: 1945 - 49 年出生コホート (平均初婚年齢24.35 歳)
 13: 1955 - 59 年出生コホート (平均初婚年齢25.05 歳)
 マイクロ・シミュレーションによる。

図8 年齢別既婚女子既往出生率



11: 1945 - 49 年出生コホート (平均初婚年齢24.35 歳)
 13: 1955 - 59 年出生コホート (平均初婚年齢25.05 歳)
 マイクロ・シミュレーションによる。

V ま と め

近年の年齢別有配偶出生率が上昇していることから、有配偶既往出生率あるいは夫婦1組あたり完結出生児数が上昇に向っているとすることは誤りである。なぜなら、近年のような低出生率を前提としたとき結婚年齢の上昇によって有配偶既往出生率は低下するにもかかわらず、年齢別有配偶出生率あるいはその代表値としての累積有配偶出生率は逆に上昇することがあるからである。

このような2種の有配偶出生力の指標間の逆転現象が生じることについて、まず、年齢別有配偶出生率が年齢別出生率と異なり、有配偶既往出生率や既往出生率、合計出生率と異なる変動を示しうることを説明し、つぎに、このような逆転現象が生じるためには、(1)式に示されるような「結婚年齢の上昇にともなう出生率の上昇と低下」が生じることが実際上十分条件であることを示した。

最後に、そのような逆転現象が生じた実例としてシミュレーションの結果を示した。

Does Rise in Age-Specific Marital Fertility Rate Mean Rise in Fertility of Couples? : A Mathematical Analysis of Marital Fertility Rates

Kiyosi HIROSIMA

Fertility rate has sometimes been analysed by way of division into marital rate and marital fertility rate because it can be expressed by the multiple of the two. According to this type of analyses, the change is neatly explained by the change in marriage and that in marital fertility. But if the analysis is done through age-specific rates, the division is not complete in that the age-specific marital fertility rate may still be influenced by the marriage. For example, it has been recognized that the age-specific marital fertility rates had risen between 1975 and 1980 in Japan. This, however, does not mean that the marital fertility for a couple or the marital ever-born fertility rate had increased. Rather, we should say that the fertility of a couple had decreased.

Under some condition, though ever-born marital fertility rate (EMFR) for a birth cohort married at older ages is lower than that for birth cohort married at younger ages, the age-specific marital fertility (AMFR) at age x for a birth cohort married at older ages can be *higher* than that for a birth cohort married at younger ages.

Author, first, examined the relationships among marital fertility rates such as age-specific marital fertility rate (AMFR), age-specific cumulative marital fertility rate (CMFR) and age-specific ever-born marital fertility rate (EMFR). Note that AMFR is indeed a part of CMFR but does not have a direct relationship with the level of age-specific ever-born marital fertility rate (EMFR) and total fertility rate (TFR), and that EMFR is a direct part of ever-born fertility rate (EFR) or TFR, i.e. $EMFR \times$

MR = EFR (TFR) (MR : marital rate). On the other hand, age-specific fertility rate (AFR) has a direct relationship with cumulative fertility rate (CFR) and ever-born fertility rate (EFR), i.e. $\sum AFR = CFR$ (TFR) = EFR, if the level of mortality and divorce rate is very low. Thus, AMFR may show a reverse change against the change of EMFR, EFR or TFR.

Secondly, author mathematically proved that the following condition is practically sufficient for the above-mentioned relationships among marital fertility rates. First, age-specific marital fertility rate at age x for a birth cohort married at age $a+k$ ($k > 0$) is higher than that for a birth cohort married at age a i.e. $f(a+k, x) > f(a, x)$, and second, the age-specific marital fertility rate at age x for a cohort married at age $a+k$ is lower than that at the same duration of marriage, $x-a-k$, or at age $x-k$ for a birth cohort married at age a , i.e. $f(a+k, x) < f(a, x-k)$. This condition can be called as "fertility increase and decrease by rise in age at marriage". This will occur under the circumstances of the very low fertility around the replacement level.

Lastly, author demonstrate an actual example via micro-simulation that showed the above-mentioned relationship among marital fertility rates. The result of the simulation made up the lack of statistics on the number of ever-born children which should have been enumerated at the Census in 1980.

人口調査に基づく出生の タイミング変化の計測方法

伊 藤 達 也

1. 目 的

最近、出生力の分析にはテンポあるいはタイミングを考慮した分析、具体的には年齢、出生順位、出生間隔などを考慮した出生率に基づく分析が、必要であると指摘がなされている¹⁾。そこで、はじめに出生タイミング変化を分析するのに必要な出生力指標を定義し、つぎに国勢調査あるいは厚生行政基確調査など世帯単位の人口調査の調査標を基にそれらの出生力指標を計測する方法を検討し、さらに1983年の厚生行政基確調査に基づく出生率の精度を検証し、最後に1970年代の出生タイミングの変化について若干触れてみたい²⁾。

2. 出生タイミングの変化に関する出生力指標

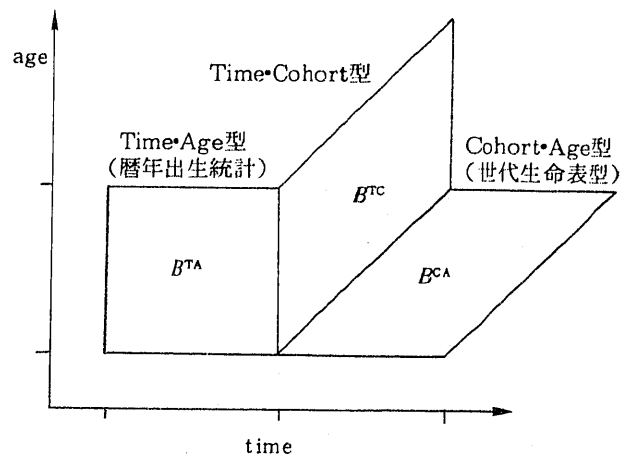
人口調査に基づく出生力指標の計測を行う前に、関連する用語と指標の定式化を行っておこう。

(1) 出生数と人口

出生数 B は、ある期間内（通常1年間）に出生した子供の数、あるいは子を産んだ女子数である。年齢、出生順位、出生間隔などによって分類された出生数は、 B に添え字をつけて表す。なお、年齢 x は、出生時から時刻 t までの時間の長さを年単位で表わした数値、パリティ i は、1人の女子が時刻 t までに出生した子供の数、出生順位 j は、1人の女子が出生した子供の順序である ($0 \leq i$)。出生間隔 b は、1人の女子の i 番目の出生時から $i+1$ 番目の子の出生時までの間隔である。時刻 t は年単位とする。

母の年齢別出産数は、図1に示したように、①現在の人口動態統計と同様に、期間 (time) と子の出生時の母の満年齢 (age) によって分類したTime-Age型の $B^{(TA)}_{t, x}$ 、②時刻 t に

図1 母の年齢別出生児数



1) 例えば、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成の分析」、『人口問題研究』、第174号、1985年4月、pp.19~39。

2) 本稿の基本的アイデアは、伊藤達也、「最近の出生変動を分析する資料としての1980年国勢調査の意義」、『人口問題研究』、第150号、1979年4月、pp.56~61。において述べておいた。

おける母の年齢別人口 $P_{t,x}$ によって分類した Time-cohort型の $B_{t,x}^{TC}$ 、さらに③時刻 t から1年間に x 歳となった $E_{t,x}$ から発生した満 x 歳の出生数すなわち Cohort-Age型の $B_{t,x}^{CA}$ 、と3つの集計が可能である。

ここでは、第二の集計方法によることにした。その理由は、第一の集計による出生率は、正確なコウホート出生率の編成が不可能であること³⁾、第三の集計方法を全ての出生間隔に適用するには、出産力調査のように子供の生年月日を正確に知ることが前提となるが人口調査でこの条件を満たす調査がないことによる。第二の方法をもちいると、出生年次あるいは年齢を調査した調査票から、全ての出生間隔について正確なコウホート編成が可能となるからである⁴⁾。

人口 P_t は、時刻 t の生存者数で、年齢、バリティ、出生間隔などによって分類された人口は、 P に添え字をつけて表わす。なお、時刻 t から1年間の生存延べ年数を PYL_t とする。

$$PYL_t = \int_{a=0}^1 P(t+a) da \dots\dots\dots(1)$$

(2) 出生率と出生確率

出生率は、多くの場合、1生存延べ年数当たりの出生児数として、定義される。生存延べ年数は、出生児数の分類に正確に対応したものである。ここで、出生率の分母として、出生が発生する集団の初期時点の数をもちいたもうひとつの出生率を用いる⁵⁾。

すなわち、 x 歳の女子の出生率は、 x 歳の女子の生存延べ年数 PYL とその女子からの出生児数 B_x によって定義されるものと、 x 歳の女子の出生時における人口数 P_{t,w_x} とその女子の x 歳における出生児数によって定義されるものの、2つである。

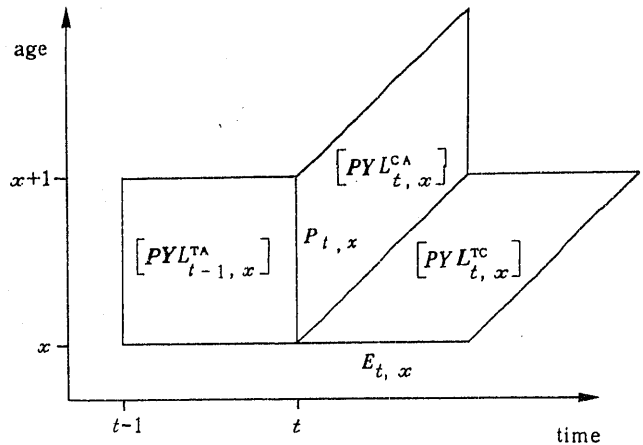
$$f_x = \frac{B_x}{PYL_x} \dots\dots\dots(2)$$

$$d_x = \frac{B_x}{P_{t-x}} \dots\dots\dots(3)$$

出生確率は、出生が発生する期間の期首時点における人口1人当たりの出生児数である。一般に、1年間の確率として定義することが多い。

$$q_x = \frac{B_x}{P_x} \dots\dots\dots(4)$$

図2 人口および生存年数



3) 伊藤達也、「戦後日本人人口の改算」、厚生省人口問題研究所、『戦後の日本人人口ならびに人口動態率改算の試み』、研究資料第238号、1985年10月、p.4。
 4) この方法による出生率は、第三の方法によるものより平均的に約半年前の出生率あるいは出生確率であることに留意する必要がある。
 5) 前者の出生率は、観察期間までの死亡を考慮していないのに対して、後者の出生率は分母集団の死亡・脱落を考慮した指標であるため、死亡・脱落が多いほど、前者の数値よりも小さくなる。したがって、前者の出生率をGross Rates、後者の出生率をNet Ratesとして取り扱うことが可能である。

(3) 年齢, 出生順位別, 出生確率

時刻 t における年齢 x , 出生順位 i の女子から 1 年間に $(i + 1)$ 番目の子供が出生する確率は, したがって,

$$q_x^i = \frac{B^{i+1}_x}{P_x^i} \dots\dots\dots (5)$$

となる.

(4) 出生順位別, 出生間隔別出生率.

出生率を計算するのに生存延べ年数 PYL が必要であるが, 死亡率が低い場合や出産力調査の出生歴を用いる場合, 第二の出生率を次の様に定義することが出来る.

$$d_{t,b}^i = \frac{B^{i+1}_{t,b}}{B^i_{t,b}} \dots\dots\dots (6)$$

例えば T 年に i 子を産んだ女子の数を B_T^i , そのコウホートから $i + 1$ 番目の子を b 年後に産んだ女子を $B_{T,T+b}^{i+1}$ とすると, 式(6)は次のように表わすことができる.

$$d_{T,b}^i = \frac{B_{T,T+b}^{i+1}}{B_T^i}, t = T + b \dots\dots\dots (7)$$

(5) 出生順位, 出生間隔別出生確率.

第 i 子の, 出生から b 年目における $(i + 1)$ 子の出生確率を, 次のように定義する.

$$q_b^i = \frac{B^{i+1}_b}{P_b^i} \dots\dots\dots (8)$$

なお, 確率計算の分母となる出生から b 年における i 子の人口は,

$$P_{t,b}^i = \left[B_{t-b}^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{t-b+d}^{i+1} \right] \dots\dots\dots (9)$$

あるいは

$$P_{T,b}^i = \left[B_T^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{T,T+d}^{i+1} \right], t = T + b \dots\dots\dots (10)$$

となる. これに式(8)を導入すると,

$$P_{T,b}^i = B_T^i * \left[1 - \sum_{d=0}^{b-1} d_{T,T+d}^{i+1} \right], t = T + b \dots\dots\dots (11)$$

と表わすことができる. したがって, T 年に i 子を産んだ女子のうち, b 年後まで i 子のままでいる確率は,

$$l_{T,b}^i = \frac{P_{T,b}^i}{B_T^i} = \left[1 - \sum_{d=0}^{b-1} d_{T,T+d}^{i+1} \right] \dots\dots\dots (12)$$

と表わすことができる。したがって、 b 年目の出生確率は、

$$q_{t,b}^i = \frac{d_{T, T+b}^{i+1}}{l_{T,b}} \dots\dots\dots (13)$$

となる。これを集計数値をもちいて、一般的な形であらわすと、次の式であらわれる。

$$q_{t,b}^i = \frac{B_{t,b}^{i+1}}{B_{i-b}^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{t-b+d,d}^{i+1}} \dots\dots\dots (14)$$

(6) 年齢、出生順位別、出生間隔別出生確率。

出生力の分析にはテンポあるいはタイミングを分析するのに必要な出生率は、年齢、出生順位、出生間隔別出生率とされている。その一般的定義と人口調査に基づく計算式を最後に示しておきたい。

$$q_{x,b}^i = \frac{B_{x,b}^{i+1}}{P_{x,b}^i} \dots\dots\dots (15)$$

$$q_{t,x,b}^i = \frac{B_{t,x,b}^{i+1}}{B_{t-b,x-b}^i - \sum_{d=0}^{b-1} B_{t-b+d,x-b-d}^{i+1}} \dots\dots\dots (16)$$

(7)要約的指標

これまで年齢、出生順位、出生間隔別に分けた出生率と出生確率を定義してきたが、この出生率と確率を集団の様々な属性に分類すればするほど、算出される出生率もそれに比例して増大することになる。これらの数値を1つずつ比較検討することも必要であるが、これらの多数の数値を、できるだけ少数の指標に要約する方法が、様々に考案されてきている。

要約する方法には、率と確率にあるパターン・分布関数（あるいは数理モデル）を想定する場合と分布関数を想定しない場合の2つの方法がある。またその指標はその性質からつぎの5つに分類できる。

- ①分布関数を想定する場合、想定した関数のパラメータ⁶⁾によって要約することができる。分布関数を想定した場合、あるいは想定しなう場合のいずれの場合にも、次のような指標によって1組の出生率あるいは出生確率を要約することができる。
- ②平均出生児数、合計特殊出生率、パリティ拡大率など、累積値型あるいは期待値型の指標。
- ③平均出生年齢、平均出生間隔など、平均値・モード型の指標。
- ④集中度あるいは分散の程度を示す指標である。これらの指標は、出生率あるいは出生確率が無視できる程度になるまで十分な年数が経過する必要がある。
- ⑤ロドリゲスらは、出生後5年間のデータから、速度・テンポを示す指標を考案した⁷⁾。

3. 出生率計測の方法

出生のタイミングの変化を計測する指標を、世帯を単位とした調査票を基に計測する方法について述べよう。

6) 例えば、Coale (1971) の結婚モデルの a_0 , k , C など。

7) German Rodorigez, and John N. Hobcraft, *Illustrative Analysis ; LifeTable Analysis of Birth Intervals in Colomba*, 1980, WFS, London.

(1) 母と子の推定と、出生歴の復元

日本では、18歳未満の子供のほとんどは母親と同居している。また、死亡率は極めて低い。そこで、次の仮定を置く。第一に18歳までの死亡はないものとする。第二に、18歳未満の子供は、母親と同じ世帯に同居しているものとする。

以上の仮定から、全ての女子について調査時までの過去18年間の出生歴は、調査票に記録されているとみなすことができる。そこで、調査票に記入されている情報を基に、18歳未満の全ての子供の母を世帯員のなかから、表1に示したようにして、見つけだす。さらに母を基準に、同居児のなかで年齢の最も高い子供を第1子とし、以下年齢順に順位をつけることによって、出生歴を復元推定する。なお、世帯内に「母」の該当者が複数いた場合には、「子」との年齢差が26に近い該当者を「母」と推定する。また、世帯内に「母」の該当者がいない場合、「子」を非同居児とする。

したがって、年齢別の子供数は出生数の年次推移を、同居している子供の数はその女子のパーティ

を、また子供の年齢順序は「出生順位」を、次の出生順位の子供の年齢差は、「出生間隔」を、それぞれ意味する。

以上のように、調査票を基に、出生歴が復元できると、すでに定義した出生力指標の計算に必要なデータを集計、指標の計算が行われる。

(2) 推定出生率の誤差の要因

推定した出生率の誤差は、第一に仮定に関連した誤差である。死亡が多ければ、子供数は出生数より少なく、女子のパーティは少ない方に偏る。また子供の年齢順序とその間隔は出生順位と出生間隔に影響を与える。さらに、親と同居率が低ければ、死亡と同様な偏りを復元した出生歴データに与える。

第二に標本誤差である。これは、標本数の多い調査ほど誤差は小さくなる。

4. 資料とその精度

(1) 資料

今回、用いた資料は、1983年に厚生大臣官房統計情報部が実施した厚生行政基礎調査である。この調査は、1983年6月1日現在で、全国から約9万世帯を、層化無作為抽出法によって選び出して、約28万の世帯員を調査している⁸⁾。

そこで、つぎに、今回使用した1983年の厚生行政基礎調査がこの分析に必要な精度を持っているかを検討してみよう。

(2) 年齢別子供の数と出生児数の年次推移の比較

はじめに死亡に関連する誤差を検討してみよう。表1は、1970年から1983年までの出生児数と厚生

表1 母と子の推定と出生順位の推定

世帯主との続柄	年齢等	性	配偶関係	子 ¹⁾ と母	出生順位
例1					
1 世帯主	46歳	男	有配偶者	(母) ← 子 ——— 子 ———	第一子
2 配偶者	43	女	有配偶者		
3 長子	20	女	未婚		
4 その他の子	17	男	未婚		
5 世帯主の父母	70	女	離死別者		
例2					
1 世帯主	昭和14年	男	有配偶者	(母) ← 子 ——— 子 ———	第一子 第二子
2 配偶者	16	女	有配偶者		
3 長女	44	女	未婚		
4 長男	48	男	未婚		
5 世帯主の父母	大正2	男	離死別者		

1) 子供は、調査時に18歳未満の者とする。

8) 厚生大臣官房統計情報部、『昭和58年厚生行政基礎調査報告』, 1984年3月。

行政基礎調査から推定された年齢別人口数を比較したものである。調査が6月1日なので、年齢別人口を出生年次別に推定し、出生児数と比較すると、1歳以下では7%の差がみられたが、2歳以上の人口では誤差が最大3%程度であった。

表2 出生児数と人口数との比較

出生年次	出生児数 (1000)	調査時の年齢	人口数 (1000)	出生年次別 推定人口数	誤差率 (%)
1970	1934	13	1902	1958	-1.24
1971	2010	12	2015	1986	1.18
1972	2039	11	1958	2059	-1.00
1973	2092	10	2160	2076	0.78
1974	2030	9	1991	1970	2.96
1975	1901	8	1949	1890	0.59
1976	1833	7	1832	1774	3.19
1977	1755	6	1717	1703	2.98
1978	1709	5	1689	1654	3.20
1979	1643	4	1619	1635	0.49
1980	1577	3	1650	1576	0.06
1981	1529	2	1502	1504	1.68
1982	1515	1	1506	1406	7.20
1983	1509	0	1307		

(3) 同居児数とパリティ構成の比較

次に、親との同居に関する仮定を検証してみよう。死亡率が高い場合と同様に、同居率が低いと女子ごとの同居児数は、既往出生児数とみなせないし、また同居児の年齢順序は出生順位とならないからである。表2は、調査時に34歳の女子の同居児数別の構成と、人口動態統計から推定したパリティ構成を比較したものである。調査の無子率は12.9%であるのに対して、人口動態統計によると13.1%で、その差は0.2%、1子夫婦の割合は、調査では14.5%、人口動態統計によると14.7%、その差は0.2%にすぎない。その割合が最も多い2夫婦の割合は、調査では53.1%、人口動態統計によると51.8%、その差は1.3%であった。このように、調査から推定したパリティ構成は、人口動態統計から推定したものに極めて近いものであった。

以上見てきたように、かなり大胆な仮定の基に、厚生行政基礎調査から女子の年齢別パリティ構成を推定しても、標本数が多いこともあってその精度はかなり高いものであることがわかった。

表3 厚生行政基礎調査の同居児数別構成と人口動態統計による
1983年34歳のパリティ構成

パリティ	厚生行政基礎調査		人口動態統計 ¹⁾	差
	(1000)	(%)	(%)	(%)
総数	1207.3	100.00	100.00	-
0子	155.5	12.88	13.06	-0.18
1	174.8	14.48	14.72	-0.24
2	641.4	53.13	51.78	1.34
3	214.6	17.78	18.22	-0.45
4	18.0	1.49	1.81	-0.32
5子以上	3.0	0.25	0.41	-0.16

1) 石川晃,「我が国女子の追加出生確率」,『人口問題研究』,第167号,1983年,pp.58-63.
の非収録データによる。

5. 出生順位別、出生間隔別出生確率の計測

出生順位別、出生間隔別の出生率と出生確率を計測するのに必要な結果表は、第1に第 n 子の年齢別子供数、第2に第 n 子の年齢別、第 $n+1$ 子の年齢別子供数の2つの表である。更に出生率と出生確率を女子の年齢別に分けて観察するには、2つの表を女子の年齢別に集計すること、調査時における女子の年齢別、子供の年齢別同居児数別女子人口数が必要である。

厚生行政基礎調査に基づいて、出生順位別、出生間隔別出生確率を、年齢別および年次別に計測するまえに、年齢を考慮しない出生順位別の出生確率によって、もう一度精度を検証しておこう。図3と4は、厚生行政基礎調査を基に、2で定義した方法によって推定した結果と、第7次出産力調査結果と比較したものである。なお、出生期間は、第7次出産力調査は1960～64と1965～69の2つのコウホート、厚生行政基礎調査は、1971～75のコウホートと、一致していない。

図3は、出生期間別第の第1子夫婦の第1子出生からの年数別年間出生確率を示したものである。この図から、厚生行政基礎調査に基づく出生確率の分布は、おおむね第7次出産力調査結果と一致しているが、3～7年の間若干低めとなっている。その結果、10年目におけるパリティ拡大率は、1960～64年コウホートが0.866、1965～69年コウホートが0.883に対して、1970～74年コウホートは0.834とやや小さくなっている。しかし、この図は、第2子への出生確率は、3年目が最も高率で35～40%であり、10%以下に低下するのは、7年目以降であることを共通して示している。

また、図4は第2子の出生期間別に、第3子への出生確率を示したものである。この図から、厚生行政基礎調査に基づく1970～74年コウホートの出生確率の推移が、それ以前の2つのコウホートのその中間に位置していること、出産力調査に基づく出生確率の年次推移に凸凹が見られるが、厚生行政基礎調査による出生確率分布は、出産力調査に比べて、標本数が多いだけ滑らかであることがわかった。後者は、標本誤差に関連していると思われる。

これらの図から、厚生行政基礎調査から推定した2つの出生確率は、出産力調査の結果と極めて近いものであること、そして標本数が多いだけ安定した出生確率を計測することが可能であることがわかった。

図3 1子夫婦の出生期間別2子への出生間隔別 出生確率

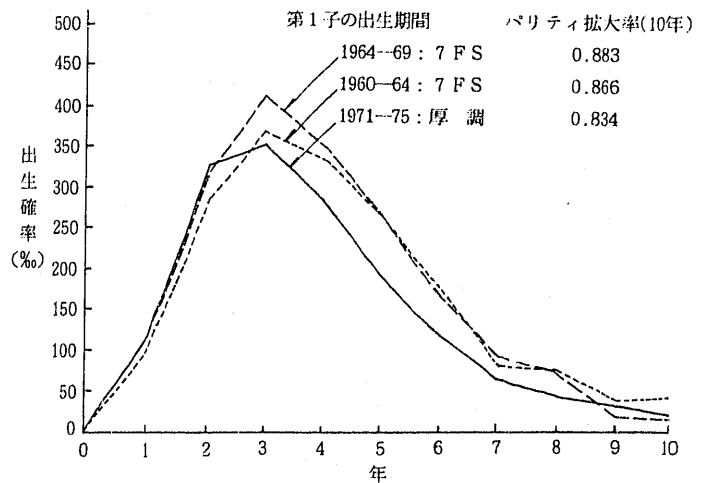
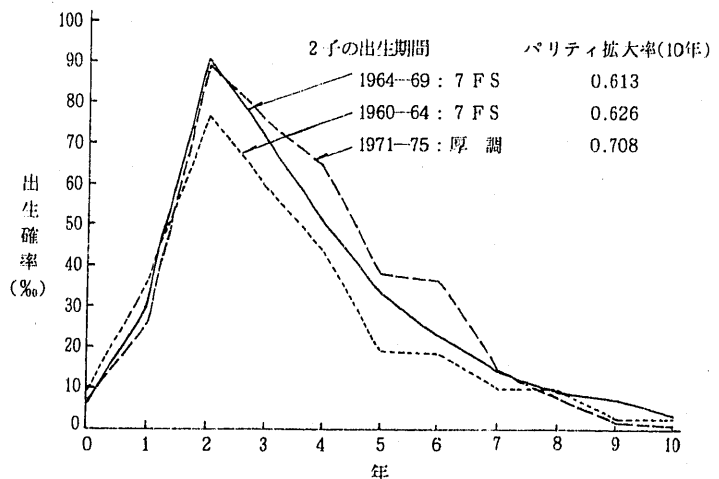


図4 2子夫婦の3子への出生間隔別 出生確率



6. 年齢別，出生順位別，出生間隔別出生確率の計測

ここでは，年齢別，出生順位別，出生間隔別の出生率と出生確率を，調査票から計測する方法を具体的に示そう。

(1) 調査時に30歳で第1子の年齢が5歳の女子の年齢についての集計の結果

年齢，出生順位，出生間隔の出生率と出生確率を計測するのに必要な結果表は，すでに述べたように，第 n 子の年齢別子供数，第 n 子の年齢別，第 $n+1$ 子の年齢別子供数の2つの表を，女子の年齢別に分けて集計したものと，調査時における女子の年齢別，子供の年齢別同居児数別女子人口数が必要である。

図5は，このような集計結果表のなかから，調査時に30歳で第1子の年齢が5歳の女子10万7100人についての集計結果を示したものである。調査時に30歳で第1子の年齢が5歳ということは，この集団は1977年に24歳で第1子を産んだコウホートといえることができる。このコウホートは，第1子を産んだ1977年に900人が24歳（期首時点の年齢）で第2子を産み，翌1978年に1万1600人が25歳で第2子を産み，1979年に3万2600人が26歳で，1980年に2万7800人が27歳で，1981年に1万6700人が28歳で，さらに1982年に3900人が29歳で，それぞれ第2子を産んだことを示している。

(2) 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの出生間隔別，第2子出生率

1977年に24歳で第1子を産んだ女子数に対する第2子の年齢別女子数の比は，第2子の出生率を，出生間隔別に示したものにはかならない。この出生率は，式(3)で定義した出生率である。

これによると，「としご」あるいは「双子」の確率が0.8%，1年後の出生率が10.8%，2年後の出生率は30.4%で，最も高率であり，それ以降の出生率は次第に低下している（表4参照）。

(3) 出生間隔別，第2子へのパリティ拡大率

パリティ拡大率は，第 n 子を産んだ女子のなかで第 $n+1$ 子以上の子を産んだ女子の割合である。これは，厳密な意味での率ではないが，ここではこれまでの慣例に従うことにする。

1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの第2子へのパリティ拡大率は，したがって第2子出生率を順次累積したものである。第2子へのパリティ拡大率が，50%を超えるのは3年目に入ってからであり，5年目で83.7%となっている。

(4) コウホートの出生間隔別，第1子残存率と第2子出生確率

コウホートのパリティ拡大率の余数は，第1子のままでいる女子の割合を意味しているので，表では第1子残存率としている。この数値は，生命表の l_x に該当するものである。

したがって，この出生間隔別の1子残存率から，通常生命表計算手続きにしたがって計算したものが，年齢別，出生間隔別の第2子出生確率となる。これによると，出生率では2年目が最も高率であるのにたいして，確率は4年目が最も高いことがわかる。このときの出生確率は，1981年

図5 調査時に30歳，「第1子」の年齢5歳の女子の「第2子」の年齢別「第2子」の数：1983年厚生行政基礎調査

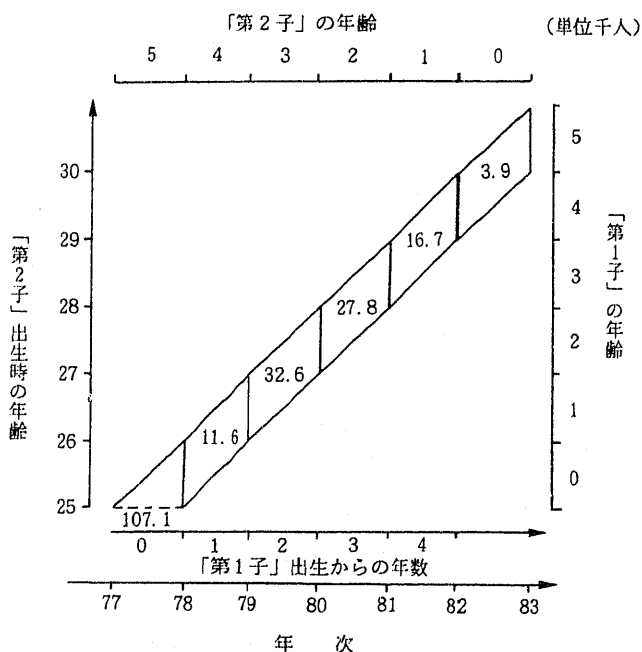


表4 1977年, 24歳で第1子を出生したらコウホートの各種出生力指標

指 様	第1子 出生数	出生間隔別 第2子の数 (1000)					
		0	1	2	3	4	5
1子出生年 1977 (2子の年齢) t : 2子出生年 X : 女子の年齢	107.1	0.9 5	11.6 4	32.6 3	27.8 2	16.7 1	3.9 0
		1977 24	1978 25	1979 26	1980 27	1981 28	1982 29
年次, 母の年齢, 出生間隔別 第2子出生率 (‰)		8	108	304	260	156	36
パリティ拡大率 (‰)		0	8	117	421	681	837
1子残存率 (*1000)		1000	992	883	579	319	163
年次, 母の年齢, 出生間隔別 第2子出生確率 (‰)		8	109	345	448	488	223
RODORIGUEZ-HOBCRAFT INDEX Q : QUINTUM T : TUKEY'S TRIMEAN S : SPREAD	0.837 3.02 1.49						

の年齢28歳で第1子出生からのインタバールが4年の出生確率ということになる。

(5) 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの出生タイミング指標

これらの出生率と出生確率は, 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートのその後の出生テンポを示している。しかし, これらの数値に基づく, 平均出生間隔, あるいは平均出生年齢などを, 短期間のデータから計算することは困難である。しかし, ロドリゲスらは, 5年間のデータから出生力の水準, 平均出生間隔, および速度・テンポを示す指標を考案しているので, この方法によって3つの指標を計算してみた。

出生力の水準Q (QUINTUM) は, 5年目のパリティ拡大率である。例として取り上げた, 1977年に24歳で第1子を産んだコウホートの出生力の水準Qは, 0.837あるいは83.7%ということになる。

平均出生間隔T (Tukey's trimean) は, Qを1としたときの第1四分位までの年数を t_1 , 第2四分位までの年数を t_2 , 第3四分位までの年数を t_3 として, $T = (t_1 + 2 \times t_2 + t_3) / 4$ を計算したものである。このコウホートの第2子出生までの平均出生間隔Tは, 3.02年ということになる⁹⁾。

最後に, 出生の速度・テンポを示す指標S (Spred) は, 第1四分位から第3四分位までの年数である。このコウホートの出生速度は, 1.49年であった。

7. 1970年代の出生タイミングの動向

1970年代に年齢別出生率を合計した合計特殊出生率は, 2.16から1.80まで大きく変化した。この人口学的要因は, 結婚の遅れによるもので, 結婚後の夫婦出生力にはあまり変化がなかった¹⁰⁾とされ

9) 第1子出生後t年の出生率は, 正確にはt-1年からt+1年までにわたっている。その平均がちょうどt年経過した時点であることから, t-1年までの出生率から計算したパリティ拡大率をt年時の数値として計算した。

10) 例えば, 伊藤達也, 前掲(注2), 「最近の出生変動を分析する資料としての1980年国勢調査の意義」, pp. 56~61.

ている。そこで、最後に第1子以降の出生タイミングの変化を観察してみよう。

ロドリゲスらの指標は、5年間のデータから、出生力の水準、平均出生間隔、および速度・テンポを示すことができる。したがって、1983年の調査からは、1978年以前に第1子や第2子を出生したコウホートについては、3つの指標が計測できる。それ以降のコウホートについては、期間が足りないため、仮説コウホートのデータを編成して、出生力水準、平均出生間隔、および速度に関する指標を作成した。

表4によると、出生タイミングに関する3つの指標とも、1970年代に大きな変化がみられない。しかし、第1子から第2子へのパリティ拡大率のみ、70年代前半から後半にかけて若干水準が高くなっている。すなわち、第2子へのパリティ拡大率は、仮説コウホートによると、72%前後の水準から76%水準へと上昇している。それ以外の指標は、観察期間中ほぼ同じ水準を示している。例えば、出生力の水準Qをみると、第2子から第3子へのパリティ拡大率であるQは、21%から24%の間を推移し、第3子から第4子へのパリティ拡大率は、7%から9%の間を推移している。また、第1子から第2子への平均出生間隔は、第2子から第3子へのそれと同様に、3年である。第3子から第4子への平均出生間隔は、2~3年の間で変動している。これは、第4子出生が少ないことによる偶然変動とみることが出来よう。さらに、出生速度の指標であるSも、第1子から第2子、第2子から第3子、ともに観察期間中変動が見られない。

したがって、これらの結果から、1970年代に夫婦の出生タイミングは基本的に変化がなかったといえることができる。

表5 出生力，出生間隔，出生速度の比較
RODRIGEZ-HOBCRAFT INDEX

	第1子から第2子			第2子から第3子			第3子から第4子		
	QUINTUM (%)	TUKEY'S TRIMEAN (年)	SPREAD (年)	QUINTUM (%)	TUKEY'S TRIMEAN (年)	SPREAD (年)	QUINTUM (%)	TUKEY'S TRIMEAN (年)	SPREAD (年)
(出生コウホート)									
出生年次									
1972	74.1	2.9	1.4	21.2	3.0	1.6	9.1	2.9	1.7
1973	70.8	2.9	1.4	21.4	2.9	1.5	8.1	2.6	1.8
1974	73.0	2.9	1.5	22.0	3.0	1.7	7.2	3.0	1.6
1975	74.0	3.0	1.5	23.5	3.1	1.5	7.6	2.1	1.9
1976	74.5	2.9	1.4	22.0	3.0	1.5	7.9	2.8	1.7
1977	75.8	2.9	1.4	23.3	3.0	1.6	8.0	2.6	1.5
1978	76.7	2.9	1.4	22.0	3.1	1.6	8.4	2.7	1.3
(仮説コウホート)									
出生期間									
1975	71.9	2.9	1.4	21.1	2.9	1.5	7.0	2.8	1.4
1976	71.8	2.9	1.5	21.5	3.0	1.6	8.0	2.8	1.8
1977	71.8	2.9	1.4	21.5	2.9	1.5	8.5	2.6	1.7
1978	74.2	2.9	1.4	23.0	3.1	1.5	6.9	2.3	2.0
1979	75.9	2.9	1.4	23.6	3.0	1.5	8.5	3.0	1.5
1980	75.5	2.9	1.4	21.4	3.0	1.6	8.4	2.6	1.3
1981	76.7	2.9	1.4	23.9	3.0	1.6	7.7	2.6	1.5
1982	72.3	3.0	1.4	23.2	3.1	1.5	8.6	3.1	1.4

8. 結 語

これまで、世帯単位の人口調査の調査票から出生タイミングを観察するのに必要な指標を計測する方法を示し、1983年の厚生行政基礎調査を用いて、計測可能な指標の精度を検証するとともに、最後に1970年代の夫婦の出生過程を概観してきた。

その結果、厚生行政基礎調査から過去十数年間出生タイミングの変化を計測するのに必要な出生力指標の信頼性はかなり高いこと、1970年代に夫婦の出生タイミングは基本的に変化がなかったこと、が明かとなった。

しかし、このような結論を最終的なものとするには、他の年次の厚生行政基礎調査に基づく出生力指標を計測するとともに、第7次以外の出産力調査の結果との比較検討が必要である。

世帯数推計の研究

廣鳴 清志・山本千鶴子

I 序

本研究は昭和58—60年度3年度にわたる特別研究「経済社会システムからみた人口問題の総合的研究」の一環として行われた世帯数推計の方法の研究成果の一部である¹⁾。1985年国勢調査の結果によれば、すでに1980年国勢調査の結果である程度予測されていたことであるが、1975年から85年にかけて世帯形成の動向に大きな転換が生じたものと推定される。すなわち、従来、世帯数は人口増加の影響ばかりでなく、世帯の形成動向つまり世帯主率の高まりによって増加してきたが、この間においては世帯数の増加はもっぱら人口増加によるものであって、年齢別世帯主率は全体としてむしろ低下傾向に転じている。したがって、このような傾向がそのまま続くとする世帯数は人口とほぼ同時に2010年を過ぎたころ減少に転ずるものと予想される。このような世帯主率の全般的低下は戦後を通じてかつてなかったことである。こうした世帯の新たな形成動向を踏まえた世帯の推計は1985年国勢調査のさらに詳しい結果が発表されてはじめて可能になるものといえる。

今回の研究は、そうした新たな動向が十分明らかになった段階で速やかに世帯数新推計が行えるように、世帯数の将来推計に必要な最近の世帯の動向に関するデータを収集・分析し、世帯動向に対応する世帯推計の方法を開発し、その計算作業に必要なとされるプログラムを開発することを目的として行われた。研究の過程で世帯数推計の試算作業が行われたが、これは将来の推計世帯数を発表すること自体は目的としておらず、主として試算結果によって推計方法を評価するものである。しかし、これによって近年の世帯の動向を将来に投影して理解することに役立つものと考えここに掲げた。この試算は1981年11月の人口問題研究所全国人口推計にもとづいており、新たな世帯数推計は今年度中に発表される予定の全国人口新推計を基にして行われる予定である。したがって、ここに掲げた試算結果は人口問題研究所の公式推計ではないことに留意されたい。

II 将来の全国世帯数試算の方法

1. はじめに

(1) 試算の対象範囲

前回の全国世帯推計では1977年1月に、1976年11月の人口推計を基にして普通世帯数と準世帯数

1) 本報告では、近年の世帯の動向の分析および世帯数推計の方法の検討の結果や多くの数表を割愛した。この研究全体の詳しい結果は下記参照。厚生省人口問題研究所、『世帯数推計の研究（昭和58年—60年度特別研究、経済社会システムからみた人口問題の総合的研究・第V報告書）』、特別研究報告資料、1986年3月。

本稿をまとめるにあたっては、この研究プロジェクト責任者河野稠果人口政策部長（当時）および清水浩昭人口移動科長（当時）から多くの有益な助言をいただいた。ここに記して感謝したい。

なお、今回の研究が終了したあと、1986年5月に1985年国勢調査の抽出速報集計結果が発表されたので、

III. 試算の結果とその評価の章の注にその結果を付記した。

(したがって、総世帯数とその平均規模)が推計された²⁾。なお、規模別世帯数は1975年5月に行われたものが最新であるが³⁾、これは1971年10月行われた推計⁴⁾を暫定的に補正して行われたものである。

今回の試算の対象の範囲は1985年以後2050年までの5年ごとの10月1日現在の全国の世帯数である。その種類は「総世帯数」、「普通世帯数」、「一般世帯数」およびそれぞれの「平均世帯規模」とした。したがって、世帯規模別普通世帯数は対象外とされた。ただし、単独世帯数つまり1人の普通世帯数のみは対象とする。

総世帯数は普通世帯数と準世帯数の合計であるので、「準世帯数」の推計をあわせて行う必要がある。また、一般世帯数を算出するためには普通世帯数に加えて「1人の準世帯数」(人員)を推計することが必要となる。

1人の準世帯数(人員)を検討する場合、1人の普通世帯つまり単独世帯の動向をも検討することが有意義と考えられるので、ここであわせて「単独世帯数」の推計も行う。したがって、この両者を合計した1人の一般世帯数の動向も得ることができる。

普通世帯の平均規模を算出するためには、その分母となる普通世帯数に加えてその分子として普通世帯に含まれる人口すなわち普通世帯人員総数を得る必要がある。この普通世帯人員総数を算出するためには各種の方法が考えられるが、今回は、人口から準世帯人員総数を除いて求めることにし、別に「準世帯人員総数」の推計を行う。準世帯人員の推計を行う理由は、近年準世帯の中でとくに高齢者における施設の世帯に属する人員の割合が増大しつつあり(たとえば女子85歳以上では1970年の3.6%から1980年9.3%に増大した)、将来急激な高齢化の進行が予想される今日、その推計自体にも意義があると考えられるからである。

(2) 試算の方法

普通世帯数の試算はいわゆる世帯主率法によるもので、世帯主率すなわち、性・年齢別の人口における普通世帯の世帯主である人口の割合を設定し、これに性・年齢別人口を掛けて世帯主である人口すなわち世帯主の性・年齢別普通世帯数を求めた⁵⁾。

世帯主率は配偶関係によって大きく異なるので、配偶関係別世帯主率を用いて推計することが望ましい。しかし、この場合は将来の人口として配偶関係別人口が必要となる。今回はこれが得られないので、配偶関係別でない世帯主率を用いることにした。この場合、その世帯主率は配偶関係別構成と配偶関係別世帯主率の両方の動向を勘案して世帯主率を設定する。

準世帯については、1人の準世帯人員は配偶関係別のデータが得られないので同様に性・年齢別の世帯主率を用い、施設の準世帯人員は施設数と必ずしも直接関係がないので世帯主率ではなく世帯所属率(人口の内その世帯に所属する人口の割合)を設定することにする。

準世帯数そのものは別に施設の準世帯数の推計を行い、1人の準世帯数を合計することによって得ることとする。

2) 伊藤達也・山本千鶴子、「全国世帯数の将来推計(昭和52年1月暫定推計):昭和45—75年」、『人口問題研究』,第141号,1977年1月。

3) 厚生省人口問題研究所,『わが国世帯数の将来推計』,研究資料第210号,1975年6月。

4) 厚生省人口問題研究所,『わが国世帯数の将来推計』,研究資料第197号,1971年10月。

5) 将来人口の推計結果を用いることを前提とした世帯数(ここでいう世帯数は普通世帯数である)の推計を行う場合、人口を世帯数に変換する操作が必要となる。このために世帯主率法が用いられる。他には、世帯員間の同居の構造を用いるものも開発されつつある(下記文献)が、新たなデータが必要とされることもあり、今回の研究では取り上げなかった。

廣嶋清志,「分子的人口構造論にもとづく分子構造変動モデル—世帯・家族の構成員はたがいにとどのような人口学的関係をもっているか」,『人口問題研究』,第173号,1985年1月。

(3) 人 口

ここで用いた性・年齢別人口は、1981年11月推計⁶⁾の中位推計の値である。

2. 世帯主率

(1) 普通世帯総数

1985年以後の普通世帯の世帯主率については、1950年から1980年のその趨勢を検討した結果、つぎの3つのケースを仮定する。

I. 上昇型（高位）

II. 安定型（中位）

III. 低下型（低位）

これら三つのケースの主な差は、男子25—29歳、30—34歳の世帯主率が1970—1980年の間に漸増傾向から低下傾向に転じたことに対して、今後どのような傾向となるかという見通しの違いにある。すなわち、I直ちに再度上昇に向かう、III逆に低下傾向が続く、IIあるいはこの二つの傾向の均衡の結果その二つのケースのほぼ中間として、1980年の水準が今後持続するという異なる見通しが立てられる。さらに男子65歳以上の世帯主率については、その増加程度を大（I）と小（II、III）の二つに分ける。他の性・年齢階級では三つのケースとも同一の傾向が設定される。

(2) 単 独 世 帯

1970、75、80年の性・年齢別単独世帯の世帯主率に主としてロジスティック曲線を当てはめた。それがあてはまらないものに対しては変形指数曲線か直線（1985年から一定値）を適用した。男子の25—29、30—34、35—39歳と女子の25—29、30—34歳についてはその上昇の程度を高位・中位と低位の二つに分けた。これは普通世帯の世帯主率の高位・中位・低位に対応させる。他の年齢区分では高位・中位・低位はみな同じ値である。

3. 準 世 帯

(1) 1人の準世帯の所属率、施設世帯の所属率

1人の準世帯の所属率、施設世帯の所属率も上記の単独世帯の世帯主率と同じ方法をとった。その結果、1人の準世帯の所属率は高位・中位・低位は同じものと設定された。施設世帯の所属率は男子の80—84歳、85歳以上と女子の同じ年齢区分でそれぞれ高位・中位と低位の二つのケースが設定された。

(2) 施設世帯数

準世帯数を求めるため施設世帯数を推計する。施設世帯数は1970年77,284、75年99,344、80年136,635で上記の施設世帯の所属率と全く独立にこれに直線をあてはめて延長し将来推計値を求めた。その推計値は表6に示されている。

III 試算の結果とその評価

1. 世 帯 数

(1) 総世帯数

普通世帯数と準世帯数の合計である総世帯数の将来推計の試算結果は表1に示す通りである。これによると、総世帯数は中位試算で1980年以後、約1100万世帯増加し2010年に46,975千世帯のピークを示し、以後減少に転ずる。高位試算のピークは2020年に48,181千世帯、低位試算のピークは2015年に

6) 厚生省人口問題研究所、『日本の将来推計人口』、研究資料第227号、1982年4月。

表1 総世帯数および一般世帯数の試算結果

(千世帯)

年次	総世帯数			一般世帯数		
	高位	中位	低位	高位	中位	低位
1980	35,958	35,958	35,958	35,822	35,822	35,822
1985	38,999	38,481	38,276	38,836	38,317	38,113
1990	41,738	41,202	40,917	41,545	41,008	40,723
1995	44,388	43,720	43,363	44,165	43,497	43,139
2000	46,395	45,549	45,129	46,142	45,296	44,876
2005	47,622	46,600	46,159	47,339	46,317	45,877
2010	48,030	46,975	46,595	47,718	46,663	46,283
2015	48,073	46,956	46,621	47,732	46,614	46,279
2020	48,181	46,934	46,597	47,810	46,562	46,225
2025	47,576	46,203	45,831	47,175	45,802	45,430
2030	46,970	45,532	45,134	46,539	45,101	44,704
2035	46,225	44,788	44,409	45,765	44,328	43,948
2040	45,689	44,240	43,895	45,199	43,750	43,405
2045	45,301	43,797	43,461	44,781	43,277	42,941
2050	44,909	43,368	43,010	44,359	42,818	42,461

46,621千世帯となる。各試算の間で準世帯数はすべて等しいので、総世帯数の差が生じたのは普通世帯数の差によるものである。

さて、1985年国勢調査の結果の世帯数は現在のところ総世帯数のみが発表されている。そこで、この結果（総世帯数38,113千世帯）と1985年の試算結果を比較してみよう。表2のように、今回の総世帯数の試算結果はいずれもこれより大きい。単純にこれを対比するともっとも小さい低位試算の結果は $(38,276 - 38,113) / 38,113 = 0.428\%$ 過大となっている。

また、1980年の国勢調査結果でわかるように、総世帯数は普通世帯数と準世帯数に加えて、その区分不明の世帯0.159%を含んでいる。そのため、試算結果はその分も過大になる。さらに、今回の試算にもちいた1985年人口は1981年11月推計の結果で $(121,047 - 120,299) / 120,299 = 0.621\%$ 小さいので、その分も過大である。結局、低位試算においては、国勢調査に比べて45万世帯、1.21%分世帯主率が過大となっているのである。高位や中位はそれ以上に世帯主率が高いことになる。ただし、ここでは準世帯数の誤差はないものとする。

この世帯主率の過大部分がどこで生じているかは、1985年国勢調査の詳しい結果が発表されれば明らかになるところであるが、おそらく、男子25—34歳と女子65歳以上の部分であると思われる。この点を修正して本推計に臨まなければならないと考えられる。

表2 総世帯数の国勢調査の値との比較（1985年）

年次 (年)	総世帯数 ¹⁾ (1000世帯)	人口 (1000人)	1世帯 当たり 人員
国勢調査 { 1970	30,374	104,665	3.45
1975	33,729	111,940	3.32
1980	36,015 ²⁾	117,060	3.25
1985	38,113	121,047	3.18
1985 { 試算(高位)	38,999	120,299 ³⁾	3.08
	38,481		3.13
	38,276		3.14
1985 (1980年値一定)	38,181		

1) 普通世帯数+準世帯数。

2) 普通世帯数+準世帯数+区分不明の世帯数。

区分不明の世帯数は $(36,015 - 35,958) / 35,958 = 0.1585\%$

3) 1981年11月に行われた人口推計による。

(2) 一般世帯数

普通世帯数に1人の準世帯数を加えた一般世帯数の試算結果は同じく表1の右側に示されている。これによれば、中位試算では普通世帯数と同じく2010年にピーク、46,663千世帯になる⁷⁾。1980年以後約1,100万の世帯が増大することになる。高位では2020年に、中位では2010年にそれぞれピークを示す。この三つの試算結果の間で1人の準世帯数の試算には全く差がないので、これらの差はすべて普通世帯数の試算の差による。

(3) 普通世帯数

表3のように1980年の国勢調査による普通世帯数34,106千は、前回の推計(1977年1月)におけるその値35,326千に比べ122万少なかった。これは75年から80年にかけて世帯主率が現実には低下に転ずる部分があるなど全体として世帯主率の伸びが低かったにもかかわらず、前回の推計においてはこのことが見通せなかったためである。

今回の試算世帯数は1985年以後いずれのケースも前回の推計値を下回っている(2000年の高位を除く)。2000年において、中位試算値は43,824千世帯で、前回の推計(中間)に比べて745千世帯(1.67%)少なくなっている。

世帯の年平均増加率は1970—80年に2.31%で、前回推計の2.66%を下回った。1980年以後、今回の試算によると、普通世帯の増加率はしだいに小さくなっていき、2010—15年にかけてマイナスに転ずる。

この結果と今までに行われた他の推計結果と比較したのが表4である。普通世帯数については過去に多くの推計が行われたが、前回推計のほか最近のものに限定した。この中で前回推計の値が一番大きく、近年になるほど下方へ修正されつつあるものといえ、2000

年において、国土審議会1984年は40,000—42,650千世帯、世帯モデル研究会は43,380千世帯としている。これらの値は今回の低位試算の結果43,404千世帯より小さいが、1985年国勢調査の結果との比較からみて低位試算値より小さい値の方が妥当と考えられる⁸⁾。

7) 1985年国勢調査によれば、一般世帯数は37,988千世帯で、試算結果の低位(38,276千世帯)よりさらに少ない。総務庁統計局、『昭和60年国勢調査 抽出速報集計結果 主要統計表』,1986年5月。

8) 1985年国勢調査によれば、普通世帯は36,452千世帯で、試算結果低位(36,732千世帯)よりさらに少ない(前掲注7文献)。

表3 全国普通世帯数の推移, 1950—2050年(各年10月1日現在)
(千世帯)

年次	普通世帯数	前回推計(中間) (1977年1月)
1950	16,425 ¹⁾	—
1960	19,871	—
1970	27,071	—
1980	34,106	35,326

試算結果

(1986年3月)

	高位	中位	低位	
1985	37,455	36,936	36,732	38,436
1990	40,083	39,546	39,261	40,667
1995	42,632	41,964	41,606	42,790
2000	44,671	43,824	43,404	44,569
2005	45,991	44,969	44,529	—
2010	46,433	45,378	44,998	—
2015	46,419	45,302	44,966	—

年平均増加率(%)²⁾

1950—60		1.90		—
1960—70		3.09		—
1970—80		2.31		2.66
1980—85	1.87	1.59	1.48	1.69
1985—90	1.36	1.37	1.33	1.13
1990—95	1.23	1.19	1.16	1.02
1995—00	0.93	0.87	0.85	0.81
2000—05	0.58	0.52	0.51	—
2005—10	0.19	0.18	0.21	—
2010—15	-0.01	-0.03	-0.01	—

1) 沖縄県を除く。

2) 年平均増加率は $1/t \log P_t/P_0$ による。

表4 普通世帯数の比較

(千世帯)

年次	推計の試算結果			世帯主率 1980年 一 定	前回推計 (中間値) (1977年)	世帯モデル 研究会 (1985年)	経済審議会 (1982年)	国土審議会 ⁴⁾ (1984年)	
	高位	中位	低位					ケースA	ケースB
1980	34,105	34,105	34,105	34,105	38,436	—	34,083	—	—
1985	37,455	36,936	36,732	36,636	40,667	37,170	36,879	—	—
1990	40,083	39,546	39,261	38,940	42,790	39,880	39,834	—	—
1995	42,632	41,964	41,606	41,013	44,569	—	42,701	—	—
2000	44,671	43,824	43,404	42,511	—	43,380	45,040	40,000	42,650
2005	45,991	44,969	44,529	43,316	—	—	46,394	—	—
2010	46,433	45,378	44,998	43,437	—	—	47,605	—	—
2015	46,419	45,302	44,966	43,078	—	—	48,671	—	—
2020	46,430	45,183	44,846	42,629	—	—	—	—	—
2025	45,794	44,421	44,049	41,863	—	45,570	—	40,220	43,040
2030	45,219	43,781	43,384	41,189	—	—	—	—	—
2035	44,504	43,067	42,688	40,487	—	—	—	—	—
2040	43,938	42,489	42,144	39,808	—	—	—	—	—
2045	43,475	41,972	41,636	39,175	—	—	—	—	—
2050	43,025	41,484	41,126	38,653	—	—	—	—	—

1) 伊藤達也・山本千鶴子,「全国世帯数の将来推計,昭和52年1月暫定推計:昭和45年~75年」,『人口問題研究』,第141号,1977年.

2) 寿命学研究会,「世帯情報解析モデル(INAHSIM)による世帯の将来予測—世帯推計への総合的アプローチ」,『ライフ・スパン』,Vol.6,1986年3月.

3) 経済企画庁総合計画局編,『2000年の日本(各論)—長期展望テクニカル・レポート』,1982年11月.

4) 国土庁計画・調整局編,『日本21世紀への展望—国土空間の新しい未来像を求めて—』,1984年11月.

2000年以後については,これらの推計では世帯数が減少に向わず,増加を続けるが,今回の試算ではいずれも2010年あたりをピークにして減少に転ずる.この点は過去の世帯推計と異なる結果であるといえよう.なお,1980年の世帯主率を固定して延長すると,2000年に42,511千世帯で,他の推計結果と似かよっている.また,これは2010年にピークを迎える.このような特性は今回の試算の性格に近い.

表5 単独世帯数および1人の一般世帯数の試算結果

(千世帯)

年次	試算結果				世帯モデル 研究会 (1985年)	経済審議会 (1982年)
	単独世帯数		1人の一般世帯数			
	高位・中位	低位	高位・中位	低位		
1980	5,380	5,380	7,097	7,097	—	5,383
1985	6,514	6,514	7,895	7,895	8,110	—
1990	7,665	7,238	9,127	8,700	9,890	—
1995	8,813	7,972	10,346	9,505	—	—
2000	9,553	8,245	11,025	9,717	11,860	10,522
2005	9,885	8,255	11,233	9,604	—	—
2010	10,003	8,290	11,288	9,574	—	—
2015	10,137	8,487	11,450	9,799	—	13,538
2020	10,533	8,820	11,912	10,199	—	—
2025	10,580	8,651	11,961	10,032	14,150	—
2030	10,527	8,407	11,847	9,727	—	—
2035	10,359	8,219	11,620	9,480	—	—
2040	10,251	8,203	11,511	9,463	—	—
2045	10,315	8,289	11,621	9,595	—	—
2050	10,374	8,227	11,709	9,561	—	—

(4) 単独世帯数および1人の一般世帯数

単独世帯および1人の一般世帯数の試算結果は表5のように、高位・中位と低位の2ケースが計算されている。これによると、単独世帯数は低位で2020年に最大値8,820千世帯、高位、中位で2025年に最大値10,580千世帯となり以後減少に転ずる。これに1人の準世帯数（1ケースのみ）を加えた1人の一般世帯数をみると、全く同様に低位で2020年（10,799千）、高位、中位で2025年（11,961千）に最大値となり以後減少する⁹⁾。

さて、既存の推計と比較すると、世帯モデル研究会の数値は厚生行政基礎調査を基礎にしているの
で単独世帯というよりも1人の一般世帯に相当する。それにしても2025年で試算結果の1人の一般世帯
より200—400万世帯多くなっており、このモデルでは1人の一般世帯、単独世帯が過大になるよう
になっているのではないかと思われる。経済審議会82年推計は明らかに単独世帯数を対象としている
が、相当過大になるように見込まれているといえる。

(5) 準世帯数

準世帯人員は1人の準世帯人員と施設の準世帯人員とに分けそれぞれ性・年齢別の所属率を延長し
て求めた。1人の準世帯人員に関しては高位・中位・低位の差異はなく、すべて1ケースのみ試算が
行われた。施設世帯人員については高位・中位と低位の2ケースに分けた。

施設の世帯人員は高年齢で所属率がしだいに高まるため、表6のようにその世帯人員は増加し、2020
年に最大値2,821千人（高位・中位）、2,425千人（低位）となり、以後ゆるやかに減少に向かう¹⁰⁾。

表6 準世帯の試算結果

年次	準世帯数	施設世帯数	準世帯人員		1人の 準世帯人員	施設の 準世帯人員		(参考)	
			高位・中位	低位		高位・中位	低位	普通世帯人員	
								高位・中位	低位
1980	1,853	137	3,253	3,253	1,716	1,537	1,537	113,737	113,737
1985	1,545	164	2,882	2,883	1,381	1,501	1,502	117,417	117,416
1990	1,655	193	3,177	3,135	1,462	1,715	1,673	119,657	119,699
1995	1,756	223	3,421	3,330	1,533	1,888	1,796	121,963	122,054
2000	1,725	253	3,491	3,352	1,472	2,020	1,880	124,625	124,764
2005	1,631	282	3,525	3,334	1,348	2,177	1,986	126,484	126,675
2010	1,597	312	3,654	3,400	1,285	2,369	2,115	126,623	126,877
2015	1,654	342	3,874	3,559	1,312	2,562	2,247	125,457	125,772
2020	1,751	372	4,200	3,804	1,379	2,821	2,425	124,915	125,311
2025	1,782	401	4,137	3,733	1,381	2,756	2,352	123,049	123,453
2030	1,751	431	4,122	3,660	1,320	2,802	2,340	122,173	122,635
2035	1,721	461	4,055	3,565	1,261	2,795	2,304	120,888	121,378
2040	1,751	490	4,007	3,544	1,261	2,746	2,283	119,268	119,731
2045	1,825	520	4,031	3,589	1,305	2,726	2,283	117,766	118,208
2050	1,884	550	4,058	3,607	1,334	2,723	2,273	116,730	117,181

9) 1985年国勢調査によれば、単独世帯は、6,363千世帯で、試算結果（6,514千世帯）より少ない。また、
1人の一般世帯は7,900千世帯で試算結果（7,895千世帯）にはほぼ等しい（前掲注7文献）。したがって、
今回の試算結果は単独世帯の世帯主率もやや高すぎたといえる。

10) 今回の試算では1980—85年にかけて施設等の準世帯人員は1,537千人から1,501千人へと減少しているが、
1985年国勢調査の結果によれば、1985年の施設等の世帯人員は1,648千人と1980—85年にかけて増加した
（前掲注7文献）。これは高齢者における施設世帯の所属率が予想以上に上昇したためと推定される。

1人の準世帯はその所属率が若年で低下、高年齢で若干上昇するため、波動を示しながら、減少していく¹¹⁾。施設の準世帯人員と1人の準世帯人員の合計である準世帯人員は表11のように、しだいに増加し、2020年に最大値4,200千人（高位・中位）、3,804千人（低位）となり、以後ゆるやかに減少していく。この準世帯人員を人口から減ずることにより普通世帯人員を求めることができるのである。普通世帯人員は参考に示したように、2010年に最大値126,623千人（高位・中位）、126,877千人（低位）となった。

施設世帯数はその準世帯人員とは独立にその増加傾向を延長した。高位・中位・低位の差はない。その結果準世帯全体は、波動しながら2050年には最大値（1,884千）に向かう。

2. 普通世帯の平均規模

普通世帯の平均規模は、表7の通りである。これは普通世帯数とは別に全人口から準世帯人員を引いて求めた普通世帯人員を分子として算出したものである。

従来、普通世帯の平均世帯人員は減少を続け、1965年4.05、1970年3.69、1975年3.45、1980年3.33と推移してきたが、試算結果によれば、1985年以後低位試算では3.20、3.05と減少を続けるが、2020年に最低値2.79になったあとは再び上昇に転ずる。これは中位、高位でも同様である。ただし、総世帯数の平均規模でみたように、1985年に総世帯数が過大となり、一世帯当たり人員が過小であることからみて、1985年以後の普通世帯の平均規模も過小になっているものとみられる。

他の既存の推計結果では、単身世帯の急増を見込んだ経済審議会の1982年の推計を除き、2000年、2025年において、いずれも3を上まわっており、今回の試算結果より大きい。これは普通世帯数が今回試算に比べ小さく見込まれているだけでなく、施設の準世帯人員の増加が見込まれていないためと思われる。

表7 普通世帯の平均世帯人員の比較

年次	試算結果			世帯モデル 研究会 (1985年)	経済審議会 (1982年)	国土審議会 (1984年)	
	高位	中位	低位			ケースA	ケースB
						(人)	
1980	3.33	3.33	3.33	3.29	-	-	-
1985	3.13	3.18	3.20	3.20	3.16	-	-
1990	2.99	3.03	3.05	3.10	-	-	-
1995	2.86	2.91	2.93	-	-	-	-
2000	2.79	2.84	2.87	3.03	2.75	3.22	3.03
2005	2.75	2.81	2.84	-	-	-	-
2010	2.73	2.79	2.82	-	-	-	-
2015	2.70	2.77	2.80	-	2.56	-	-
2020	2.69	2.76	2.79	-	-	-	-
2025	2.69	2.77	2.80	3.02	-	3.24	3.05
2030	2.70	2.79	2.83	-	-	-	-
2035	2.72	2.81	2.84	-	-	-	-
2040	2.71	2.81	2.84	-	-	-	-
2045	2.71	2.81	2.84	-	-	-	-
2050	2.71	2.81	2.85	-	-	-	-

11) 国勢調査によれば、1980-85年の1人の準世帯人員は1,716千人から1,536千人へと減少しているが、(前掲注7文献)、今回の試算(1,381千人)ほど減少はしなかった。したがって、準世帯人員は1985年に2,882千人(試算結果)より大きく3,184千人であった。

3. 世帯主の性・年齢別普通世帯の構成

表8は試算結果の普通世帯の構成比を世帯主の性・年齢別に示したものである。各試算結果とも女性の世帯主が2000年までに少々増加し、以後もその傾向が続く。1980年の世帯主率を延長した結果をこれと対比すると、ほぼ同様の結果となるが、女性化はやや遅れ、2050年には逆に男性化する。これは結局人口の要因だけによれば女性の世帯主の比率がもっとも高くなるのは2020年ごろであることからくるものである。男子65歳以上の世帯主の比率はしだいに上昇し2020年ごろに最初のピークに達し、(20%弱：1985年の水準のほぼ2倍)、以後再度低下・上昇・低下という経過をたどる。これは、1980年世帯主率一定でも同様で、主として人口の動きによる結果であるといえる。

以上のように、世帯主は主として人口の影響を受けて高齢化、女性化が2020年ごろを頂点として進行するものといえる。

なお、普通世帯数が1985年国勢調査結果にもっとも近かった低位試算について1985年と2000年の世帯主年齢別世帯数を最後に掲げた(表9, 10)。

表8 世帯主の性・年齢別世帯数構成比

(%)

世帯主の性・年齢	年次	試算			1980年一定
		高位	中位	低位	
男 総 数	1980	85.7	85.7	85.7	85.7
	1985	85.4	85.2	85.1	85.5
	2000	83.7	83.4	83.2	85.0
	2025	81.6	81.0	80.8	84.5
	2050	81.0	80.3	80.2	84.7
男65歳以上	1980	9.4	9.4	9.4	9.4
	1985	9.6	9.9	9.9	9.6
	2000	14.8	14.7	14.8	14.3
	2025	19.9	18.8	18.9	18.6
	2050	20.6	19.0	19.2	19.1
女 総 数	1980	14.3	14.3	14.3	14.3
	1985	14.6	14.8	14.9	14.5
	2000	16.3	16.6	16.8	15.0
	2025	18.4	19.0	19.2	15.5
	2050	19.0	19.7	19.8	15.3
女65歳以上	1980	3.0	3.0	3.0	3.0
	1985	3.5	3.6	3.6	3.3
	2000	5.8	5.9	6.0	4.4
	2025	8.3	8.6	8.7	5.7
	2050	8.5	8.8	8.9	5.7

表9 世帯主の性・年齢別世帯数試算結果（低位）1985年
（単位 1000）

年齢	総世帯数		世帯主総数		施設世帯総数		総世帯の平均世帯規模		一般世帯の平均世帯規模		普通世帯の平均世帯規模		施設の準世帯人員
	人口	普通世帯人員	一般世帯数	世帯主総数	施設世帯総数	総世帯の平均世帯規模	一般世帯の平均世帯規模	普通世帯の平均世帯規模	1人の一般世帯数	1人の準世帯人員	1人の施設の準世帯人員		
総数	120,299	117,416	38,113	36,732	6,514	7,895	2,883	1,381	1,502				
男	59,161	57,363	32,185	31,274	3,474	4,384	1,798	910	888				
0 - 14 歳	13,181	13,135	0	0	0	0	46	0	46				
15 - 19 歳	4,574	4,316	343	251	228	320	258	92	258				
20 - 24 歳	4,209	3,788	1,417	1,129	919	1,206	421	288	421				
25 - 29 歳	3,912	3,608	2,083	1,825	608	866	304	258	304				
30 - 34 歳	4,543	4,415	3,149	3,063	462	548	128	86	128				
35 - 39 歳	5,392	5,301	4,552	4,505	358	404	91	47	47				
40 - 44 歳	4,556	4,472	4,056	4,022	178	212	84	34	34				
45 - 49 歳	4,076	3,989	3,767	3,736	165	196	87	31	31				
50 - 54 歳	3,951	3,874	3,749	3,721	154	183	77	28	28				
55 - 59 歳	3,382	3,316	3,224	3,203	115	136	66	21	21				
60 - 64 歳	2,379	2,335	2,185	2,175	75	85	44	9	9				
65 - 69 歳	1,774	1,734	1,548	1,542	61	67	40	6	6				
70 - 74 歳	1,460	1,412	1,136	1,132	65	69	48	4	4				
75 - 79 歳	986	941	619	616	47	50	45	3	3				
80 - 84 歳	535	499	265	264	26	27	36	1	1				
85 歳以上	251	230	91	90	12	13	21	1	1				
女	61,138	60,053	5,928	5,457	3,040	3,511	1,085	471	615				
0 - 14 歳	12,556	12,527	0	0	0	0	29	0	29				
15 - 19 歳	4,360	4,200	212	117	111	206	160	95	160				
20 - 24 歳	3,999	3,749	702	484	434	651	250	217	250				
25 - 29 歳	3,873	3,837	307	279	228	257	36	28	36				
30 - 34 歳	4,495	4,472	282	272	148	158	23	10	23				
35 - 39 歳	5,342	5,318	389	382	147	155	24	8	24				
40 - 44 歳	4,588	4,564	428	420	122	130	24	8	24				
45 - 49 歳	4,143	4,117	487	478	149	159	26	9	26				
50 - 54 歳	3,989	3,952	545	528	228	245	37	17	37				
55 - 59 歳	3,578	3,527	595	574	287	307	51	21	51				
60 - 64 歳	3,023	2,971	613	593	342	361	52	20	52				
65 - 69 歳	2,389	2,332	530	516	315	330	75	15	75				
70 - 74 歳	2,005	1,930	417	407	269	279	57	10	57				
75 - 79 歳	1,418	1,331	251	244	133	140	87	7	87				
80 - 84 歳	863	776	121	117	81	85	87	4	87				
85 歳以上	517	450	47	45	46	48	67	2	67				

表10 世帯主の性・年齢別世帯数試算結果（低位）2000年
（単位 1000）

年齢	総世帯数		世帯総数		施設世帯総数		総世帯の平均世帯規模（人）		一般世帯の平均世帯規模（人）		普通世帯の平均世帯規模（人）	
	人口	普通世帯人員	一般世帯数	施設世帯数	普通世帯数	単独世帯数	1人の一般世帯数	準世帯人員	1人の準世帯人員	施設の準世帯人員		
総数	128,116	124,764	44,876	43,404	8,245	9,717	3,352	1,472	1,880			
男	63,128	61,120	37,101	36,109	4,243	5,235	2,008	992	1,016			
0 - 14 歳	11,599	11,558	0	0	0	0	41	0	40			
15 - 19 歳	3,666	3,459	294	220	191	264	207	74	133			
20 - 24 歳	4,335	3,901	1,460	1,164	1,037	1,334	494	297	138			
25 - 29 歳	5,080	4,685	2,629	2,294	1,790	1,125	395	335	60			
30 - 34 歳	4,518	4,391	3,011	2,926	460	1,545	127	85	42			
35 - 39 歳	4,149	4,079	3,503	3,467	275	311	70	36	34			
40 - 44 歳	3,837	3,766	3,416	3,387	223	251	71	28	42			
45 - 49 歳	4,406	4,312	4,072	4,039	294	328	94	34	60			
50 - 54 歳	5,138	5,038	4,875	4,839	272	309	100	37	63			
55 - 59 歳	4,225	4,142	4,028	4,001	185	211	83	27	56			
60 - 64 歳	3,640	3,572	3,342	3,328	125	139	68	14	54			
65 - 69 歳	3,307	3,232	2,920	2,910	115	125	75	10	65			
70 - 74 歳	2,506	2,424	2,021	2,015	140	147	82	7	75			
75 - 79 歳	1,437	1,370	938	933	73	77	67	4	62			
80 - 84 歳	1,758	1,707	393	390	39	41	51	2	49			
85 歳以上	527	482	198	196	25	27	45	2	43			
女	64,988	63,644	7,775	7,295	4,002	4,482	1,344	480	864			
0 - 14 歳	10,962	10,937	0	0	0	0	25	0	25			
15 - 19 歳	3,471	3,344	171	95	90	166	127	76	51			
20 - 24 歳	4,165	3,916	749	534	480	694	249	214	35			
25 - 29 歳	4,874	4,829	579	544	287	323	45	35	10			
30 - 34 歳	4,334	4,313	330	322	143	152	21	9	13			
35 - 39 歳	3,968	3,951	317	312	109	114	17	5	12			
40 - 44 歳	3,832	3,813	357	351	102	108	19	5	14			
45 - 49 歳	4,423	4,398	509	502	160	166	25	7	18			
50 - 54 歳	5,217	5,171	631	611	298	318	46	20	26			
55 - 59 歳	4,422	4,361	696	672	354	378	61	24	37			
60 - 64 歳	3,913	3,846	794	769	464	490	67	25	42			
65 - 69 歳	3,631	3,531	947	924	538	560	100	16	77			
70 - 74 歳	3,025	2,910	786	770	499	515	115	23	99			
75 - 79 歳	2,230	2,090	535	525	238	248	140	10	130			
80 - 84 歳	1,384	1,245	258	252	136	143	139	7	133			
85 歳以上	1,137	990	117	113	102	106	147	4	143			

書評・紹介

坪内良博著『東南アジア人口民族誌』

勁草書房, 1986年2月, viii+197+xvページ

本書は、人口学、社会学および民族学（文化人類学）に造詣の深い京都大学東南アジア研究センターの坪内良博教授が1979年～84年に発表した論考のうち東南アジア地域の人口に関する論文を一書に纏めたものである。その構成を紹介すると、第Ⅰ章小人口世界の構造、第Ⅱ章人口増加のしくみ、第Ⅲ章出生と死亡、第Ⅳ章開拓と定住、第Ⅴ章都市と移民、第Ⅵ章疎人口分布と小国家、第Ⅶ章連続と非連続の7章からなっている。

本書に収録されている論文は、いずれの論考も小地域社会の人口現象を人口学、社会学および民族学的手法ないし理論を縦横に駆使して記述・分析したものであり、わが国人口学界においては、きわめて稀な著作であると同時に、人口研究の方法に新たな地平を拓く重要な書物であるといつてよかろう。にもかかわらず、評者は、本書に対して、果して正当な評価が与えられるかどうか危惧するものの一人である。

というのは、人口学においては、人口民族誌ないし民族人口誌の作成、あるいはかかる研究方法について、ほとんど理解が得られないと考えているからである。

そこで、ここでは、人口学における人口民族誌ないし民族人口誌の位置づけに関して若干の検討を加えるとともに、本書刊行の意義についても言及してみたい。

かかる問題を検討する手がかりを民族学に求めてみよう。「近来では民族誌と民族学の関係を同じ民族文化の研究の中で、特殊的記述と一般的説明を為す相違があるのだとする学者が多くなっているが、グラフィックとロギーの語義上からもそれが妥当であるとしなければならない。然し勿論一般的説明と言っても単に演繹的説明を為すのではないのであって、民族誌を基礎にしつつ比較研究によって一般的なものを求めて行くのである。民族誌こそは民族学の資料である。かくて、まず民族誌があって民族学が生まれるのであるが、一方では民族学理論が発達することによって民族調査の方法が更新され、民族誌の記述がより完全なものとなる」（棚瀬襲爾、『文化人類学』〔アテネ新書〕、弘文堂、1950年、pp.11～12）。かかる記述をみると、民族学理論の形成と民族誌とは、密接な関連を有していることになる。とすれば、人口学理論の形式基盤となる人口民族誌ないし民族人口誌と人口学との関連が問題となってくる。

そこで、人口学と人口誌（人口民族誌、民族人口誌）に関して、かかる視点に立った論考が、かつて存在したかどうかをみてみよう。評者の知るかぎりでは、米林富男教授の「社会学における人口誌的研究法に就いて」（日本社会学会編、『社会学』、第3輯、岩波書店、1935年12月、pp.101～117）が、わが国において、この問題を真正面からとりあげた数少ない論文の一つであり、かかる問題については、館稔氏も気づいてはいたようである（館稔、『形式人口学』、古今書院、1960年、pp.11～13）。にもかかわらず、かかる研究方法は、ごく一部の人口研究者にとり入れられたにすぎないといつてよかろう（その例として、皆川勇一教授の「東北における一山村の人口誌的考察」、『人口問題研究所年報』、第3号、1958年8月、pp.40～44を挙げることができる）。

ともあれ、本書は、米林教授の論考以来、約半世紀が経過した記念すべき年に刊行されたという歴史的な重みを感じざるをえないのである。かかる歴史的経過もふまえて、人口研究者が、人口理論と人口誌に関する理解を深めるとともに、かかる研究方法に基づいた稔りある人口理論が形成されることを評者は願っている。本書刊行の意義もそこにあるといえよう。

（清水浩昭）

統 計

主要国女子人口の年齢別特殊出生率および 合計特殊出生率：最新材料

女子人口の年齢別特殊出生率 (age-specific fertility rate of women) は、基本的な出生力指標として重要である。本統計では、最近刊行された国際連合『世界人口年鑑』(United Nations, *Demographic Yearbook*) の1984年版によって得られる多くの国についての最新の年齢別出生率、それからその平均的な指標としての意味をもつ再生産年齢 (15～49歳) 女子人口についての特殊出生率 (総出生率, general fertility rate), ならびにその総合としての合計特殊出生率 (または粗再生産率, total fertility rate), をも算定し、あわせて掲載した。近時、著しい変動を示す出生力の国際比較分析のための研究材料として役立つものと思われる。

なお、表示した国の配列は国連方式、すなわち、アフリカ、北アメリカ、南アメリカ、アジア、ヨーロッパ、オセアニアの地域順で、地域内の国・領土はA B C (英語の頭文字) 順になっている。その他、詳しくは原典を参照されたい。本統計資料の作成は、人口情報部の山口喜一および坂東里江子両技官が担当した。

統計表利用上の注意

世界人口年鑑1984年版の原表 (表11) には、最近の利用可能な年次についての各国・地域 (領土) 別女子人口の年齢別出生率と、とりうる国の都市・農村居住別の女子の年齢別出生率が示されている。出生数の都市・農村区分は、それぞれの国や地域の区分によるものである。

一般に、15歳未満および50歳以上の女子からの出生児数は比較的わずかであるために、20歳未満および45歳以上の母についての出生率は、それぞれ15～19歳、45～49歳の女子人口に基づいて算出されている。同様に、すべての年齢 (総数) の女子に対する出生率は、母の年齢のいかんを問わない出生児総数に基づいている。ただし率は、15～49歳の女子人口を分母として計算されている。したがって、この全年齢に対する率が総出生率である。

年齢不詳の母による出生数は、率を算定する前に (国連統計局によって) 年齢の判明している母の出生に従って比例配分してある。しかし、按分以前に出生数の10%以上が年齢不詳の区分に含まれる場合の率については、脚注で明らかにされている。

率の算出に使用されている人口は、センサスあるいは実地調査に基づく、あるいは推定された年齢別女子人口によるものである。第1番に用いるようすめられるのは、同年次の年央における推計であり、第2番は出生が関連する年のセンサス結果であり、第3には、その年の年央以外の時点における推計人口である。

この表に示された率は、ある年次における出生児数が少なくとも100件以上を示している国や地域に限定されている。さらに、年齢階級区分の出生数が30以下に基づく率は「◆」の符号が付されている。それから、出生登録が (発生件数の90%未満しか登録されていない) 不完全なデータと登録率が不明なデータは、信頼性が薄いとのかえから、ローマン体でなくイタリック体で示されている。

この表に示されている率はいろいろの制約をもつが、次のことにも留意すべきである。それは登録率、出生登録以前の死亡あるいは出生後24時間以内に死亡した乳児の処理、および母の年齢の定義の方法と登録の (記入) 方法の3点である。さらに、ある出生率は、出生の発生時ではなく登録時によって集計されたデータを基にしている。このような率である場合は符号「+」で示してある。母の年齢別出生児数の集計に対する登録の遅れの影響は、比較的年齢の高い階級の年齢別特殊出生率に現われるかもしれない。いずれにせよ、45歳以上の高年齢出生率は、この年齢の出生率の高さを示すものではなく、出生が登録されたときの母の年齢によることを示していることがある。

なお、年齢不詳の按分方法は次の事実から批判を招くことがある。それは、嫡出出生児の母の年齢構成が非嫡出の出生児のそれと異なること、また、母の年齢が不詳の割合は嫡出出生児のそれよりも非嫡出出生児の方が高いことである。

都市・農村居住別のデータの比較可能性は、これらのデータの集計に用いられたそれぞれの国による都市と農村の定義によって影響される。国の人口センサスで使われた都市と農村の定義が、とくにそれに反する情報がない場合、それぞれの国または地域の動態統計の編集においても同様に用いられたと推定される。しかしながら、ある国または地域について、同一の都市と農村の定義が、動態統計データと人口センサスデータの両方に使われていないという可能性を否定できない。

比較可能性のいま一つの問題は、都市・農村居住別に区分された人口動態率が次のような偏りにも影響されることである。すなわち、動態率を計算する際、人口動態と人口センサスで異なった定義が用いられたり、率の分子（出生数）と分母（人口）の間に厳密な対応がない場合である。また、都市・農村の動態率の差は、動態事象を発生地で集計するか、あるいは常住地で集計するかによっても影響を受ける。

最後に掲載範囲であるが、この表に示された国や地域の数102に上るが、そのうち、都市・農村居住別の率は30の国や地域について示されている。なお、特定の種族集団あるいは国内の一部の地域の人口のみによるデータは、全国的な数値が欠けている場合に示されている。このようなデータは、一国全体の統計に代わるものとしてではなく、利用可能な統計の一指標として示されているものである。

結果表 主要国女子人口の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率：最新材料

国・地域(年)	女子の年齢別特殊出生率(%)								合計特殊出生率
	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20~24歳	25~29歳	30~34歳	35~39歳	40~44歳	45歳以上 ³⁾	
〔アフリカ〕									
カーボベルデ(1980)	136.1	55.1	195.0	255.8	206.3	189.2	107.3	22.0	5.15
エジプト(1976) ⁴⁾	160.7	20.5	186.0	310.7	274.2	206.3	85.6	46.3	5.65
マラウイ(1977) ⁴⁾	206.7	135.6	280.3	275.5	241.3	195.8	126.0	118.1	6.86
モーリシャス									
モーリシャス島(1983)	75.1	39.6	131.3	128.1	83.9	39.2	13.9	1.8	2.19
ロドリゲス(1983)	152.1	93.2	273.7	219.2	150.9	137.7	74.8	◆26.9	4.88
ルワンダ(1978) ⁴⁾	123.0	49.5	302.0	403.7	376.7	308.6	197.9	116.7	8.78
セイシエル(1984) ^{*+}	115.4	67.9	184.8	196.6	117.3	92.1	32.3	◆4.0	3.48
チュニジア(1980)	151.9	36.7	207.8	294.2	249.1	170.6	76.9	37.7	5.37
ジンバブエ									
ヨーロッパ人(1978) ⁺	47.8	23.7	95.5	121.5	55.0	17.0	◆3.9	-	1.58
〔北アメリカ〕									
バハマ(1980)	96.2	97.0	168.8	152.8	92.0	45.4	16.3	◆2.4	2.87
バルバドス(1978) ⁺	64.1	74.8	117.5	78.8	47.3	35.2	8.9	◆0.5	1.82
バーミューダ(1983) ⁺	59.1	41.5	99.5	111.9	84.2	29.0	◆4.9	-	1.86
カナダ ⁶⁾ (1981)	55.5	25.9	94.7	124.2	66.6	19.0	3.1	0.2	1.67
コスタリカ(1983) ⁺	117.6	86.1	185.7		104.2		21.5		...
キューバ(1982) ⁺⁴⁾	61.8	95.6	117.3	81.2	41.9	16.6	4.6	2.7	1.80
グリーンランド(1983)	70.1	62.9	118.9	108.6	68.4	34.1	◆14.0	-	2.03
グアテマラ(1977) ⁴⁾	193.1	150.4	293.5	276.2	220.4	177.9	75.0	19.6	6.07
ホンジュラス(1979) ⁺	207.6	159.8	316.3	290.8	244.4	188.3	84.0	20.5	6.52
ジャマイカ(1981)	⁸⁾ 90.1	⁹⁾ 55.9	172.7		100.0		14.0		...
メキシコ(1979)	99.8	65.5	159.0	151.3	111.2	88.9	37.9	12.9	3.13
モントセラト(1982)	96.9	155.2	126.0	118.8	◆75.4		◆12.3		...
パナマ(1982) ⁴⁾	112.1	101.2	187.6	165.0	112.6	63.2	26.8	5.3	3.31
プエルトリコ(1980) ⁴⁾	88.4	78.1	176.0	153.8	85.8	37.8	10.5	1.4	2.72
セントクリストファー・ネイビス(1980) ⁺	122.7	129.7	176.3	157.6	103.1	76.7	◆27.1	-	3.35
セントルシア(1980)	144.2	174.1	248.8	207.3	142.4	73.3	23.7	◆2.8	4.36
トリニダード・トバゴ(1977)	101.7	78.2	181.5	157.4	114.4	59.6	18.2	2.8	3.06
アメリカ合衆国(1981)	61.0	53.6	112.0	112.0	61.4	20.0	3.8	0.2	1.82

結果表 主要国女子人口の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率：最新材料（つづき）

国・地域（年）	女子の年齢別特殊出生率（‰）								合計特殊出生率
	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾	
〔南アメリカ〕									
アルゼンチン(1980)	103.3	81.8	173.8	179.1	132.0	74.4	24.5	4.5	3.35
ボリビア(1976)	116.4	51.9	165.7	185.0	164.8	124.4	65.8	27.1	3.92
ブラジル(1982)	94.0	56.6	155.0	155.7	111.9	67.5	27.5	5.3	2.90
チリ(1982)	84.8	66.7	149.3	141.0	91.5	48.2	17.0	2.3	2.58
エクアドル(1978) ¹⁰⁾	134.3	74.3	216.6	201.7	161.5	128.5	66.6	18.3	4.34
ペルー(1976) ⁺¹¹⁾	122.0	69.6	185.2	189.7	146.3	122.7	49.6	31.0	3.97
ウルグアイ(1975) ⁺	86.8	72.6	160.6	163.2	109.7	68.0	20.5	3.2	2.99
ベネズエラ(1981) ¹²⁾	138.8	101.6	216.0	203.1	155.8	99.2	45.5	9.7	4.15
〔アジア〕									
アフガニスタン(1979) ⁴⁾¹³⁾	232.5	159.9	332.8	350.6	262.7	230.4	104.0	80.1	7.60
バングラデシュ(1981) ⁴⁾	161.5	130.4	247.7	260.0	164.0	127.4	46.0	18.0	4.97
ブルネイ(1983)	115.7	41.7	148.6	200.1	163.7	101.9	39.4	◆ 6.8	3.51
キプロス(1983)	80.2	39.3	168.3	161.8	89.5	31.9	5.2	◆ 0.3	2.48
ホンコン(1982)	63.6	10.0	79.9	147.6	93.1	34.5	6.2	0.6	1.86
イラーク(1977)	123.5	51.4	156.9	198.8	188.8	135.8	63.2	31.7	4.13
イスラエル ¹⁴⁾ (1983) ⁴⁾	104.5	29.7	177.5	204.3	145.4	72.1	16.2	1.3	3.23
日本(1983) ⁴⁾¹⁵⁾	49.2	4.3	70.2	183.5	78.5	16.2	1.8	0.1	1.77
ヨルダン ¹⁶⁾ (1979) ⁺	219.7	79.3	245.3	254.2	326.1	340.6	272.5	149.2	8.34
韓国(1981) ⁺⁴⁾	82.0	11.1	141.0	233.7	87.4	23.4	6.2	1.8	2.52
クウェート(1980)	182.5	80.1	270.4	302.2	216.0	166.5	45.6	18.1	5.49
マレーシア									
半島マレーシア(1979)	122.3	36.7	175.3	230.7	182.5	113.0	44.4	5.5	3.94
サラワク(1980)	124.7	67.6	202.6	219.8	150.6	87.4	37.1	9.6	3.87
バキスタン(1976) ⁴⁾¹⁷⁾	206.0	56.3	271.2	348.2	305.3	225.7	127.6	72.5	7.03
フィリピン(1979)	132.3	52.5	202.0	214.0	170.8	128.7	61.4	11.8	4.21
シンガポール ¹⁸⁾	55.2	10.4	70.0	124.8	79.5	29.2	3.8	◆ 0.2	1.59
スリランカ(1980) ⁺	119.3	38.3	177.8	232.5	200.1	90.4	27.8	3.9	3.85
タイ(1983) ⁺	84.3	47.1	143.6	138.0	86.9	53.0	33.8	26.4	2.64
〔ヨーロッパ〕									
オーストリア(1983) ⁴⁾	48.1	29.7	108.6	100.7	50.7	18.8	4.0	0.3	1.56
ベルギー(1981)	52.1	18.9	114.1	129.6	54.0	16.5	3.2	0.2	1.68
ブルガリア(1982) ⁴⁾	58.4	84.1	186.1	90.9	31.1	9.6	1.9	0.2	2.02
チャンネル諸島									
ガーンシー(1981)	48.4	29.8	81.2	130.7	57.3	20.4	◆ 1.9
ジャージー(1981) ⁺	42.7	◆ 9.1	52.6	96.4	77.3	26.8	◆ 4.3
チェコスロバキア(1982)	63.8	51.3	196.0	111.8	43.8	14.2	2.5	0.1	2.10
デンマーク ¹⁹⁾ (1983)	40.3	10.6	79.5	111.6	55.4	15.2	2.3	◆ 0.2	1.37
フェロー諸島(1983)	66.3	31.0	131.3	129.5	88.0	34.4	◆ 13.2	◆ 2.2	2.15
フィンランド(1983) ⁴⁾²⁰⁾	53.8	15.7	87.3	126.7	78.0	33.2	6.6	0.4	1.74
フランス(1980) ²¹⁾²²⁾	62.5	18.1	122.5	144.0	79.7	27.1	5.3	0.4	1.99
ドイツ民主共和国 ²³⁾ (1983) ⁴⁾	55.6	48.5	169.2	98.2	35.1	8.9	1.3	0.1	1.81
ドイツ連邦共和国 ²³⁾ (1982) ²¹⁾	40.1	12.5	75.4	106.6	64.1	20.4	3.6	0.3	1.41
ギリシア(1981) ⁴⁾	59.9	48.9	147.7	124.8	64.4	25.5	6.1	0.8	2.09
ハンガリー(1983) ⁴⁾	49.9	53.9	145.4	94.2	37.6	12.0	2.5	0.1	1.73
アイスランド(1983) ⁺²⁴⁾	74.6	41.0	136.6	135.5	89.5	38.0	10.6	◆ 0.2	2.26
アイルランド(1983)	82.8	18.8	102.3	170.3	145.9	84.1	25.0	1.6	2.74
イタリア(1980)	46.5	19.9	97.0	109.4	63.8	26.0	6.3	0.5	1.61
リヒテンシュタイン(1982)	51.9	◆ 6.0	62.9	132.1	82.4	31.2	◆ 5.8	-	1.60
ルクセンブルク(1981) ²⁵⁾	48.0	17.1	88.8	115.7	66.7	19.3	3.8	◆ 0.4	1.56
マルタ(1983) ²⁶⁾	63.8	15.3	97.0	135.8	90.2	42.9	11.3	◆ 0.4	1.96
オランダ(1983) ⁴⁾²⁷⁾	46.2	7.7	66.1	130.1	69.7	18.2	3.2	0.4	1.48
ノルウェー(1983) ⁴⁾²¹⁾	51.8	19.8	97.3	120.3	67.8	22.4	3.6	◆ 0.2	1.66
ポランド(1983) ⁴⁾	79.1	34.9	189.1	146.5	73.1	31.9	7.2	0.5	2.42
ポルトガル(1980)	62.8	40.0	134.0	115.5	68.8	36.4	15.1	1.9	2.06
ルーマニア(1982)	65.2	69.8	184.4	107.2	47.5	19.6	5.2	0.4	2.17
サンマリノ(1982) ⁺	42.1	◆ 21.7	77.4	89.4	58.2	◆ 27.6	◆ 4.4	-	1.39
スペイン(1978)	73.1	26.7	129.0	168.6	107.8	54.4	17.6	1.6	2.53
スウェーデン(1983)	47.1	11.7	83.0	121.5	74.7	26.1	4.7	0.2	1.61

結果表 主要国女子人口の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率：最新材料（つづき）

国・地域（年）	女子の年齢別特殊出生率（‰）								合計特殊出生率
	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾	
スイス (1982) ⁴⁾	45.6	9.4	76.7	124.3	72.3	21.0	3.4	0.2	1.54
イギリス									
イングランド=ウェールズ (1983)	52.8	26.9	98.5	126.4	71.5	23.1	4.4	0.5	1.76
北アイルランド (1981) ⁺	78.7	27.8	139.3	178.2	119.7	53.7	12.8	◆0.7	2.66
スコットランド (1982) ⁺	52.7	30.3	103.5	122.5	64.8	20.6	3.7	◆0.2	1.73
ユーゴスラビア (1981)	64.2	43.6	158.2	121.9	60.6	24.8	6.8	0.8	2.08
（オセアニア）									
オーストラリア (1983) ⁺	62.2	26.5	102.7	146.1	81.5	25.0	4.3	0.2	1.93
クック諸島 (1981) ⁺	120.9	91.6	225.8	200.9	151.9	72.4	◆40.2	◆9.4	3.96
フィジー (1983) ⁺	112.4	54.9	226.5	186.3	114.0	58.2	20.3	5.1	3.33
グアム (1980) ²⁸⁾	110.9	74.6	194.1	174.5	116.8	53.5	25.0	◆2.5	3.21
ニューカレドニア									
ノール (1976)	125.0	86.1	250.6	196.7	128.7	86.6	36.3	◆3.3	3.94
ニュージーランド (1983) ⁴⁾	61.9	32.7	110.2	142.5	72.8	20.7	4.1	◆0.3	1.92
太平洋諸島 (1979) ²⁹⁾	165.9	100.2	242.4	263.4	212.2	143.6	54.9	◆7.9	5.12

都市・農村居住別

国・地域（年）	女子の年齢別特殊出生率（‰）								合計特殊出生率
	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾	
（アフリカ）									
エジプト (1976)									
都市部	140.4	19.4	157.5	299.8	242.0	164.9	55.9	27.9	4.84
農村部	178.6	21.4	216.0	319.7	301.1	238.1	108.6	59.8	6.32
マラウイ (1977) ⁵⁾									
都市部	208.2	119.1	272.1	273.0	241.4	194.3	113.5	101.0	6.57
農村部	206.5	137.1	281.1	275.7	241.2	195.9	126.7	118.9	6.88
ルワンダ (1978)									
都市部	201.7	53.1	265.1	336.3	283.3	223.6	130.7	62.1	6.77
農村部	238.0	49.6	302.2	404.0	379.3	311.1	200.2	118.5	8.32
（北アメリカ）									
キューバ (1982) ⁷⁾									
都市部	59.6	82.8	124.2	87.7	43.3	16.3	3.5	2.2	1.80
農村部	67.5	124.0	101.3	65.3	38.3	17.6	8.0	4.3	1.79
グアテマラ (1975)									
都市部	164.4	123.7	261.8	247.0	184.3	142.4	53.6	10.7	5.12
農村部	186.1	142.1	269.7	261.4	216.5	195.6	79.9	24.0	5.95
パナマ (1980)									
都市部	102.4	81.2	186.6	156.5	100.4	48.2	13.2	◆1.3	2.94
農村部	147.6	145.3	244.8	196.5	147.7	103.2	49.0	13.6	4.50
プエルトリコ (1980)									
都市部	65.0	49.9	126.7	125.4	69.6	27.7	6.5	◆0.5	2.03
農村部	139.1	130.2	278.1	215.9	121.9	60.9	20.2	3.8	4.16
（アジア）									
アフガニスタン (1979) ²⁰⁾									
都市部	189.6	120.3	262.9	285.5	249.3	183.8	74.6	47.5	6.12
農村部	240.3	168.6	346.9	362.6	264.9	238.5	108.2	85.6	7.88
バングラデシュ (1981)									
都市部	121.5	85.0	178.4	202.6	121.1	90.0	39.4	3.9	3.60
農村部	166.6	136.9	257.9	267.6	169.2	131.7	46.6	19.4	5.15
イスラエル ¹⁴⁾ (1983)									
都市部	92.8	25.7	158.4	183.6	130.6	61.4	12.1	0.9	2.86
農村部	205.1	57.7	342.0	387.6	273.9	167.6	54.5	6.0	6.45
日本 (1980) ¹⁵⁾									
都市部	50.7	3.6	70.7	176.3	73.2	13.3	1.7	0.1	1.69
農村部	54.3	3.7	98.8	194.5	70.9	11.1	1.5	0.1	1.90
韓国 (1980) ⁺									
都市部	88.4	6.9	139.1	248.8	90.7	16.9	1.9	—	2.52
農村部	93.9	9.0	205.2	288.9	119.1	39.4	8.4	1.6	3.36
パキスタン (1976) ¹⁷⁾									
都市部	192.6	42.7	257.0	382.8	294.4	214.7	88.0	45.3	6.62
農村部	211.3	62.6	277.3	335.4	309.2	229.8	141.7	82.7	7.19

結果表 主要国女子人口の年齢別特殊出生率および合計特殊出生率：最新材料

都市・農村居住別（つづき）

国・地域（年）	女子の年齢別特殊出生率（‰）								合計特殊出生率
	総数 ¹⁾	20歳未満 ²⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上 ³⁾	
〔ヨーロッパ〕									
オーストリア (1981)									
都市部	43.8	29.8	102.6	92.8	45.6	15.6	3.7	◆ 0.2	1.45
農村部	60.6	38.7	139.0	120.2	62.0	25.4	7.2	◆ 0.6	1.97
ブルガリア (1982)									
都市部	53.8	65.7	144.5	88.0	31.9	10.0	1.9	◆ 0.2	1.71
農村部	70.0	142.2	392.7	98.8	29.1	8.9	2.1	◆ 0.2	3.37
フィンランド (1983) ²⁰⁾									
都市部	52.0	15.4	81.8	120.4	75.3	29.9	5.4	◆ 0.3	1.64
農村部	57.0	16.1	96.8	139.3	82.9	39.4	8.9	◆ 0.7	1.92
ドイツ民主共和国 (1981) ²³⁾									
都市部	54.6	48.3	170.9	100.5	33.5	8.6	1.5	◆ 0.1	1.82
農村部	64.8	61.8	185.5	105.1	37.2	10.6	2.2	◆ 0.2	2.01
ギリシア (1981)									
都市部	61.8	43.3	133.5	126.4	68.7	29.8	6.1	◆ 0.9	2.04
農村部	82.9	81.7	240.3	175.3	81.6	33.5	8.0	◆ 1.1	3.11
ハンガリー (1983)									
都市部	44.3	35.2	122.0	92.7	38.6	11.9	2.4	◆ 0.1	1.51
農村部	57.6	81.7	176.0	96.3	36.1	12.1	2.8	◆ 0.1	2.03
オランダ (1983) ²⁷⁾									
都市部	44.5	11.0	63.3	112.4	65.4	18.1	3.2	◆ 0.6	1.37
農村部	55.1	4.2	82.0	169.1	81.3	21.4	4.1	◆ 0.2	1.81
半都市部	45.9	4.4	66.0	145.9	71.9	17.3	2.8	◆ 0.3	1.54
ノルウェー (1980) ²¹⁾									
都市部	54.2	23.2	99.1	118.1	60.9	20.8	3.6	◆ 0.1	1.63
農村部	55.9	26.7	116.8	126.3	64.2	22.7	4.5	◆ 0.2	1.81
ポーランド (1983)									
都市部	68.1	30.7	154.0	129.9	64.0	25.9	5.1	◆ 0.3	2.05
農村部	99.2	40.2	250.8	180.1	93.2	44.8	11.2	◆ 0.8	3.11
スイス (1980)									
都市部	39.8	8.5	61.5	107.6	65.2	18.9	3.0	◆ 0.2	1.32
農村部	55.0	11.6	105.1	150.8	78.3	23.7	4.9	◆ 0.5	1.87
〔オセアニア〕									
ニュージーランド (1981) ⁺									
都市部	50.8	28.9	89.4	117.1	58.7	16.8	3.8	◆ 0.1	1.57
農村部	145.8	99.9	343.3	303.4	125.1	38.3	8.0	◆ 1.0	4.60

United Nations, *Demographic Yearbook*, 1984, New York, 1986, 第11表による。ただし、合計特殊出生率はこれらの数値に基づいて人口問題研究所が算定したものである。

女子の年齢別出生率は、母の年齢階級別出生数の各年齢階級別女子人口1,000 についての率である。イタリック（斜体）で示したところは、不完全か完全性の不明な身分登録からの出生数を用いて計算された率なので注意を要する。* 暫定値。◆ 30あるいはそれ未満の出生数に基づく率。+ 発生の期日によらず登録期日による。1) 率は15～49歳女子人口により計算されているいわゆる「総出生率」である。2) 率は15～19歳女子人口により計算されている。3) 率は45～49歳女子人口により計算されている。4) 都市と農村居住地別の分類による率も後掲されている。5) 1977年人口センサスの結果に基づく。6) ニューフェンドランドを除く。ただし、率は総人口で計算している。一時的に合衆国にいるカナダ住民を含み、一時的にカナダにいる合衆国住民を除く。7) 全国消費者登録簿に記載された出生数に基づく。8) 15～49歳ではなく10～49歳女子人口により計算されている。9) 15～19歳ではなく10～19歳女子人口により計算されている。10) 遊牧インディアン部族を除く。11) 1972年に39,800人と推計された密林のインディアン人口を除く。12) 1961年に31,800人と推計された密林のインディアン人口を除く。13) 1979年人口センサスの結果に基づく。14) 東エルサレムおよび1967年6月以降、イスラエル軍の占領下にある地域のイスラエル住民のデータを含む。15) 日本にいる日本人のみ。ただし、率は地域内に駐留する外国の軍人・軍属とそれらの家族を除く外国人を含む人口で計算されている。16) 1967年6月以降、イスラエル軍によって占領されているヨルダン領のデータを除く。外国人は除くが、登録されたパレスチナ難民を含む。17) 人口成長調査の結果に基づく。18) 船舶にある一時滞在者および施設内に居住する軍人・軍族とそれらの家族を除く。19) 別掲のフェロー諸島およびグリーンランドを除く。20) 一時的に国外にいる国民を含む。21) 年齢区分は、子供の正確な出生期日によらず母の出生年次に基づく。22) 国外の軍隊を含む。23) ドイツ連邦共和国（西ドイツ）およびドイツ民主共和国（東ドイツ）に関するデータには、別個にデータが提供されていないベルリンについての関連したデータが含まれている。その場合に生じてくるベルリンの地位のいかなる問題についても、なんらの偏見なしに処理したものである。24) 発身後1年以内に登録された出生数。25) 常住人口。26) 率はマルタ人口のみで計算された。27) オランダの人口登録簿に記載されていれば、国外の居住者を含む。28) 合衆国軍人とその家族および契約被用者を含む。29) 合衆国軍人とその家族および契約被用者を除く。

参考表 主要国・地域の合計特殊出生率の推移：1950年以降

年次	カナダ ¹⁾	アメリカ ²⁾ 合衆国	オースト リア	ベルギー	ブルガリ ア	チェコス ロバキア	デンマーク ³⁾	フィンラ ンド	フランス
1950	3.37	3.02	⁸⁾ 2.03	2.35	¹⁰⁾ 2.41	...	2.58	3.16	2.92
1955	3.75	3.52	2.23	2.39	2.38	¹¹⁾ 2.57	2.58	2.91	2.70
1960	3.81	3.64	⁹⁾ 2.80	2.53	2.31	2.39	2.54	2.71	2.72
1965	3.12	2.93	2.69	2.60	2.08	2.37	2.60	2.40	2.82
1970	2.26	2.46	2.31	2.24	2.18	2.08	1.97	1.83	2.47
1975	1.82	1.80	1.84	1.74	2.24	2.46	1.92	1.69	1.96
1976	1.80	1.77	1.70	1.73	2.25	2.43	1.75	1.72	1.87
1977	1.77	1.83	1.64	1.71	2.21	2.38	...	1.69	1.90
1978	1.72	1.80	1.62	1.70	2.14	2.37	1.67	1.65	1.86
1979	1.72	1.85	1.62	...	2.06	...	1.60	1.64	1.90
1980	1.71	1.84	1.68	...	2.06	...	1.54	1.63	1.99
1981	1.67	1.82	1.71	1.68	2.01	2.09	1.43	1.65	...
1982	2.02	...	1.42
1983	1.56	1.37	1.74	...

年次	ドイツ民 ⁴⁾ 主共和国	ドイツ連 ⁵⁾ 邦共和国	ギリシア	ハンガリー	イタリア	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル
1950	...	⁸⁾ 2.05	...	¹⁴⁾ 2.54	⁸⁾ 2.37	3.10	2.53	3.64	3.15
1955	2.35	2.07	¹²⁾ 2.33	2.81	¹⁵⁾ 2.28	3.05	2.76	¹⁵⁾ 3.46	3.05
1960	2.37	2.34	2.22	2.02	2.31	3.11	2.85	3.01	3.01
1965	2.46	2.50	2.25	1.81	2.55	3.03	2.93	2.51	3.03
1970	2.17	2.01	¹³⁾ 2.32	1.96	¹³⁾ 2.36	2.58	2.50	2.23	2.88
1975	1.54	1.45	2.32	2.38	2.14	1.67	1.99	2.27	2.62
1976	1.63	1.46	2.35	2.26	2.01	1.64	1.87	2.30	...
1977	1.84	1.40	2.28	2.17	1.91	1.59	1.76
1978	1.90	1.38	2.29	2.08	...	1.59	1.77	2.20	2.28
1979	1.90	1.39	2.29	2.02	...	1.57	1.75	2.27	2.17
1980	1.95	1.47	2.23	1.93	1.61	...	1.73	2.28	2.06
1981	1.87	1.44	2.09	1.88	...	1.56	1.70	2.23	...
1982	...	1.41	...	1.79	1.71	2.34	...
1983	1.81	1.73	...	1.48	1.66	2.42	...

年次	ルーマニア	スウェーデン	ス イ ス	イングランド =ウェールズ	スコット ランド	ユーゴス ラビア	オースト ⁶⁾ ラリア	ニュージー ⁷⁾ ランド	日 本
1950	...	2.32	2.40	2.19	2.55	3.81	3.06	3.39	3.65
1955	...	2.25	2.33	2.22	2.53	3.18	3.27	3.74	2.37
1960	¹⁶⁾ 2.04	2.17	2.34	2.67	2.87	⁹⁾ 2.78	3.45	¹⁶⁾ 4.11	2.00
1965	1.91	2.39	2.57	2.81	2.98	2.70	2.98	¹⁷⁾ 3.44	2.14
1970	2.89	1.94	2.09	2.38	2.51	2.29	2.86	3.16	2.13
1975	2.62	1.78	1.60	1.79	1.90	2.28	2.22	2.33	1.91
1976	2.58	1.69	1.53	1.72	1.79	2.27	2.14	2.27	1.85
1977	2.60	1.65	1.52	1.68	1.71	2.20	2.04	2.23	1.80
1978	2.54	1.60	1.49	1.75	1.75	2.16	1.98	2.09	1.79
1979	2.50	1.66	1.50	1.86	1.85	2.13	1.94	2.13	1.77
1980	2.45	1.68	1.84	2.14	...	2.05	1.75
1981	2.37	1.63	1.55	1.81	1.86	2.08	1.94	2.01	1.74
1982	2.17	...	1.54	1.76	1.73	1.77
1983	...	1.61	...	1.76	1.93	1.92	1.80
1984	1.81
1985	1.76

UN, *Demographic Yearbook*, 各年版の女子の年齢（5歳階級）別出生率に基づいて算定。ただし、日本は厚生省『人口動態統計』に基づいて女子の年齢各歳別出生率の合計として算出したもの。1)ニューファンドランドを除く。2)1955年以前はアラスカおよびハワイを除く。3)フェロー諸島とグリーンランドを除く。4)東ベルリンを含む。5)西ベルリンを含む。6)1965年以前は純血の原住民を除く。7)1955年以前はヨーロッパ人のみ。8)1951年。9)1961年。10)1953年。11)1958年。12)1956年。13)1971年。14)1949年。15)1957年。16)1962年。17)1966年。

	結婚の経済分析.....	松下敬一郎技官
11 昭61. 6. 18	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結果の報告.....	河野内野渡邊小島坂井三田 梶果澄子吉利宏博通房美技官

資料の刊行

(昭和61年4月～6月)

<資料題名(発行年月日)>

<担当者>

○「実地調査報告資料」(昭61. 6. 1)

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.....	河野内野渡邊小島坂井三田 梶果澄子吉利宏博通房美技官
---------------------------------------	----------------------------

○Selected Demographic Indicators of Japan (April 1986)

Organizational Chart of the Institute of Population Problems (As of 5 th April 1986)

○人口問題研究所年報 昭和60年度(昭61. 4)

昭和61年度実地調査の施行

本研究所においては、昭和61年度の実地調査として「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」を実施する予定であるが、その調査実施要綱を掲げると次のとおりである。

「地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査」実施要綱

1 調査の目的

本調査は、1980年代以降の新しい人口移動の動向と、調査対象の移動歴や移動理由を探ることによって、人口移動の人口学的分析のための基礎資料を得るとともに、人口移動の将来の長期的な動きをよりの確に予測してより信頼性のある地域人口の将来推計を行うための情報を得ることを目的とするものである。

人口の高齢化が急速に進行している今日、各地域においてそれがどのように現れるかを的確に把握するのは、厚生行政をはじめとする中央官庁、各地方自治体の各種政策策定のために必要不可欠のものとなっている。そのために近年地域人口の将来推計に対する要請が強まっているが、この地域人口推計のための最も重要な要素である人口移動に関する情報は十分とはいえないのが現状であり、またそのために、人口移動の人口学的分析も十分にはなされていないのが現状である。

2 調査の対象および客体

全国の世帯主を対象とし、昭和61年国民生活基礎調査(厚生省)が行われる調査区を親標本として175調査区を無作為抽出し、その地区内のすべての世帯(約8,750世帯)の世帯主を調査の客体とする。

3 調査の期日

昭和61年10月1日

4 調査事項

- 1) 現世帯に関する事項
- 2) 現世帯員の転入と移動歴に関する事項
- 3) 世帯外の親と子の転出と移動歴に関する事項
- 4) 将来の移動に関する事項

5 調査の方法

この調査は、厚生省人口問題研究所が厚生省大臣官房統計情報部、都道府県、政令指定都市および保健所の協力を得て、国民生活基礎調査と同時に実施する。

調査票の配布・回収は調査員が行い、調査票への記入は世帯主の自計方式による。

6 集計および結果の発表

集計は厚生省人口問題研究所が行い、結果は昭和62年3月ころに公表の予定である。

日本人口学会第38回大会

日本人口学会（会長：小林和正 日本大学人口研究所教授）の第38回大会は、昭和61年6月7日（土）と8日（日）の両日にわたり、駒沢大学（大会運営委員長：上坂修夫 駒沢大学経済学部教授）で開催された。約100名の会員参加の下に活発な質疑応答および討論が展開され、2日間の大会日程を終了した。

大会プログラムは下掲のとおりであるが、本年は学会役員の改選期にあたり、大会直前に行われた選挙によって新役員（理事・監事）が選出され、新理事会の互選により畑井義隆氏が新会長に推薦され、会員総会において承認された。なお、かねて辞意を表明されていた小林会長は、永年同学会に尽くされた功績をたたえられ、理事会において名誉会員に推薦され、総会において承認された。

新任された役員（任期2年）を示すと次のとおりである（常務理事は会長指名）。

会長	畑井義隆	（明治学院大学経済学部教授）
常務理事	村松稔	（埼玉県立衛生短期大学学長）
〃	岡崎陽一	（日本大学法学部研究所教授）
〃	濱英彦	（成城大学経済学部教授）
〃	吉田忠雄	（明治大学政治経済学部教授）
〃	山口喜一	（人口問題研究所人口情報部長）
理事	江崎廣次	（福岡大学医学部教授）
〃	安川正彬	（慶応義塾大学経済学部教授）
〃	岡田實	（中央大学経済学部教授）
〃	河野稠果	（人口問題研究所長）
〃	石南國	（城西大学経済学部教授）
〃	大淵寛	（中央大学経済学部教授）
監事	河邊宏	（人口問題研究所人口政策研究部長）
〃	兼清弘之	（明治大学政治経済学部教授）

研究報告会において行われた報告の題名および報告者を掲げると次のとおりである。

第1日（6月7日）

○自由論題報告

1. 出生力媒介変数について—日本の事例研究—……………大塚 友美（日本大学）
2. インド都市部における出生力—デリーの事例—……………西川由比子（アジア人口・開発協会）
3. 出生力経済理論の新動向……………大淵 寛（中央大学）
4. 日・英の男女別生命表の比較的考察……………飯淵 康雄（琉球大学）
5. 1965年配偶関係別生命表（改作）……………山本 文夫（中村学園大学）

6. 有配偶女子の雇用歴—「家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査」の結果から—……………中野 英子 (厚生省人口問題研究所)
山本千鶴子 (")
7. 雇用調整パターンの国際比較……………水野 朝夫 (中央大学)
8. 高齢・若年従属負担とコミュニティ・ケアシンポジウムで
の問題提起への資料提供として……………岡田 真 (駒沢大学)
9. 人口高齢化と従属負担……………森岡 仁 (駒沢大学)
10. 中国の人口政策……………黒田 俊夫 (日本大学)
11. 多次元人口過程の安定分布について……………稲葉 寿 (厚生省人口問題研究所)
12. ロジスティック曲線の生成機構……………鈴木 啓祐 (亜細亜大学)
13. 人口学におけるSpline関数の利用……………南條 善治 (福島県立医科大学)
14. 数理人口学の課題……………河野 稠果 (厚生省人口問題研究所)
15. 人口構造と疾病……………倉科 周介 (東京都臨床医学
総合研究所)
16. 死亡の変化とその人口構造への影響……………高橋 重郷 (厚生省人口問題研究所)
17. 厚生行政基礎調査に基づく出生タイミングの計測……………伊藤 達也 (厚生省人口問題研究所)
18. 先進諸国における結婚の将来……………小島 宏 (厚生省人口問題研究所)
19. 日本人女子コウホートの結婚と出産のパターン……………渡邊 吉利 (厚生省人口問題研究所)
- 共通論題〔A部会〕「幕末・明治期の都市化と人口」
- 〈組織者・座長〉 小林 和正 (日本大学)
- A-1. 前近代日本の都市の人口維持機構……………鬼頭 宏 (上智大学)
- 〈討論〉 大淵 寛 (中央大学)
- A-2. 近世都市労働市場における二重構造の形成とその人口学
的帰結……………齊藤 修 (一橋大学)
- 〈討論〉 皆川 勇一 (千葉大学)
- A-3. 明治期における日本の都市人口……………大友 篤 (宇都宮大学)
- 〈討論〉 河邊 宏 (厚生省人口問題研究所)
- 第2日 (6月8日)
- 共通論題〔B部会〕「結婚と家族の人口学」
- 〈組織者〉 阿藤 誠 (厚生省人口問題研究所)
- 〈座長〉 坪内 良博 (京都大学)
- B-1. 結婚市場とNUPTIALITY……………安蔵 伸治 (明治大学)
- 〈討論〉 伊藤 達也 (厚生省人口問題研究所)
- B-2. 初婚年齢の経済学的分析……………松下敬一郎 (厚生省人口問題研究所)
- 〈討論〉 山口三十四 (神戸大学)
- B-3. 世帯構造行列法による規模別世帯数の推定……………廣嶋 清志 (厚生省人口問題研究所)
- 〈討論〉 花田 恭 (厚生省年金局)
- 自由論題報告
20. 最近におけるわが国の国内人口移動の決定因子……………小川 直宏 (日本大学)
21. 1975年および1980年都道府県別人口の再生産率
—新しい計算方法を用いて—……………重松 峻夫 (福岡大学)
南條 善治 (福島県立医科大学)
吉永 一彦 (福岡大学)
久永富士朗 (")
22. 江戸末期における一農村人口の特性……………石原 正令 (関東学園大学)
23. 明治時代人口の推計……………岡崎 陽一 (日本大学)
24. マルサス「人口論」におけるJ. ステュアート……………柳田 芳伸 (関西大学)

- シンポジウム「我が国は高齢化を支えられるか」
- | | | |
|--------------|------|--------------------|
| | 〈座長〉 | 河野 稠果 (厚生省人口問題研究所) |
| | | 大淵 寛 (中央大学) |
| 1. 人口学的観点から | | 嵯峨座晴夫 (早稲田大学) |
| 2. 経済学的観点から | | 小川 直宏 (日本大学) |
| 3. 社会保障の観点から | | 丸尾 直美 (中央大学) |
| 4. 福祉の観点から | | 岡田 真 (駒沢大学) |
| | 〈討論〉 | 江見 康一 (帝京大学) |
| | | 岡崎 陽一 (日本大学) |

第39回大会は神戸大学において開催される予定である。

(清水浩昭記)

国際人口学会「出生力・家族計画の比較分析に関する委員会」

国際人口学会 (I U S S P) は、1985年の総会 (フローレンス) において、M. Livi-Bacci新会長の下で新しいメンバーによる各種委員会を発足させた。「出生力・家族計画の比較分析に関する委員会 (C C A F F P)」はIqbal Alam (E S C A P人口部) を委員長とする9人のメンバーからなり、フローレンスでの第1回会議に続き、本年5月21日 (水) ~23日 (金) の3日間ベルギーのリュージュにおいて第2回の会議を開催した。会議には、I U S S P副会長のW. プラスの他、関連3団体の代表が参加した。本研究所からは阿藤誠人口動向研究部長が出席した。

会議の主たる目的は、今後数年間に委員会が開催するセミナーの企画案 (中心テーマ、部会テーマ、報告者の選定) の作成にあった。会議の要点は以下のとおり。

(1) 「出生力の生物医学的決定因とその人口学的含意」に関するセミナー：1987年春米国Johns Hopkins大学にて開催予定 (同大学との共催)。

- 主要テーマ
- ① 再生産過程と不妊
 - ② 受胎・妊娠継続過程と胎児死亡
 - ③ 分娩後の不妊

(2) 「アジアの出生力転換：多様性と変化」に関するセミナー：1988年1月バンコクにて開催予定。

- 主要テーマ
- ① 人口大国における出生力の地域差
 - ② 特定民族の出生力の多国間比較
 - ③ 社会変動と出生力の関係
 - ④ 出生力急低下の社会的影響
 - ⑤ タイの人口転換

(3) 「家族計画プログラムの管理運営問題 (仮題)」に関するセミナー：1989年に開催予定。

- 主要テーマ
- ① 政策形成のための調査研究：アジアの経験
 - ② アフリカの研究動向：家族計画プログラム展開のための健康調査からの教訓
 - ③ 家族計画プログラム策定のための調査研究からの教訓
 - ④ 人口プログラムのための組織論的研究からの教訓

(4) 「ラテンアメリカの出生力転換 (仮題)」に関するセミナー：1990年に開催予定。

- 主要テーマ
- ① 出生力転換過程の概観
 - ② 社会的、経済的、制度的転換と出生力変化
 - ③ 経済危機と出生力
 - ④ 家族計画プログラムと出生力転換
 - ⑤ 出生力の将来と出生力低下の影響

(阿藤 誠記)

国際人口学会（IUSSP）理事会

国際人口学会（The International Union for the Scientific Study of Population）が1986年6月2日から4日まで3日間ベルギーのリエージュにある国際人口学会本部にて開かれ、当人口問題研究所の河野稠果が理事として出席した。今回の理事会は会長William Brass教授、副会長Massimo Livi-Bacci教授、事務総長のGeorge Tapinos教授、そして9人の理事が全員出席した。9人の理事はアルファベットの順で、Jose Alberto Magno de Carvalho（ブラジル）、M. A. El-Badry（エジプト）、Charlotte Höhn（西ドイツ）、河野稠果（日本）、Geoffrey McNicoll（オーストラリア）、Roland Pressat（フランス）、Samuel Preston（米国）、Jorge Somoza（アルゼンチン）、Léon Tabah（フランス）の各氏であった。ほかに事務局長のBruno Remiche氏も出席した。

今回の議題は国際人口学会が行う各種委員会のレビュー、理事選挙の方式、1989年にニューデリーで開催予定の次回大会の準備、国際人口学会が行っている教育訓練プログラムの評価、1985年フローレンス大会での組織運営上の評価・反省であった。今回の理事会最大の論点は次回理事選挙のあり方であったが、激論の結果、次回から今までのような大会出席者の大会中における投票ではなく、次回大会から1年前に候補者の選択をNomination Committeeが行い、その名簿を学会のBulletinに公示、次回大会の半年くらい前に郵便投票で決定することとなった。Nomination Committeeが推薦した名前以外の人でも立候補できることになっている。

（河野稠果記）

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS (JINKO MONDAI KENKYU)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Shigemi KONO *Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI
Associate Editors: Hiroshi KAWABE Hiroaki SHIMIZU Yoko IMAIZUMI
Michiko YAMAMOTO

CONTENTS

Articles

- On the Discrete Model of Multiregional Demographic
Growth Hisashi INABA ... 1~15
- An Analysis of the Relationship between Nuptiality and
Fertility in Japan, 1961-2000 through Macro-Simulation
..... Makoto ATOH, Tatsuya ITOH and Hiroshi KOJIMA ...16~34
- Does Rise in Age-Specific Marital Fertility Rate
Mean Rise in Fertility of Couples? : A Mathematical
Analysis of Marital Fertility Rates Kiyosi HIROSIMA ...35~48

Materials

- A Measure of Birth Intervals from the National
Household Survey in Japan Tatsuya ITOH ...49~59
- Analysis and Prospect of the Number of Households
in Japan Kiyosi HIROSIMA and Chizuko YAMAMOTO ...60~70

Book Review

- Yoshihiro TSUBOUCHI, *Tonan Asia Jinko Minzoku-shi (Demographic
Ethnography of Southeast Asia)* (H. SHIMIZU)71

Statistics

- Age-Specific Fertility Rates and Total Fertility Rates
for Selected Countries : Latest Available Years72~77

- Miscellaneous News78~84