

# 初婚過程の人口学的分析

金子 隆 一

## I はじめに

結婚は、人口過程 (population process) の一要素として、将来の人口規模・構造を規定する。すなわち、出生の母体人口としての有配偶人口を直接決定することによって出生力を強力に規定している。近年わが国に見られる急激な出生力低下が、夫婦の出生行動の変化によってではなく、もっぱら有配偶率の低下によって引き起こされているという事実は、結婚の人口規定力の顕著な例の一つである<sup>1)</sup>。

また結婚は、家族形成という機能の面からは、社会制度 (social institution) の基礎単位である「家族」の性格を規定することにより、社会の広範な分野に影響を及ぼす。近年わが国の状況から見て、社会施策においても結婚動向の把握を必要とする場面は増える一方であり、予測に対する要請も従来になく高まってきている。

さて、そうした人口現象としての結婚の重要性、動向把握の必要性に応じて、人口研究の分野においても、一方では定量モデルの開発が、また他方では決定因の特定とその作用メカニズムの解明を中心とした分析が進められてきた。両者ともに、現象の記述、理解に対して一定の成果を収めている。しかしながら、それら個別の接近法による結婚現象の理論的統合と、その実際的応用に対する限界点もまた明瞭になりつつあるように見える。

その理由の一つは、分析視点の硬直化に求められるのではないだろうか。すなわち、人口研究においては、ほとんどの場合、結婚は単独な一事象としてのみ扱われている。しかし、分析視点を一段下げれば、結婚は一定の過程の帰結として捉えられ、全ての決定因はその過程の特定の部分に対して作用しているはずである。具体的に言うなら、結婚は、生理的社会的結婚要件の充足、意志の発生、相手との出会い、交際、婚約などの事象を含む一連の過程の帰結であり、結婚の決定因と呼ぶものはそれらの個別の要素の決定因の集合に他ならない。一事象としての現象把握に困難が生じたとすれば、順次分析レベルを降って、その発生のメカニズムに立ち入ることが要求される。

実は、この分析視点の引き下げに関しては、媒介変量の導入によって誘起された出生力研究の展開に範を求めることができる<sup>2)</sup>。こちらが早くから成功したにもかかわらず、これまで結婚研究において過程に対する研究が一向に展開を見なかった理由は、第一に結婚過程の測定上の困難、第二に分析枠組みの欠如が挙げられよう。この二つは、相互に関連している。

本研究ではこうした状況を考え、特に初婚に注目し、コールマクニールモデルを原型とした確率過程モデルに基づく初婚過程の分析枠組みを提案したい。そのために、初婚過程の構造を実態調査によ

1) 最近の出生率低下の要因分解による分析については、河野稠果、「最近の出生力の動向について」、『厚生 の指標』、第37巻11号、1990年10月、pp.3-8、また、阿藤誠、「出生力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。を参照のこと。

2) 媒介変量 (intermediate variables) とは、社会経済的要因と出生力とを媒介する生物人口学的変量で、K. Davis and J. Blake, "Social Structure and Fertility: Analytic Framework", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.4, No.3, 1956, pp.505-533. によって導入された。その後、出生力研究の中心的分析枠組みの一つである。

て検討し、これに照らしてモデルの検証・検討をおこなった。また、得られた分析枠組みの実際の応用例として、わが国初婚過程の要因分析、行動の時系列分析への適用を試みたが、その結果、わが国の初婚行動のパターンについてのいくつかの特徴が明かとなった。

## II 初婚過程モデル

### 1. 初婚年齢の確率分布モデル

コールとマクニールは、初婚年齢を結婚可能な状態への到達年齢とその後のいくつかの待ち時間（結婚相手の探索期間、婚約前の交際期間、婚約期間）の和とする初婚過程の段階モデルを提案した<sup>3)</sup>。本研究でも、モデルの基本的枠組みとして、この段階モデルを踏襲する。

まず、次のように各事象の確率変数の表記と名称を与える。

- $Z$  : 初婚年齢
- $X_0$  : 結婚市場参入年齢（結婚可能な状態への到達年齢）
- $X_1$  : 知合い年齢（初婚相手との知合い年齢）
- $X_2$  : 婚約年齢（初婚相手との婚約年齢）
- $T_1$  : 知合い待ち期間（参入以降、知合いまでの期間）
- $T_2$  : 婚約以前交際期間（知合い以降、婚約までの期間）
- $T_3$  : 婚約期間（婚約以降、初婚までの期間）

これにしたがえば、初婚過程の段階モデルは、

$$\begin{aligned} Z &= X_0 + T_1 + T_2 + T_3 \\ &= X_1 + T_2 + T_3 \\ &= X_2 + T_3 \end{aligned}$$

と表わすことができる。すなわち、初婚過程は結婚市場参入年齢を起点として、知合い待ち期間、婚約以前交際期間、婚約期間の三つの段階からなる過程であり、初婚年齢はその終点として定義される。また、知合い年齢あるいは婚約年齢を起点と考えることもできる。なお、結婚市場参入年齢というのは、モデル上は知合い待ち期間の起点として定義されるが、その解釈としては、潜在的に結婚相手と知り合う可能性が生じた最初の時点と表現することができるであろう。市場参入の要件としては、生理的成熟、法的結婚可能年齢への到達、卒業や就職などの社会経済的条件、本人の心理的受容などが挙げられるが、通常いずれも単独で充分条件とはなり得ないので、市場参入は観察不能な事象と考えるのが妥当である。これに対して、知合い、婚約および初婚は観察可能な事象である。

この基本的枠組みから定量モデルを得るためには、各変数に具体的な分布型や変数間相互の関係を与えねばならない。その与え方、特に変数間の依存性の有無などによって、モデルの近似精度や数学的扱いやすさといった有用性が大きく変わる。コールらは段階モデルの枠組みから初婚年齢 $Z$ の確率分布として、(1)特殊な二重指数型分布、(2)正規分布と一連の指数分布のたたみこみ（convolution）による分布、の二種類のモデルを提案した。ここではこれらを、(1)一般化対数ガンマ分布（GLGD）モデル、(2)正規・指数分布（NEi）モデルと呼ぶことにし、以下にその行動モデルとしての側面に

3) A. J. Coale and D. R. McNeil, "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", *Journal of American Statistical Association*, Vol.67, No.340, 1972, pp.743-749.

注目しつつ、簡単に紹介することにする<sup>4)</sup>。

なお、初婚は実際の人口では必ずしもすべての構成員に生ずる事象ではないので、確率変数  $Z$  を人口中の任意の個人に対して定義すると、 $Z$  は不完全分布を持つことになり数学的扱いの上で不都合である。そこで、やはりコールらに従い生涯既婚率 ( $C$  で表す) が外制的に与えられるものとし、初婚に至る集団と生涯未婚の集団を別に扱い、以後の議論を前者に限定することとする。これはたとえば、 $f(z)$  を任意の個人の、そして  $g(z)$  を初婚に至る個人の、年齢  $z$  における初婚確率密度とすると、

$$f(z) = Cg(z)$$

と考えることである。ここに、 $C$  は生涯既婚率であり、初婚に至った集団の初婚年齢分布には直接関与しない定数である。

#### (1) 一般化対数ガンマ分布 (GLGD) モデル

コールらによれば、初婚年齢 ( $Z$ ) の確率分布は、密度関数が、

$$g(z) = \frac{\beta}{\Gamma(\alpha/\beta)} \exp[-\alpha(z-\mu) - \exp\{-\beta(z-\mu)\}], \quad (1)$$

$$\alpha > 0, \beta > 0, -\infty < \mu < \infty,$$

で与えられるような分布によってよく近似される。ここに、 $\alpha, \beta, \mu$  は、三つのパラメーター、 $\Gamma(\cdot)$  は、ガンマ関数を表す。平均は、 $\mu - (1/\beta)\psi(\alpha/\beta)$ 、分散は、 $(1/\beta^2)\psi'(\alpha/\beta)$  で与えられる。ここに、 $\psi(\cdot)$  および  $\psi'(\cdot)$  はそれぞれジガンマ関数、トリガンマ関数である。この形式の確率分布をここではコール-マクニール分布 (Coale-McNeil distribution, CMD) と呼ぶことにする。コールは以前に、経験的分析から初婚年齢の分布は位置と尺度を調整したとき、その形状が国、時代によらず一定であることを見いだしており<sup>5)</sup>、式(1)で表される分布をスウェーデンの女子の経験に当てはめることによって普遍的な初婚年齢の標準分布とした。その際のパラメーターの値は、 $\alpha = 0.174$ 、 $\beta = 0.288$ 、 $\mu = 6.06$  とされ、また、平均 = 11.36、分散 = 43.34 であった。ロドリゲスとトラッセルは、この分布を平均 0、分散 1 となるようにするために、 $\alpha = 1.145$ 、 $\beta = 1.896$ 、 $\mu = -0.805$  とした<sup>6)</sup>。

この分布の確率分布としての特徴は、パラメーターが等差数列となるような無限個の指数分布 (ただし、平均 = 0 となるように位置を調整したもの) のたたみこみの結果として与えられることである。したがって、この分布は自分分布と有限個の一連の指数分布とのたたみこみと見することもできる。すなわち、式(1)で与えられる分布は、

$$g_x(x) = \frac{\beta}{\Gamma(m+\alpha/\beta)} \exp[-(\alpha+m\lambda)(x-\mu) - \exp\{-\beta(x-\mu)\}] \quad (2)$$

$$h_T(t) = \frac{\beta \Gamma(m+\alpha/\beta)}{\Gamma(\alpha/\beta)(m-1)!} \{1 - \exp(-\beta t)\}^{m-1} \exp(-\alpha t) \quad (3)$$

4) コール-マクニールモデルの初婚モデルスケジュールとしてのわが国への紹介と適用は、高橋眞一、「結婚モデルスケジュールの日本への適用について——年齢別・結婚持続期間別有配偶女子特殊出生率を求める——」、『国民経済雑誌』、第138巻第6号、1978年、pp.80-95。小島宏ほか、「コール=マ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7月、pp.36-47。などに見られる。

5) A. J. Coale, "Age Patterns of Marriage", *Population Studies*, Vol.25, No.2, 1971, pp.193-214.

6) G. Rodriguez and J. Trussell, "Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of Coale's Model Nuptiality Schedule from Survey Data", *WFS Technical Bulletins*, No.7, 1980.

という二つの確率密度関数で与えられる分布のたたみこみとして見る事ができるのである<sup>7)</sup>。ここに、 $m$  は正の整数である。したがって、式(2)が初婚過程の起点の分布を与え、式(3)が待ち時間の分布を与えると考えると、初婚過程モデルの基本的枠組みに適合する。このように解釈の可能な構造を持ちながら、式(1)で示される閉じた形式の確率密度関数を持つことはCMDモデルの際立った利点である。

また、コールらは、このCMDの(累積)分布関数が、不完全ガンマ関数を用いて表せることを示したが、特に既存の確率分布との関係は示さなかった。しかし、実はCMDは対数ガンマ分布を一般化したものに当たり、特殊な場合として対数ガンマ分布、極値分布を含み、さらに漸近的に正規分布をも含むものであることが示せる。それは、ステーションが、一般化ガンマ分布 (the generalized gamma distribution) として導出し<sup>8)</sup>、プレントイスがその対数変換型分布に新たなパラメータ化を施したものである<sup>9)</sup>。したがって、式(1)で表されるコール-マクニール分布は、データへの当てはまりにおいて対数ガンマ分布、極値分布より優れていることが理論的に保証される。

プレントイスに従えば、その確率密度関数は、

$$g(z) = \frac{|\lambda|}{b \Gamma(1/\lambda^2)} \left(\frac{1}{\lambda^2}\right)^{\lambda^{-2}} \exp\left[\frac{1}{\lambda}\left(\frac{z-u}{b}\right) - \frac{1}{\lambda^2} \exp\left\{\lambda\left(\frac{z-u}{b}\right)\right\}\right], \quad (4)$$

$$-\infty < u < \infty, b > 0, -\infty < \lambda < \infty, \lambda \neq 0,$$

で与えられる。ただし、 $u$ ,  $b$  および  $\lambda$  は三つのパラメータである。 $u$  を位置パラメータ、 $b$  を尺度パラメータ、そして  $\lambda$  を形状パラメータと考えることができる。特に  $\lambda$  はその値が分布の対称性を表しており、絶対値が0に近いほど対称性が強い。平均、分散はそれぞれ、 $u + (b/\lambda) \{\psi(\lambda^{-2}) + \ln \lambda^2\}$ 、 $(b/\lambda)^2 \psi'(\lambda^{-2})$  で与えられる。本稿では以後この分布を一般化対数ガンマ分布 (the generalized log gamma distribution, GLGD) と呼ぶことにする。これは式(1)で与えられるCMDと比べ、パラメータの値域が拡張され一般化されているが、その拡張は確率変数の符号を変えることに相当するものであり、初婚過程事象への応用を考える限り両分布はまったく同等と考えることができる。

GLGDと式(1)として示したCMDとのパラメータ間の関係は、

$$\alpha = -1/(b\lambda) \quad (5-1)$$

$$\beta = -\lambda/b \quad (5-2)$$

$$\mu = u + \frac{b}{\lambda} \ln \lambda^2 \quad (5-3)$$

で与えられる。ただし、この場合、 $\lambda < 0$  に限定される。

なお、コールの与えた初婚年齢の標準分布は式(4)において、 $u = 7.810$ ,  $b = 4.467$ ,  $\lambda = -1.287$  に相当する。コールの標準分布は  $\lambda$  を上記の値に固定し、 $u$ ,  $b$  を調節することによって任意の初婚スケジュールに適合させようとするものである。ロドリゲスらの与えた平均0、分散1の分布の場合には、 $u = 1.071$ ,  $b = 0.6787$ ,  $\lambda = -1.287$  によって与えられる。

7) Coale and McNeil, 前掲(注3)論文, p.745 および APPENDIX.

8) E. W. Stacy, "A Generalization of the Gamma Distribution", *Annals of Mathematical Statistics*, Vol.33, 1962, pp.1187-1192.

9) R. L. Prentice, "A Log Gamma Model and its Maximum Likelihood Estimation", *Biometrika*, Vol.61, 1974, pp.539-544.

さて、GLGDはすでに述べたとおり一般化ガンマ分布（GGD）に従う確率変数を対数変換して得られる変数の分布と見ることが出来る。そして、GGDもやはり指数分布、ガンマ分布、ワイブル分布を特別な場合として含むきわめて柔軟性の高い分布であり、一般の寿命分布として利用価値が高い。初婚過程の分析においても、各待ち時間（ $T_2, T_3, T_{23}$ など）の分布を記述するモデルとして有用である。ただし、起点事象とのたたみこみによって終点の分布を与えるモデルとして統合するには、数学的あるいは計算上の扱いの上でコストが大きくあまり実用的ではない。

## (2) 正規・指数分布（NEi）モデル

式(1)で表される初婚年齢分布は、式(2)の自分分布と式(3)の重合した指数分布とのたたみこみとして見ることができると述べた。また、一般化対数ガンマ分布は漸近的に正規分布を表現できるとも述べた。コールらは、式(2)に相当する分布を正規分布で近似したときの初婚年齢分布と、経験的データから標準とした初婚年齢分布とを比較した結果、 $m$ を3（以上）としたとき十分な近似が得られることを示した。もともと、こうした一連の研究の背景には、フィーニーによって当初指摘された「初婚年齢分布は正規分布と指数分布のたたみこみによって表されるのではないか」というアイデアがあった<sup>10)</sup>。確かに正規分布と何らかの待ち時間の分布とのたたみこみで初婚年齢分布を表そうとする試みは、モデルの枠組みからみて自然であると思われる。その場合には、正規分布の平均、分散をそれぞれ $\mu_e, \sigma_e$ とし、待ち時間の確率密度関数を $w(\cdot)$ で表すと、初婚年齢の密度関数は、両者のたたみこみとして、

$$g(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sigma_e} \phi\left(\frac{s - \mu_e}{\sigma_e}\right) w(z - s) ds \quad (6)$$

と表せる。ここに、 $\phi(\cdot)$ は、標準正規分布の確率密度関数である。

コールらの主張によれば、 $w(\cdot)$ として $m = 3$ とした場合の式(3)の分布を用いれば、CMDとほぼ同等の分布が得られることになる<sup>11)</sup>。ここでは、必ずしもこれにとらわれず、数個の独立な指数分布のたたみこみを与えた場合を考える。

まず、最も単純な一つの指数分布（平均 $1/\lambda$ ）を与えた場合と、二つの指数分布（平均 $1/\lambda_1, 1/\lambda_2, \lambda_1 \neq \lambda_2$ ）を与えた場合を考えよう。いずれも式(6)で与えられる密度関数は閉じた形式では知られていないが、それぞれ、

$$g(z) = \lambda h(z), \quad (7)$$

$$g(z) = \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} \{h_1(z) - h_2(z)\}, \quad (8)$$

と変形できる。ただし、

$$h_i(z) = \exp\{-\lambda_i(z - \mu_e) + \frac{1}{2}\sigma_e^2 \lambda_i^2\} \Phi(z^*),$$

$$z^* = \{z - (\mu_e + \sigma_e^2 \lambda_i)\} / \sigma_e,$$

10) フィーニー (Feeney) は、1971年ホノルルでのセミナーの際、コールのモデルに対するコメントとして、このアイデアを述べた。後に、論文としてもまとめられている。G. M. Feeney, "A Model for the Age Distribution of First Marriage", Working Paper No.23, East-West Population Institute, 1972.

11) コールらは、この三つの指数分布を、知合い待ち期間、婚約以前交際期間、婚約期間に相当することを示唆した。しかし、彼らのモデルでは、これら指数分布はパラメータ間に特殊な関係が課されており、解釈に困難が生じる。互いに無関係な指数分布を考え方が、解釈上は自然である。

とし、また、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数である<sup>12)</sup>。この形式は計算上比較的有利である。ここでは、これらの分布をそれぞれ  $NE_1$ 、 $NE_2$  と呼ぶことにする。

二つの指数分布のたたみこみの際、これらが同一のパラメータ値 ( $\lambda$ ) を持つ場合 ( $\lambda_1 = \lambda_2$ ) には、これらはインデックス・パラメータが2のガンマ分布と考えられるから、初婚年齢分布は正規分布とこのガンマ分布のたたみこみとなり、その密度関数は、

$$g(z) = \sigma_e \lambda^2 \{ z^* h(z) + \phi(z^*) \} \quad (9)$$

で与えられる<sup>13)</sup>。ここでは、この分布を仮に、 $NEg$  と呼ぶ。

式(7)~(9)は、いずれも標準正規分布の分布関数を含むので閉じた形式ではないが、正規分布関数については数多くの近似式が考案されており、計算上はそれほど困難は無い。

これらの分布の分布関数はそれぞれ、

$$G(z) = \Phi\left(\frac{z - \mu_e}{\sigma_e}\right) - h(z) \quad (10)$$

$$G(z) = \Phi\left(\frac{z - \mu_e}{\sigma_e}\right) - \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} \left\{ \frac{1}{\lambda_1} h_1(z) - \frac{1}{\lambda_2} h_2(z) \right\} \quad (11)$$

$$G(z) = \Phi\left(\frac{z - \mu_e}{\sigma_e}\right) - \left\{ h(z) + \frac{1}{\lambda} g(z) \right\} \quad (12)$$

となる。式(12)の  $g(\cdot)$  は、自分自身の確率密度関数 (式(9)) を表す。これらの分布関数も閉じた形式ではないが、やはり積分は正規分布関数に限られているため密度関数同様に計算は容易である。分布関数における計算の容易さは、これらのモデルの一つの利点といえる。

しかし、これらのモデルの最も際立った利点は何と言っても初婚過程構造をそのまま表現した解釈のしやすさにある。また、それゆえに様々な行動的指標を比較的簡単に得ることができる。

たとえば、年齢  $x$  で市場参入以降初婚までの交際期間 ( $T_{123}$ ) にいる確率  $E(x)$  (初婚行動に関する定常人口を考えると、年齢  $x$  で結婚市場にいる人口の割合と解釈できる) は、それぞれ

$$E(x) = h(x) \quad (13)$$

$$E(x) = \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} \left\{ \frac{1}{\lambda_1} h_1(x) - \frac{1}{\lambda_2} h_2(x) \right\} \quad (14)$$

$$E(x) = \left\{ h(x) + \frac{1}{\lambda} g(x) \right\} \quad (15)$$

として与えられる。また、市場参入以降 ( $X_0 < x$ ) で、かつ初婚年齢が  $x$  以上 ( $Z > x$ ) であるとしたときの年齢  $x$  での条件付き初婚確率 (結婚市場内における年齢別初婚ハザードと解釈される) は、

$$r(x) = \lambda \quad (16)$$

$$r(x) = \frac{h_1(x) - h_2(x)}{h_1(x)/\lambda_1 - h_2(x)/\lambda_2} \quad (17)$$

12) 式(7)については、S. D'Souza, *Closed Birth Intervals: A Data Analytic Study*, New Delhi, Sterling Publishers, 1974, に従った。式(8)は、今回新たに計算された。

13) M. Montgomery, *The Effect of Female Employment on Age at Marriage in Malaysia*, Unpublished Manuscript, Office of Population Research, Princeton University, 1984, による。

$$r(x) = \frac{h(x)}{h(x) + g(x) / \lambda} \quad (18)$$

と表すことができる。

以上見てきたように、コールマクニールモデルを原型とした初婚年齢分布のモデルには大きく分けてGLGDとNEiの二つのバリエーションが在り、それぞれ目的によって使い分けることができる。また、年齢別出生率への応用など初婚以外の事象にも有効な場合があり<sup>14)</sup>、これらは人口学的に応用価値が高いと考えられる。

## 2. 結婚形態のモデル

わが国の初婚過程の際立った特徴として、恋愛・見合いという二つの結婚形態の存在が挙げられる。これは、知り合ったきっかけによる結婚の分類であるが、わが国の場合見合いでは、仲介者の存在やいくつかの形式的要件が在るため、区別は比較的明瞭である。初婚に占める見合い結婚の割合は、戦前のおよそ70%から最近の20~25%まで一貫して減少しているが、その行動パターンの著しい違いを考えると、全体の初婚過程に与える影響は未だに大きいと考えられる。

これまで初婚の定量モデルでは、結婚形態をその構造に取り入れたものは見かけない。しかし、わが国における初婚行動、とりわけ戦後の初婚行動の時系列的变化を分析するためには、結婚形態を考慮しないわけにはいかない。そこで、本節ではモデルにおける結婚形態の扱い方について検討する。

まず、最も簡単には、全初婚を恋愛結婚、見合い結婚に二分し、それぞれに対して別々にモデルを当てはめ、分析を行うことが考えられる。これは結婚形態の違いによって、両者をまったく別の人口として扱うことである。したがって、個人は初婚過程の当初から形態によって区別され、互いに無関係に別々の過程を辿ると見なされる。これによれば、モデルの改変や特別な技法の導入なしに分析を行うことができる。

しかし、この方法では、まず、結婚形態を個人属性として初婚過程の始めから決めてしまっただけという問題がある。さらに、同一人口内の現象としてながしかの共通要因の影響下にある二つの過程を、まったく別人口として扱うのはモデルとして冗長である。後者に関しては、結婚形態を初婚過程事象の共変量としてモデルに取り入れることで改善できる。すなわち、モデルを決定する基本的なパラメータを共有しつつ、相違の大きいパラメータのみ結婚形態の関数とする方法である。これも方法論的には回帰モデルを用いればよいので、確立した手法として比較的容易に適用することができる。

しかしながら、第一の問題点すなわち結婚形態を個人の属性として初婚過程の当初から決定づけることは、本来過程の結果として定まるべき結婚形態が、逆に過程を性格づけているという点で不自然さが否めない。むしろ、各自は当初見合い結婚・恋愛結婚の両方に至る可能性を持ち、初婚過程途上の適当な時点（たとえば知合い時点）で確率事象として結婚形態が決まるとするのがより自然であろう。

これに該当するものの中で、ここでは結婚の二形態を競合リスク (competing risk) として扱うモデルをとり上げる。これは、各個人が恋愛結婚・見合い結婚のそれぞれに至る確率過程を同時に経験して行き、最終的には先に知合いが生じた方の過程によって形態が決まるとするものである。その際、各過程は独立に進行すると仮定する。この競合リスクモデルは、死因別死亡分析や工学における信頼

14) コウホートの出生順位別年齢別出生率へ適用することにより、出生率推計に応用されている。阿藤誠ほか、「日本の将来推計人口——平成3年6月暫定推計——」、『人口問題研究』、第47巻第2号、1991年7月、pp.61-72。

性解析などで、複数の種類の結果が生ずる場合に用いられる手法である。また、特に結婚分析における初婚表は、初婚と死亡の競合リスクモデルと言える。ここでは、これを結婚形態に対して適用し、簡単のために結婚形態の競合モデルと呼ぶことにする。

競合モデルの一つの問題点は、人口内の任意の個人が結婚形態に対して同一の行動特性を持つと考える点である。すなわち個人に対し、恋愛結婚をする傾向、見合い結婚をする傾向といったものを一切考えない。しかし、結婚形態は、しばしば学歴などの個人属性との関連が見られることから、現実には個人によって恋愛結婚しやすい者、見合い結婚しやすい者がいると考えられる。しかしながら、そういった傾向の測定法やモデル化については、新たな問題を提起することとなり、現段階ではその効果を考慮していたずらにモデルを複雑にすることは妥当ではないと考える。

また、競合モデルの場合、結婚形態が決定されるのは、最終的な初婚相手と交際を始めた時点すなわち知合い時点というのが最も自然である。しかし、その場合には、初婚（婚約）年齢の分布の推定の際にも知合い年齢を同時推定しなくてはならない。これは方法論的に大きな負担である。また、知合い年齢に関する情報が得られることも一般的には期待できない。したがって、初婚（婚約）年齢に対しては、初婚（婚約）時点を結婚形態の決定時点とせざるを得ない。

以上のように、競合モデルは改良の余地を多く残すが、現時点では最も現実的なモデルと考えられる。したがって、本研究では、結婚形態に関しては競合モデルによって分析を進める。

### Ⅲ わが国初婚過程の分析

ここでは、前節で紹介されたモデルに即して初婚過程の実態を観察し、特にわが国の初婚過程の実際的な分析手段としてどのようなモデルが有効かということを検討したい。

人口問題研究所は、1987年6月に全国調査として第9次出産力調査を実施したが、その際の夫婦調査において初婚過程に関する基本的な事項が調査された<sup>15)</sup>。この調査は、年齢50歳未満の有配偶女子を母集団とする標本調査であり、わが国の結婚と出産に関する実態の把握を目的としたものである。本章での分析は、この調査で得られたデータを基に行う。調査の概要、基礎的分析結果については、調査報告書あるいは報告論文を参照されたい<sup>16)</sup>。

今回の分析目的に合った対象を得るため、調査対象者に対し次の限定を行った。すなわち、妻の出生が1938年1月から1954年12月まで、夫妻とも初婚、結婚形態が不詳でない、知合い・婚約・初婚年齢が不詳でなくかつ時間関係に矛盾がない、またその年齢が15歳未満または40歳以上でない、さらに夫の出生年が不詳でないことである。これにより恋愛結婚3157件、見合結婚1974件、総数5131件の対象を得た。この限定により、たとえば幼なじみと初婚した者（全初婚の3.4%）などは除かれる。また、男子の分析対象としては、以上の条件に当てはまる妻を持つ夫に限られる。さらに注意すべきことは、若い出生コウホートでは、まだ初婚過程が十分に完結しておらず（女子の最も若い標本で32.4歳まで終了）、高年齢での初婚は含まれないことである。除外された標本の初婚過程の全体像に与える影響はごく僅かであると思われるが、コウホート間の比較に際して若干の注意を要する。なお、同調査では、知合い・婚約・初婚の年齢に関しては全て月単位で求めることができるので、これを分析の精度とした。

本章では、まず生命表によって初婚過程事象および待ち時間の実態的記述を行い、モデルに必要な

15) 厚生省人口問題研究所（阿藤誠、中野英子、大谷憲司、金子隆一、三田房美）、『昭和62年 第9次出産力調査（結婚と出産に関する全国調査）』、第1報告書、日本人の結婚と出産』、調査研究報告資料、1988年11月。

16) 前掲（注15）、および阿藤誠ほか、「結婚と出産の動向——第9次出産力調査（夫婦調査）の結果から——」、『人口問題研究』、第187号、1988年7月、pp.1-28。



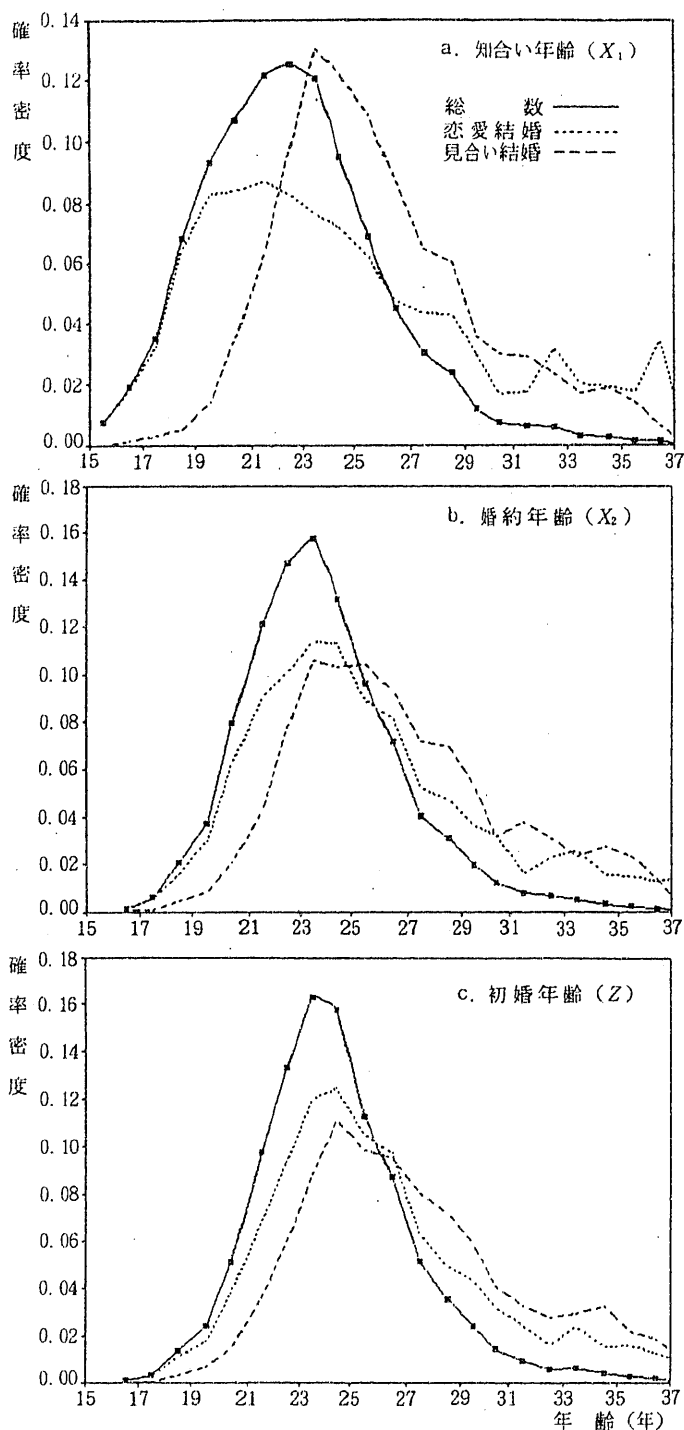
過程の構造を検討した後、実際にモデルを当てはめて、その記述力を検討する。さらに、モデルに対して異質性、すなわち個人の属性による人口構造を導入することを試みる。その過程で、モデルのパラメータ値により初婚過程の特徴が記述され、また、各事象に対する個人属性の効果を観察することができる。

### 1. 生命表による初婚過程の構造分析

初婚過程に関する平均像を中心とした記述は、調査報告書に詳しい<sup>17)</sup>。ここでは次節以降のモデルを用いた分析に先だって、まず分析対象の初婚過程を生命表によって記述し、その特徴を見てみよう<sup>18)</sup>。

図1および2に、男女各初婚過程事象の確率密度関数を示した。まず、女子の知合い年齢分布について見よう(a)。実線で描かれた総数のグラフに注目すると、女子が初婚に至る相手と知り合う確率は15歳を過ぎる頃から高まって行き22歳でピークを迎え、その後は急激に減少して30歳を越えると再び15歳以前のレベルにまで落ちる。分布の形状は概して釣鐘状であるが、18歳から21歳の付近で確率密度にやや不自然な肥厚が見られる。これを、競合モデルによって結婚形態別の過程に分離して観察してみると(図の点線および破線のグラフ)、総数として観察された初婚過程の裏に、特徴の著しく異なる二つの過程が共存していることがわかる。すなわち、恋愛結婚に向かう過程では、知合い確率は10歳代後半に急激な立ち上がりを見せ、20歳前後には早くもピークに達するのに対し、見合結婚に向かう過程では、未成年の間に知り合う確率はほとんど無く、20歳を越えるあたりからようやく、しかし急激に増加し、23

図1 生命表的手法にもとづいて推定された各初婚過程事象の確率密度関数：女子



注) 結婚形態(見合い・恋愛)別の推定は、競合モデルにもとづく。図中のマーク(■)は、この競合モデルから再構成された総数の確率密度を表す。

17) 前掲(注15)。

18) 生命表による確率過程の推定方法は、たとえば、D. R. Cox and D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall, 1984, あるいは、R. C. Elandt-Johnson and N. L. Johnson, *Survival Models and Data Analysis*, New York, John Wiley & Sons, 1980, などに詳しい。

歳でピークを迎える。ピーク付近の形状も前者ではなだらかであるのに対して、後者では険しい。また、確率の減少局面では、恋愛過程では22歳頃からいたってなだらかに進むが、見合いでは24歳以降かなり急な減少を見せる。

結局、恋愛結婚に至る知合いは早くに始まり、その後だらだらと続くのに対し、見合いは遅くに始まり、終息が速い。特に立ち上がりの時期の違いは際立っており、先に総数で観察された20歳前後の確率密度の不自然な肥厚は、特性の異なる二つの過程が共存するためのものであることがわかる。

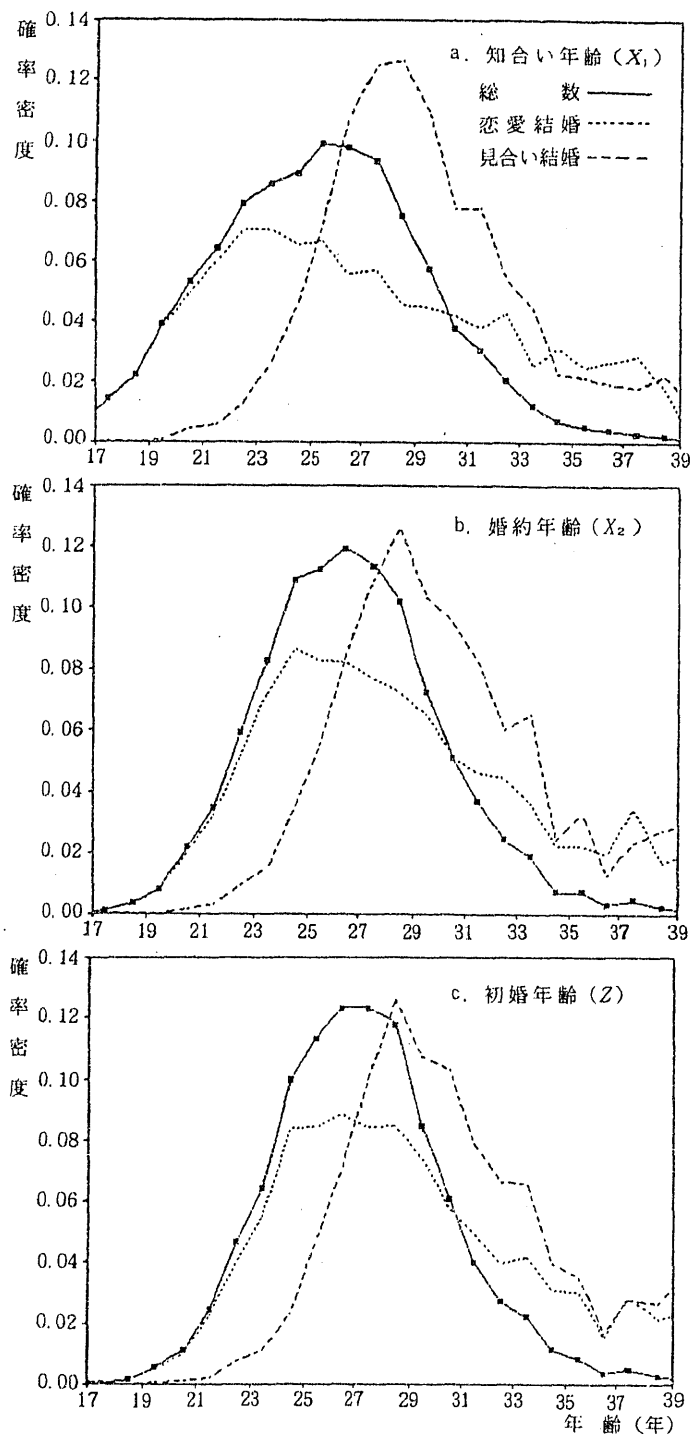
つぎに、女子の婚約年齢分布について見ると(図1-b)、総数についての分布は知合い年齢に比べ対称性が増し、より釣り鐘型に近づいていることがわかる。結婚形態による過程の差異は知合いに比べ大幅に減少している。恋愛・見合い両過程の時期が近づいたことは、恋愛過程では婚約以前交際期間が長く、見合い過程では短いことを示す。また、恋愛過程で婚約年齢の分布の広がりが知合い年齢に比べやや小さくなったことは、恋愛の中でも知合いが早い者は交際期間が長く、遅い者は短いという、いわば交際期間による調節的效果があることを示唆している。

つづいて女子の初婚年齢の分布を見ると(図1-c)、総数の示す過程はやはり釣り鐘状であるが、より広がりの少ない険しい形状となっている。恋愛・見合い両過程の差異は婚約年齢に比べて若干ではあるがさらに小さなものになっている。

男子について見ても、各事象について大筋では女子について述べたのと同様の

傾向が見られる(図2)。すなわち、総数で知合い・婚約・初婚と次第に年齢分布の広がりが減少し、釣り鐘型の対称性が顕著となる。しかし、男子の場合は、知合い年齢での恋愛・見合い両過程の分布の大きな差異が、かなりの程度まで婚約そして初婚にまで持ち越されている。その結果、観察される男子総数の初婚年齢分布は、コールの経験的標準分布とは、かなり異なっているという印

図2 生命表的手法にもとづいて推定された各初婚過程事象の確率密度関数：男子



注) 結婚形態(見合い・恋愛)別の推定は、競合モデルにもとづく。図中のマーク(■)は、この競合モデルから再構成された総数の確率密度を表す。

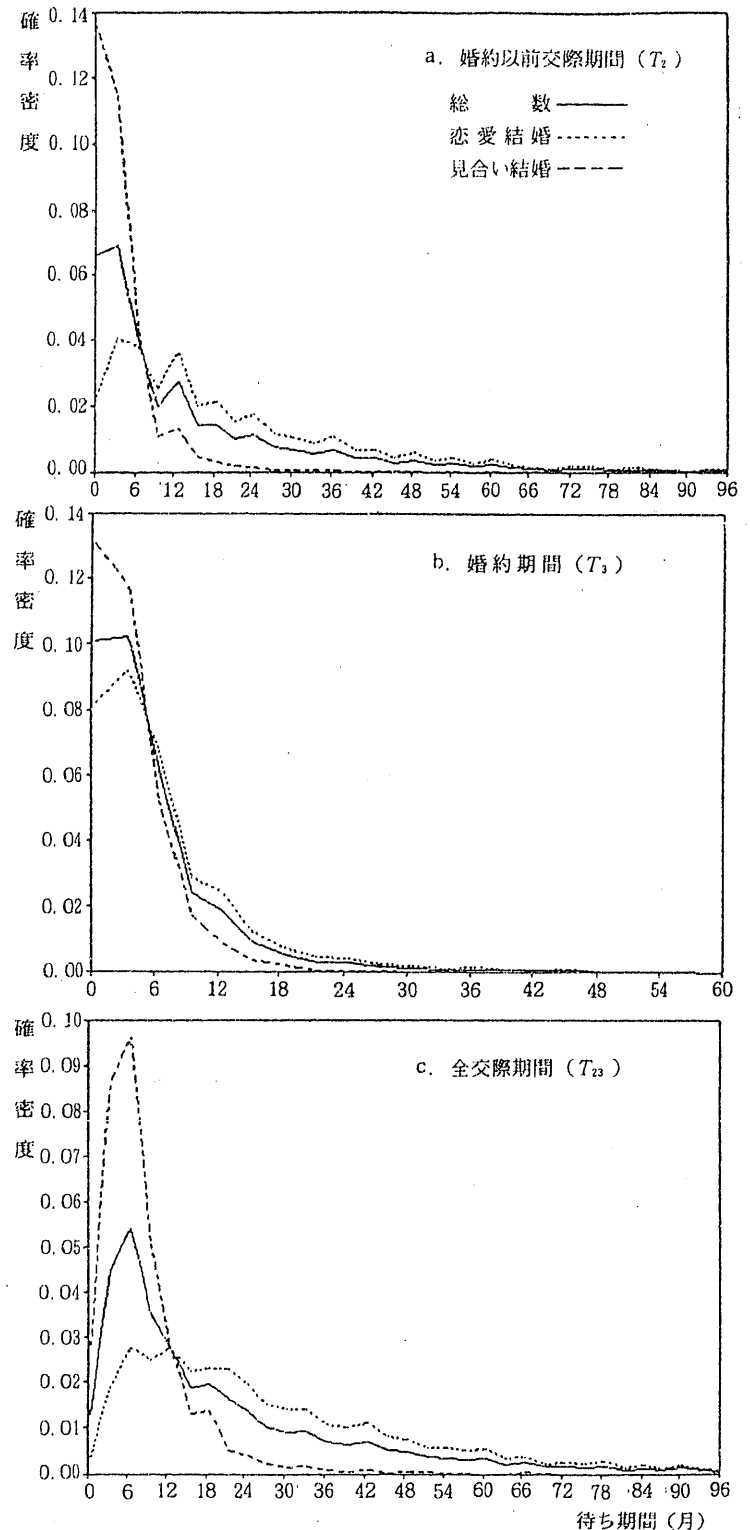
象を受ける<sup>19)</sup>

男女とも、観察された知合い年齢の分散が、婚約・初婚年齢に比べて大きいという事実は、初婚過程モデルを考える上で重要なポイントとなる。というのは、コール-マクニール型の初婚過程モデルでは、起点となる事象とその後の待ち時間との間に独立性を仮定しているので、初婚過程事象は時間的に先の事象ほど分散が小さくなくてはならない。これは、今回調査から得た結果とはっきり矛盾しており、実態は起点-待ち時間の中に、負の相関が認められる。実際、ピアソンの相関係数を求めると、 $X_1 - T_2$ 間、 $-0.4491$  (男子、 $-0.5266$ )、 $X_1 - T_3$ 間、 $-0.2238$  ( $-0.2664$ )、 $X_2 - T_3$ 間、 $-0.1646$  ( $-0.2348$ ) となり、男女とも特に  $X_1$  (知合い年齢) と  $T_2$  (婚約以前交際期間) との間に強い依存関係が存在することがわかる。

以上、初婚過程事象についての観察結果を述べたが、以下に各事象間の待ち期間についても直接に観察してみよう。図3に、婚約以前交際期間、婚約期間およびそれらを合わせた全交際期間の確率密度関数を示した。これらの変数は、男女のペアについて定義されるものである。

まず、婚約以前交際期間の分布についてみると、総数・見合い・恋愛とも初期の数カ月を除き漸次減少し、かつ下に凸のいわば指数分布型の形状を示す。しかし、結婚形態による過程の違いは著しく、恋愛では5年以上にわたり確率が漸減して行くのに対し、見合いの交際期間は一年以

図3 生命表的手法にもとづいて推定された各初婚過程待ち期間の確率密度関数



19) 男子初婚年齢分布へのコールの標準分布の適合性は、ユーバンク (Ewbank) がスウェーデンのデータに基づいて検討し、良好であるとの結果を報告している。D. Ewbank, An Examination of Several Applications of the Standard Pattern of Age at First Marriage, Ph. D. Thesis (unpublished), Princeton University, 1975.

内に終わる確率が極端に高く、3年以上続く場合はほとんど無いと行ってよい。

つぎに、婚約期間ではやはり初期の数カ月を除けば下に凸で漸減する指数分布型である。結婚形態による違いは小さく、いずれもほとんどが一年以内に集中している。

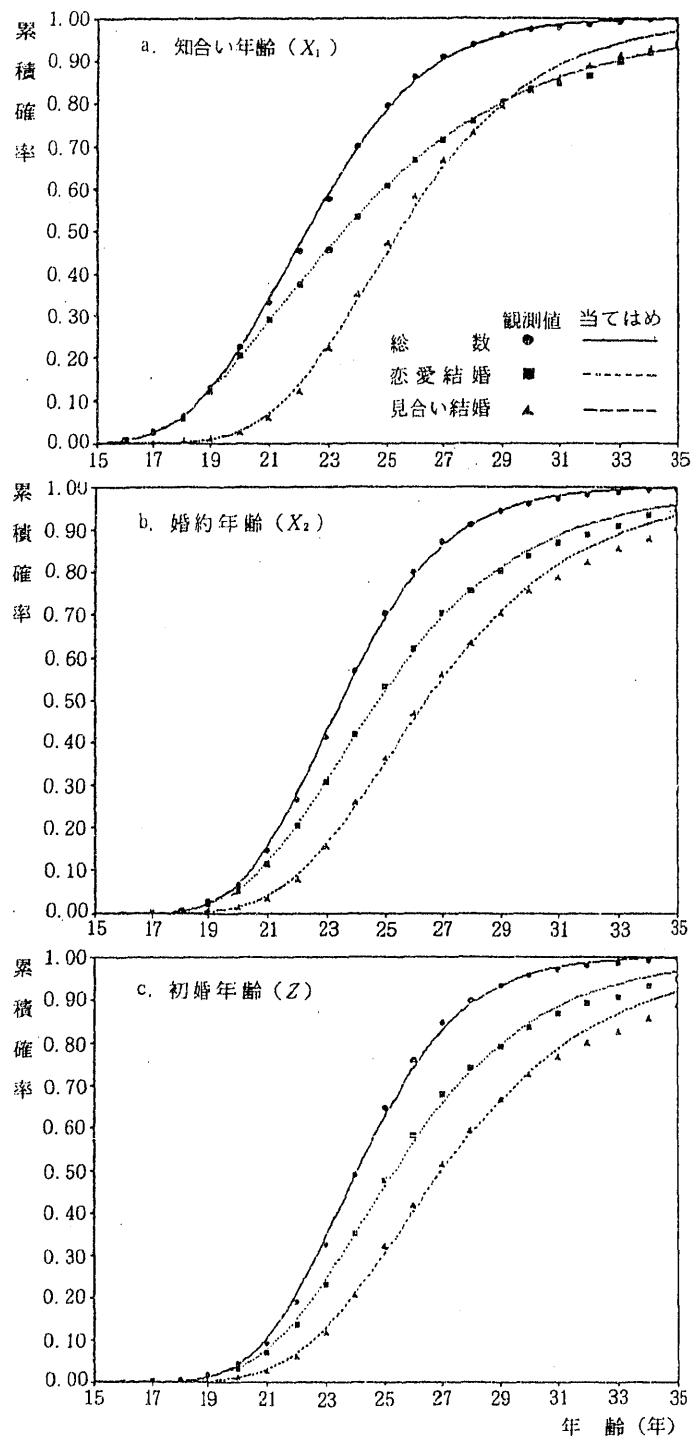
婚約以前交際期間、婚約期間を合わせた全交際期間の分布を見ると、総数・結婚形態別とも単峰型の形状を呈すが、婚約以前交際期間の特徴が強く反映するため、結婚形態による著しい違いが現れている。

## 2. モデルによる初婚過程の記述

式(4)によって表されるGLGDは、すでに述べたように式(1)のCMDと同等と考えることができる。GLGDあるいはCMDは、パラメターの推定が難しい分布として知られており、このためいくつかの異なったパラメター化が提案されている。プレントイスによる式(4)のパラメター化もその一つであるが、これは知られる中で最も推定に有利とされている。そこで本研究では、GLGDの推定にはこの形式を用いることとし、これに最尤法を適用した<sup>20)</sup>。この際、対応する式(1)の形式のパラメター値は、式(5)により得ることができる。ここでは、第9次出産力調査の初婚過程データに対しGLGDを当てはめ、わが国の初婚過程の特徴を浮き彫りにしつつ、モデルの行動分析への応用の可能性を検討する。

図4および5には、調査データに基づいて生命表によって求めた各初婚過程事象の分布関数と、これに当てはめられたGLGDが図示されている。図中、観測値はマークにより、また当てはめられたGLGDの分布関数はカーブとして示されている。当てはまりは全般に良好であり、GLGDが初婚

図4 最尤法による一般化対数ガンマモデルの観測値への当てはめ：女子



注) 結婚形態(見合い・恋愛)別の推定は、競合モデルにもとづく。

20) GLGDのパラメター推定法については、Prentice 前掲(注9)のほかに、J. F. Lawless, *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, New York, John Wiley & Sons, 1982. が詳しい。本研究では、実際の推定に当たっては、C言語によるプログラムおよびSASを用いた。

過程事象の年齢分布モデルとして有効であることを示している。GLGDが知合い・婚約という事象にもよく当てはまるということは、GLGDが式(3)で表される待ち時間を除去した分布(式(2))もまたGLGDになるという理論的要請と合致する。また、競合モデルによる結婚形態別の過程にもGLGDはよく当てはまっていると言える。

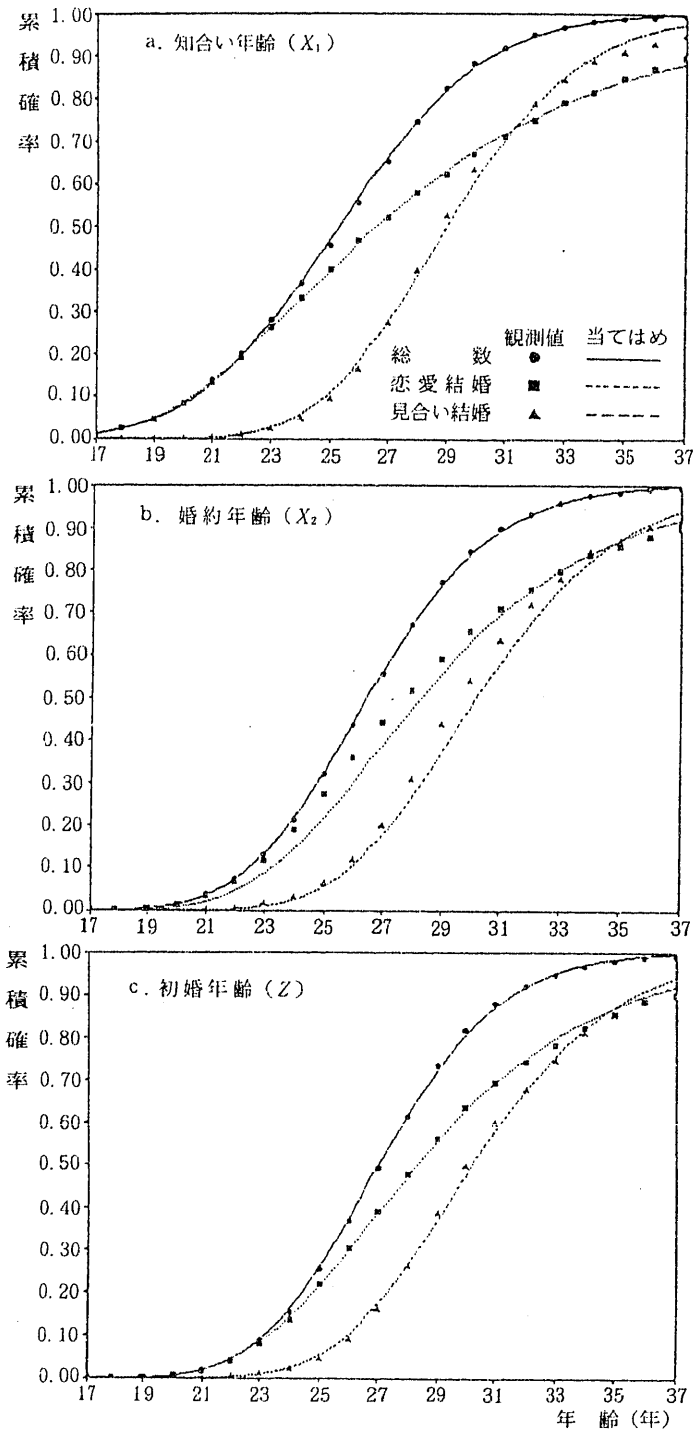
表1には、それぞれの事象に対して女子について推定されたパラメータの値を示した。これによって、各事象の年齢分布の特性を見よう。なお、表のCMDの欄のパラメータ値は、GLGDに対して推定された値から式(5)によって変換して求められた値が記されている。ここでは表側に「共変量統制なし」とラベルされた欄にのみ注目する。

これまでコールの初婚年齢の標準分布は、わが国の分布にはあまり適合が良くないことが指摘されてきた<sup>21)</sup>。前節においてコールの標準分布の形状パラメータ( $\lambda$ )の値が、-1.287であることを述べたが、わが国の場合を表1-cで見ると、-0.6439(総数)と標準分布の値とはかなり異なっている。この値は、わが国女子の初婚年齢分布が、標準よりも対称性の強い形状をしていることを示している。同様に、表2-cによって男子についてみると、 $\lambda$ の値は、-.3758(総数)と、女子の場合よりもさらに強い対称性を示し、標準からの隔たりが大きいことがわかる。したがって、コールの標準スケジュールは、提案されたままの形状ではわが国の場合には当てはまりが悪いということが確認された。

しかし、ここで行ったように分布の形状パラメータ自体もデータから推定した場合には、先ほど図4および5で見たように、男女ともにきわめて良い適合を示す。したがって、見方を変えれば、形状パラメータの値によって初婚年齢分布の特徴を表現できると考えられる。もし、わが国の初婚年齢分布の形状値が安定していれば、この値を固定することによってわが国特有の標準

21) 高橋眞一、および小島ほか、ともに前掲(注4)。

図5 最尤法による一般化対数ガンマモデルの観測値への当てはめ：男子



注) 結婚形態(見合い・恋愛)別の推定は、競合モデルにもとづく。

表1. わが国女子初婚過程事象に対する一般化対数ガンマモデルおよびCoale-McNeilモデルパラメータ値

(a) 出会い年齢 ( $X_1$ )

$X_1$	一般化対数ガンマモデル (GLGDモデル)			Coale-McNeilモデル (CMDモデル)			$\chi^2$
	u	b	$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\mu$	
総数							
共変量統制なし	21.5937	3.0489	-0.6060	0.5413	0.1988	26.6344	
共変量群統制	-	3.0093	-0.6296	0.5278	0.2092	-	2,408.00
恋愛結婚							
共変量統制なし	21.1778	3.7839	-1.5107	0.1749	0.3993	19.1110	
共変量群統制	-	3.7630	-1.4765	0.1800	0.3924	-	1,892.14
見合い結婚							
共変量統制なし	24.3765	3.3361	-0.8840	0.3391	0.2650	25.3069	
共変量群統制	-	3.1757	-0.8801	0.3578	0.2771	-	1,318.12

(b) 婚約年齢 ( $X_2$ )

$X_2$	一般化対数ガンマモデル (GLGDモデル)			Coale-McNeilモデル (CMDモデル)			$\chi^2$
	u	b	$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\mu$	
総数							
共変量統制なし	22.8627	2.6212	-0.7002	0.5449	0.2671	25.5317	
共変量群統制	-	2.4845	-0.7906	0.5091	0.3182	-	2,514.00
恋愛結婚							
共変量統制なし	23.3441	3.3298	-1.1346	0.2647	0.3408	22.6028	
共変量群統制	-	3.1053	-1.2960	0.2485	0.4173	-	1,940.06
見合い結婚							
共変量統制なし	25.0832	3.5963	-1.0465	0.2657	0.2910	24.7706	
共変量群統制	-	3.3855	-1.0360	0.2851	0.3060	-	1,423.90

(c) 初婚年齢 ( $Z$ )

$Z$	一般化対数ガンマモデル (GLGDモデル)			Coale-McNeilモデル (CMDモデル)			$\chi^2$
	u	b	$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\mu$	
総数							
共変量統制なし	23.4609	2.6341	-0.6439	0.5896	0.2444	27.6320	
共変量群統制	-	2.4595	-0.7607	0.5345	0.3093	-	2,602.40
恋愛結婚							
共変量統制なし	24.1569	3.3452	-0.9650	0.3098	0.2885	24.4038	
共変量群統制	-	3.0820	-1.1616	0.2793	0.3769	-	1,987.56
見合い結婚							
共変量統制なし	25.5324	3.6837	-1.0649	0.2549	0.2891	25.0972	
共変量群統制	-	3.4527	-1.0535	0.2749	0.3051	-	1,451.30

注)  $\chi^2$  欄は、尤度比に基づくカイ二乗値。

表2. わが国男子初婚過程事象に対する一般化対数ガンマモデルおよびCoale-McNeilモデルパラメータ値

(a) 出会い年齢 ( $X_1$ )

$X_1$	一般化対数ガンマモデル (GLGDモデル)			Coale-McNeilモデル (CMDモデル)		
	u	b	$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\mu$
総数	24.9863	3.9407	-0.2159	1.1755	0.0548	80.9611
恋愛結婚	23.8523	5.0270	-1.3842	0.1437	0.2753	21.4910
見合い結婚	28.4761	3.4694	-0.4445	0.6485	0.1281	41.1361

(b) 婚約年齢 ( $X_2$ )

$X_2$	一般化対数ガンマモデル (GLGDモデル)			Coale-McNeilモデル (CMDモデル)		
	u	b	$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\mu$
総数	26.0355	3.2953	-0.3906	0.7770	0.1185	41.9006
恋愛結婚	25.9748	4.2700	-1.1204	0.2090	0.2624	25.1084
見合い結婚	29.1031	3.5783	-0.5462	0.5116	0.1526	37.0265

(c) 初婚年齢 ( $Z$ )

$Z$	一般化対数ガンマモデル (GLGDモデル)			Coale-McNeilモデル (CMDモデル)		
	u	b	$\lambda$	$\alpha$	$\beta$	$\mu$
総数	26.5897	3.2166	-0.3758	0.8273	0.1168	43.3454
恋愛結婚	26.7931	4.2116	-0.9804	0.2422	0.2328	26.9635
見合い結婚	29.4822	3.5916	-0.5805	0.4796	0.1616	36.2119

分布を得ることができるであろう。たとえば、今回の分析対象から得た結果によれば、

$$\text{(女子)} \quad g_s(a) = 0.5714 \exp[-1.726(a-0.9212) - \exp\{-0.7155(a-0.9212)\}]$$

$$\text{(男子)} \quad g_s(a) = 0.0004639 \exp[-2.757(a-4.842) - \exp\{-0.3894(a-4.842)\}]$$

となる。これは、平均=0、分散=1であるので、初婚年齢の平均 ( $\bar{Z}$ )、分散 ( $s^2$ ) が推定できれば、

$$\hat{g}(z) = \frac{1}{s} g_s\left(\frac{z - \bar{Z}}{s}\right)$$

によって、簡略に当てはめ関数 ( $\hat{g}(z)$ ) が得られる。

しかし、汎用的なわが国の標準分布を制定するためには国勢調査および人口動態統計を基礎とするのが適当であろう。

さて、わが国の初婚年齢分布の形状の特異性はどのような理由によるものであろうか。この間に対し、競合モデルによって結婚形態別にGLGDを適用した結果を見てみよう。形状パラメータの値を見ると、女子では、恋愛-0.9650、見合い-1.0649 (表1-c)、また、男子では、恋愛-.9804、見合い-.5805 (表2-c) であり、それぞれの分布の形状値は、男女とも恋愛過程、および女子見合い過程では、総数に比べかなりコールの標準に近づく。このことはモデルの解釈上興味深い。すなわち、コールの標準モデルは特に欧米的な結婚過程の特徴を表象していると考えられるが、そこでは基本的に恋愛過程のみによって初婚が生じている。したがって、わが国の場合も恋愛過程のみを抜き出した

表3. わが国初婚過程待ち期間に対する一般化ガンマモデルパラメータ値

(a) 婚約以前交際期間 ( $T_2$ )

$T_2$	$\theta_0$	$\theta_{x_1}$	$\delta$	$\lambda$	$\chi^2$
総数					
共変量統制なし	2.1548	—	0.8082	0.1768	—
知合い年齢 ( $X_1$ ) 統制	5.8866	-0.1601	0.9316	0.4144	1,218.16
共変量群統制	—	—	1.0816	0.4158	6,820.00
恋愛結婚					
共変量統制なし	2.9434	—	1.0299	0.6205	—
知合い年齢 ( $X_1$ ) 統制	5.6465	-0.1259	1.1536	0.6325	701.08
共変量群統制	—	—	1.2835	0.6344	3,124.56
見合い結婚					
共変量統制なし	1.0384	—	1.1055	-0.1783	—
知合い年齢 ( $X_1$ ) 統制	1.6452	-0.0242	1.1053	-0.1189	11.00
共変量群統制	—	—	1.1447	-0.0963	2,152.44

(b) 婚約期間 ( $T_3$ )

$T_2$	$\theta_0$	$\theta_{x_1}$	$\delta$	$\lambda$	$\chi^2$
総数					
共変量統制なし	1.5163	—	0.9730	0.3664	—
婚約年齢 ( $X_1$ ) 統制	2.9350	-0.0562	0.9991	0.4647	132.54
共変量群統制	—	—	1.0981	0.4371	5,180.94
恋愛結婚					
共変量統制なし	1.7647	—	0.9868	0.4742	—
婚約年齢 ( $X_1$ ) 統制	3.1410	-0.0566	1.0159	0.5667	83.56
共変量群統制	—	—	1.0994	0.4989	2,593.16
見合い結婚					
共変量統制なし	1.2194	—	1.0743	0.4219	—
婚約年齢 ( $X_1$ ) 統制	1.9443	-0.0289	1.0853	0.4640	15.76
共変量群統制	—	—	1.1617	0.4299	2,326.76

(c) 全交際期間 ( $T_{23}$ )

$T_{23}$	$\theta_0$	$\theta_{x_1}$	$\delta$	$\lambda$	$\chi^2$
総数					
共変量統制なし	2.7135	—	1.0267	0.1852	—
知合い年齢 ( $X_1$ ) 統制	5.8076	-0.1333	1.2000	0.4125	1,368.82
共変量群統制	—	—	1.4236	0.3652	6,420.98
恋愛結婚					
共変量統制なし	3.2873	—	1.2495	0.5390	—
知合い年齢 ( $X_1$ ) 統制	5.6703	-0.1104	1.4280	0.5794	796.54
共変量群統制	—	—	1.6272	0.5326	3,063.34
見合い結婚					
共変量統制なし	1.9759	—	1.3887	0.1501	—
知合い年齢 ( $X_1$ ) 統制	2.9609	-0.0399	1.4141	0.2290	52.06
共変量群統制	—	—	1.4798	0.1894	1,849.56

注)  $\chi^2$  欄は、尤度比にもとづくカイ二乗値.



ときには、欧米に近い特徴を示すのだということが考えられる。また、男女とも形態別に見た場合に比べ総数の形状値の絶対値が常に小さいということは、著しく異なる二つの過程が共存することこそが、総数での形状の特異性の原因であるということを示す。男子ではさらに見合いでの形状値もコールの標準から大きく外れている。

つぎに、知合い・婚約・初婚の年齢分布の形状値を比較してみよう。女子では、総数における形状値は、各事象ともほとんど変わらない。僅かに知合いで対称性が弱い程度である。結婚形態別に見ると、初婚と婚約では大差ないが、知合いでは格差が大きい。また、恋愛では、知合い、婚約、初婚の順に対称性が増すのに対し、見合いでは逆に減少する点は興味深い。男子でも、形状値について女子とまったく同様の傾向が見られる。ただ、男子では、各事象とも見合いでの形状値の絶対値が著しく低い（分布の対称性が強い）ため、形態間の格差が大きくなっている。

最後に、GGDを用いた各事象間の待ち時間分布すなわち交際期間の分析結果にも触れておこう。表3に、各交際期間にGGDを当てはめたときのパラメータ値が示してある。GGDは、パラメータの特別な値に対応して、ワイブル分布（ $\lambda = 1$ ）、ガンマ分布（ $\delta = 1$ ）、指数分布（ $\lambda = \delta = 1$ ）を表現できる。したがって、推定されたパラメータの値から交際期間がどのようなタイプの分布に近いかが判断することができる。表3によれば（表側＝「共変量統制なし」の欄）、各交際期間ともパラメータ $\delta$ が1に近い。特に婚約以前交際期間、婚約期間で結婚形態別に見たときと、全交際期間の総数では、ほとんど1と見てよい。したがって、これら交際期間はきわめてガンマ分布に近いタイプの過程であることがわかる。 $\lambda$ の値からみて、いずれの場合もワイブル分布からはかなり隔たっている。

### 3. 共変量の導入

ここまで人口内の異質性（heterogeneity）、すなわち属性グループによる行動パターンの違いについては考慮しなかった。しかし、これまで多くの研究で、出生コウホート、学歴、居住地、職業、家族関係等々、多様な属性が初婚行動（主として初婚年齢）に影響を与えていることが指摘されている。ここでは、こうした属性を初婚過程事象の共変量（covariates）と見なし、事象歴分析のパラメトリック回帰手法を用いて、GLGDモデルに異質性を導入することを試みる<sup>22)</sup>。これにより、各属性の初婚過程事象に対する効果が定量的に把握できるので、初婚過程の決定要因とメカニズムの分析手段として、また、属性による人口構造の変化を見込んだ初婚行動の予測モデルとして利用することが考えられる。ここでは、まず人口内部の異質性がGLGDの形状などにどのような影響を与えているかを調べた後、実際に主な属性の初婚過程への関わり方を探ってみよう。ただし、今回は方法論的な検討を目的とするため、詳細な要因効果の分析は他の機会に譲るものとし、対象も女子のみとする。

表1に、女子の共変量統制後のGLGDモデルのパラメータ値を、表4にはその際投入された共変量各々の効果を示した。

まず、形状値（ $\lambda$ ）について、各初婚過程事象において、共変量を導入した場合（表1、「共変量群統制」の欄）と導入前（「統制なし」の欄）とを比較すると、各事象、各結婚形態ともに大きな差が認められないことがわかる。また、尺度パラメータ（ $b$ ）も共変量の統制によってほとんど影響を受けていない。このことは、諸属性による人口内の初婚過程の時期の違いは、全体の分布の特徴にはあまり影響していないことを示している。

ところで、先にわが国の初婚年齢分布の形状が、結婚形態別に分けてみた場合にコールの標準分布に近づくことを述べたが、共変量を統制すると恋愛過程でさらに標準に近づくことがわかる（表1-c、

22) GLGDのパラメトリック回帰モデルについては、Lawless, 前掲（注20）参照。また、CMDについても回帰分析が試みられている。J. Trussell and D. Bloom, *Estimating the Covariates of Age at Marriage and First Birth*. Population Studies, Vol.37, 1983, pp.403-416.

表4. 一般化対数ガンマ回帰モデルによるわが国女子初婚過程事象に対する共変量効果の分析

(単位:年)

共 変 量	知 合 い 年 齢 (X <sub>1</sub> )			婚 約 年 齢 (X <sub>2</sub> )			初 婚 年 齢 (Z)		
	総 数 (N=4682)	恋愛結婚 (N=4682) (n=2878)	見合い結婚 (N=4682) (n=1804)	総 数 (N=4682)	恋愛結婚 (N=4682) (n=2878)	見合い結婚 (N=4682) (n=1804)	総 数 (N=4682)	恋愛結婚 (N=4682) (n=2878)	見合い結婚 (N=4682) (n=1804)
出生コウホート									
○1938-39	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
1940-44	0.1490	-0.0398	0.4815 *	0.0590	-0.3033	0.4471 *	-0.0512	-0.3567	0.2985
1945-49	-0.2396	-0.6633 **	0.7593 ***	-0.0841	-0.7289 ****	0.8536 ****	-0.1077	-0.7221 ****	0.7504 ***
1950-54	-0.3660 *	-0.8865 ****	1.2718 ****	-0.1322	-0.9543 ****	1.3828 ****	-0.1839	-1.0150 ****	1.2913 ****
学 歴									
○中学校	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
高校	0.6167 ****	0.5440 ***	0.7553 ****	0.7540	0.6914 ****	0.8425 ****	0.8678 ****	0.8168 ****	0.8857 ****
短大・高専・専修学校	1.2293 ****	1.1583 ****	0.9774 ****	1.3414 ****	1.5160 ****	0.9114 ****	1.4871 ****	1.6919 ****	0.9970 ****
大学以上	1.3648 ****	1.0234 ***	1.8094 ****	2.1680 ****	2.2023 ****	1.9245 ****	2.4848 ****	2.6078 ****	2.0491 ****
父親の職業									
○主として農林漁業	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
自家営業	-0.0949	-0.3323 *	0.4573 **	0.1420	-0.0822	0.5212 **	0.1336	-0.0970	0.5032 **
管理・事務・販売	0.0485	-0.2240	0.6363 ****	0.1490	-0.1558	0.6975 ****	0.1670	-0.1562	0.7039 ***
現場労働	-0.1946	-0.4540 *	0.4114 *	-0.1247	-0.4648 **	0.5193 **	-0.1284	-0.4852 **	-0.4829 *
無職・臨時	-0.2951	-0.4075	-0.0333	-0.3512	-0.5712 *	0.0574	-0.4370 *	-0.6905 **	0.0237
婚前居住地(市街地)	-0.0443	-0.4124 **	0.8430 ****	0.3207 ***	0.0242	0.9513 ****	0.4209 ****	0.1284	0.9780 ****
婚前の親との同居	0.1574	0.3422 *	-0.5126 ***	0.0806	0.3627 **	-0.6032 ****	0.0940	0.4184 ***	-0.6039 ****
あととり	-0.1984	-0.1590	-0.2229	-0.1302	-0.0162	-0.1971	-0.1586	-0.0632	-0.2176
きょうだい数	-0.0523	-0.0774 *	0.0475	-0.0649	-0.1162 ***	0.0544	-0.0693 **	-0.1212 ****	0.0403

N:標準規模 n:センサリングのない標本数  
\* P<0.05 \*\* P<0.01 \*\*\* P<0.001 \*\*\*\* P<0.0001

注) (1) 係数値は、各変量の単位増加当たり(定置変数の場合)、あるいは基準カテゴリーに対して(定性変数の場合)、それぞれの事象生起年齢が何年遅れるかを示す。○印が基準カテゴリーを示す。  
(2) 結婚形態別の分析は、競合モデルにもとづく。  
(3) 「あととり」とは、夫の場合は長男、妻の場合は男兄弟のない長女のこと。

λの欄)。つまり、わが国の場合、恋愛過程に限定し、さらに異質性を取り去ると、その初婚年齢分布の形状は欧米での標準に合致する。したがって、わが国の場合コールの標準分布は、恋愛過程に特有なパターンを純粋に抽出したものと見ることができそうである。

つぎに、事象間の待ち時間すなわち交際期間に対してもGDGモデルによる重回帰分析を行い、パラメーターの推定結果を表3に示した。まず、先の生命表による分析で、各交際期間が起点年齢に依存することを指摘したが、ここでは起点年齢を共変量として導入したモデルを適用した結果、やはり婚約以前交際期間、婚約期間とも有意に起点年齢に依存していることがわかる。たとえば、総数における婚約以前交際期間を見ると知合い年齢に対する回帰係数は-0.1601で、これは知合い年齢が一歳遅れると、交際期間は14.8%短縮することを意味する(100×(e<sup>-0.1601</sup>-1))。また、恋愛過程で11.8%の短縮、見合い過程では2.4%の短縮と、結婚形態別に依存の強さがかなり異なっていることもわかった。婚約期間では、婚約年齢一歳の上昇に対応する短縮率は、総数で5.4%、恋愛で5.5%、見合いで2.8%と、統計的に有意とは言えるものの、婚約以前交際期間に比べるとその効果は小さい。

形状パラメーター(λ)を見ると、婚約以前交際期間では知合い年齢を導入することによって総数ではかなり異なった値を示すが、形態別に見た場合ではあまり変化が無い。すなわち、交際期間の分布においても恋愛・見合いの二つの過程が共存することにより、総数には特異な形状が現れている。婚約期間では、婚約年齢に対する依存性が小さいだけに、その形状値への影響も小さい。

さて、初婚過程に対する各要因の効果を具体的に見て行こう。ここでは主要な変量のみ限定する。表4に示した数値は、各共変量の効果について、その変量が定置変量の場合には単位増加当たり、また、定性変量の場合には○印で示した基準カテゴリーに対して、それぞれ事象生起年齢(の分布の位置)が何年遅延するかを表している。たとえば、他の条件を同じとして、女子の知合いの時期は、「大学以上」卒業生では、「中学校」卒業生に比べ、1.3648年遅れ(総数)、また、恋愛結婚ではその初婚年齢は「きょうだい」が一人増えるごとに0.1212年早くなる。

一方、表5には、各交際期間毎に諸変量の単位変化当たり、または基準カテゴリーに対しての変化率(%)が示されている。すなわち、ある変量の効果によって、期間が何%延長(短縮)するかを示す。符号は、正が延長、負が短縮を意味する。なお、交際期間ではペアとなる男女双方の属性が関与

表5. 一般化ガンマ回帰モデルによるわが国初婚過程待ち期間に対する共変量効果の分析

(単位:%)

共 変 量	婚約以前交際期間 (T <sub>2</sub> )			婚 約 期 間 (T <sub>3</sub> )		
	総 数 (N=3643)	恋愛結婚 (N=2448)	見合い結婚 (N=1195)	総 数 (N=3644)	恋愛結婚 (N=2448)	見合い結婚 (N=1196)
出会い時の妻の年齢	- 7.2 ****	- 7.3 ****	- 0.3	- 3.2 ***	- 4.3 ****	- 0.2 **
出会い時の夫の年齢	- 9.2 ****	- 7.1 ****	- 2.4	- 4.8 ****	- 4.7 ****	- 4.5
婚約以前交際期間 (月)	-	-	-	0.7 ****	0.5 ****	0.9
妻出生コウホート				*	*	
○1938-39	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1940-44	- 7.4	- 16.9 *	- 3.8	- 12.2	- 10.9	- 14.8
1945-49	- 8.7	- 20.6 *	5.2	- 2.0	2.5	- 6.2
1950-54	- 8.0	- 23.0 *	13.6	- 10.5	- 9.8	- 6.9
夫出生コウホート						
○1939以前	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1940-44	9.5	10.6	3.8	- 11.6 *	- 11.9	- 13.9
1945-49	15.8	13.0	- 4.0	- 6.3	- 10.7	- 7.6
1950-54	16.8	15.2	- 9.7	- 6.5	- 10.1	- 12.5
1955以降	18.7	11.6	- 40.3	- 15.3	- 17.0	- 37.0
妻の学歴				**	***	
○中学校	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
高校	2.7	1.7	- 2.1	13.6 **	21.8 ***	- 5.8
短大・高専・専修学校	4.6	9.4	- 10.8	19.0 **	31.5 ***	- 3.4
大学以上	14.6	17.4	- 11.4	28.4 **	46.4 ***	- 10.4
夫の学歴		**		**	**	
○中学校	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
高校	4.7	9.1	4.2	6.7	12.4 *	1.9
短大・高専・専修学校	7.3	8.0	6.6	2.9	5.7	4.3
大学以上	14.3 *	23.0 **	4.1	21.4 **	26.3 **	22.1 *
妻の父親の職業						*
○主として農林漁業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
自家営業	3.4	2.2	2.9	- 2.7	- 4.5	2.2
管理・事務・販売	5.0	1.5	0.4	1.5	- 3.8	11.4
現場労働	1.1	- 5.4	5.1	2.6	- 1.4	10.6
無職・臨時	- 10.8	- 12.4	- 10.3	- 17.8 *	- 10.8	- 30.5 *
夫の父親の職業	**	*				
○主として農林漁業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
自家営業	17.0 **	11.0 *	0.2	- 1.7	- 1.7	1.3
管理・事務・販売	11.4 *	6.4	6.8	0.4	2.1	- 3.0
現場労働	11.3	- 1.1	18.9	- 1.9	- 2.9	0.5
無職・臨時	30.3 ***	19.3 *	12.0	- 6.3	- 4.9	- 12.0
夫の婚前の職業	****	****	*			*
○主として農林漁業	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
自家営業	24.8 *	23.6	7.0	3.0	- 9.8	13.4
管理・事務・販売	45.2 ****	26.9 *	19.5	6.0	- 16.3	31.8 *
現場労働	24.0 *	11.0	8.9	3.4	- 19.1	33.2 *
無職・臨時	36.2 *	- 3.6	73.6 **	- 10.3	- 28.1 *	- 0.5
妻の婚前居住地 (市街地)	17.5 ***	12.3 *	2.3	4.6	8.3	- 5.6
夫の婚前居住地 (市街地)	1.2	- 0.5	5.7	17.4 ***	24.9 ***	1.1
妻の婚前の親との同居	- 2.8	3.5	- 12.5	7.4	9.3	5.2
夫の婚前の親との同居	- 3.5	0.4	0.5	- 0.2	- 1.2	3.7
妻あととり	5.8	6.1	7.7	- 7.1	- 10.8	2.2
夫あととり	- 2.0	- 3.8	9.7	3.2	1.2	6.6
妻きょうだい	1.1	- 0.1	0.1	- 1.2	- 2.0	- 1.3
夫きょうだい	0.5	- 2.0	4.5 **	- 0.6	- 0.9	- 0.6
恋愛性	89.0 ****	21.8 **	27.2 ****	35.2 ****	7.2	35.3 ****
婚前居住地間距離	- 4.0	1.5	- 3.1	- 2.5	- 2.5	2.0

N: 標本規模

\* P < 0.05    \*\* P < 0.01    \*\*\* P < 0.001    \*\*\*\* P < 0.0001

- 注) (1) 係数値は、待ち期間が各変量の効果によってその変量の単位増加当たり (定量変量の場合)、あるいは基準カテゴリーに対して (定性変量の場合)、何%増しになるかを示す。○印が基準カテゴリーを示す。  
 (2) 「あととり」とは、夫の場合は長男、妻の場合は男兄弟のない長女のこと。  
 (3) 「恋愛性」とは、結婚形態 (見合い・恋愛) とは別に、結婚が恋愛にもとづくものであったかどうかをたずねたもの (なお、結婚形態の「恋愛結婚」とは、知り合いのきっかけが「見合い」「結婚紹介所」「不詳」以外をまとめてこう呼んでいる)。  
 (4) 「婚前居住地間距離」は、1) 同府県、2) 異府県同ブロック、3) 異ブロックの三段階。

するうえ、ペアとしての属性（ここでは恋愛性および婚前居住地間距離）も効果を持つと考えられるため、統制すべき共変量は多数となる。さらに、起点年齢も共変量に加えられる。

まず、出生コウホートの効果に注目する。各初婚過程事象の時期に対するコウホートの効果は、総数ではほとんど有意性を示さず、その強度、年次傾向とも顕著ではないが、結婚形態別に見ると、興味深い結果が見られる。すなわち、恋愛過程では各事象の年齢が年次とともに急速に低下しているのに対し、逆に見合い過程ではそれを凌ぐ勢いで遅延するという相反する趨勢を示している。章の始めに述べたように、若いコウホートでは高年齢での事象が欠落することにより、推定された分布が僅かに若年化する。しかし、完全に比較可能な始めの2コウホートと、ほぼ完全な次の1コウホートで系統的な変化が見られること、さらに効果の強度が大きいことから、恋愛過程に若年化が生じたことは確実と見られる。一方、見合い過程の遅延は、若年コウホートの未完結効果を加味すればさらに大きいはずで、たいへん顕著な動向である。つまり、恋愛結婚に至る相手との知合いが徐々に早まる一方で、見合いは若い世代ほど先送りされるようになっている。また、この変化には交際期間も関与しており、表5でわかる通り、恋愛結婚における初婚年齢若年化に、婚約以前交際期間の短縮化傾向が寄与している。

つぎに、学歴の効果について見てみよう。総数、恋愛および見合いのいずれの過程でもその効果は系統的でありかつ大きい。初婚年齢で見ると学歴が高いほど遅くなり、「大学以上」卒業者では、「中学校」卒業者に比べ、総数で約2.5年、恋愛過程2.6年、見合い過程2.0年の遅延が見られる。しかし、その初婚年齢の格差は、見合い過程では、知合い年齢での格差がほぼ持ち越された結果であるのに対し、恋愛過程では、知合い年齢、交際期間の格差が加算されたものであり、両過程では学歴効果の作用経路が若干異なることを示唆している。

その他の要因の効果の主なものを挙げると、1)父親の職業、婚前の居住地の市郡の別、および婚前の親との同居は、見合いの時期に影響を及ぼしている、2)居住地の市郡の別による効果を見ると、婚約以前交際期間では女子の居住地が、婚約期間では男子の居住地が有意に影響している、3)同じ見合いでも、恋愛感情のある交際では恋愛過程に準じて交際期間が延長している、などが挙げられる。

なお、共変量の導入に伴うモデルの説明力の増加については、尤度比検定におけるカイ二乗値によって判断できるが、その結果（表1および3、 $\chi^2$ の欄）からは、共変量の導入がモデルの説明力を著しく増していることがわかる。このことから、本モデルを予測モデルとして考えた場合、人口内部の異質性の構造変化についても、趨勢が予測できる変量についてはできる限りモデルに取り込んだ方が効果的であるといえる。

#### IV 初婚行動時系列分析への応用

GLGDモデルの応用の例として、すでにⅢ章においてパラメーターによる初婚過程の特徴の記述（特に初婚年齢分布におけるコールの標準分布との形状比較）、各初婚過程事象の要因分析を紹介した。この他に直ちにモデルを応用できる分野としては、不完全データからの初婚過程の推計、あるいは過程未完結コウホートへの当てはめやパラメーター傾向の外挿に基づく将来予測が挙げられる。予測に関しては、個人属性による人口構成の変化の効果を取り入れることができるすでに述べた。さらに重要な応用としては、モデルの適用による観察不能な事象の推定が考えられる。すなわち、初婚過程モデルを用いれば、その初婚年齢分布への当てはめ結果から、一定の仮定の下に婚約年齢、知合い年齢さらには結婚市場参入年齢や待ち時間の分布を推定することができるはずである。

本章では、そうした応用の例として初婚行動の時系列分析を試みる。すなわち、初婚の時系列データに対してモデルを当てはめることによって、行動に関する指標を時系列的に推定する。これにより、

過去の初婚行動および結婚市場の状況が分析できるであろう。

ただし、これまでに得たモデルは、いずれも初婚過程事象と待ち時間の間に独立性を仮定しており、前章で明らかにされた通り、これは実態と異なる。したがって、これらのモデルは、上記のような行動分析の手段としては不適切な性格を持つ。しかしながら、事象と待ち時間に依存関係を導入すると、たたみこみの手法は使えないため数学的手続きが極端に煩雑化する。実際、これまでに依存性を考慮したモデルが提案されたことはないし、そのようなモデルは数学的扱い上現実的でもない。そこで、今回は独立性を仮定した場合についての結果を示すこととした。したがって、得られた指標は行動実態を直接表すものとは言えない。しかし、事象—待ち時間の依存性が時間的に安定している限りは、その動きは実態指標と大きく違わないことが期待される。すなわち、相対指標として見た場合には有効であろう。ここでは、行動指標の計算の容易さから、NEgモデルを用いた。

さて、図6には、各回国勢調査（1920—1980年）から得られる女子コウホートの年齢別未婚率に対してNEgモデルを最尤法によって当てはめ、平均初婚年齢（ $\bar{Z}$ ）、平均結婚市場参入年齢（ $\bar{X}_0$ ）およびその差としての平均初婚待ち時間（ $\bar{T}_{12}$ ）を推定した結果を示した。後二者は、初婚年齢分布の形状の変化から割り出される指標と考えてもよい。この結果によれば、平均結婚市場参入年齢は平均初婚年齢よりも変動が大きく、待ち時間もそれに合わせて大きく変動している。すなわち、初婚行動は平均初婚年齢によって表象されるよりも大きく変化してきたといえる。

これら指標の動きとして注目されるのは、長期的な初婚過程全体の高年齢へのシフトと、1920年代から1930年代始めにかけての出生コウホートでの平均初婚待ち時間の激しい変動である。これらコウホートは、大戦直前から戦後にかけて初婚過程を過ごしたと考えられる世代である。たとえば、平均市場参入年齢は、1941年の開戦頃に初婚過程に参入したと考えられる1921年前後生まれのコウホートで極小となり、1947～49年のベビーブームの頃に参入年齢に達する1928年前後生まれのコウホートで極大となっている（出生年に平均市場参入年齢を加えた年次を参入時期と考えた）。平均初婚年齢では、ベビーブーム期に初婚時期を迎えた1925年前後のコウホートでそれまでの上昇傾向が一時緩和されている。

また、平均待ち時間の変動もほぼ連動し、1921年出生コウホートで極小となり、1929年出生コウホートで極大となっている。1921年コウホートの初婚時期は、ほぼ終戦の時期であり、1929年コウホートのそれは1953年頃である。その後のコウホートでは、1938年生まれコウホートまで参入年齢が上昇したが、これと合わせて待ち時間が急速に短縮したため表面上初婚年齢は安定的に推移していたことなどがわかる。

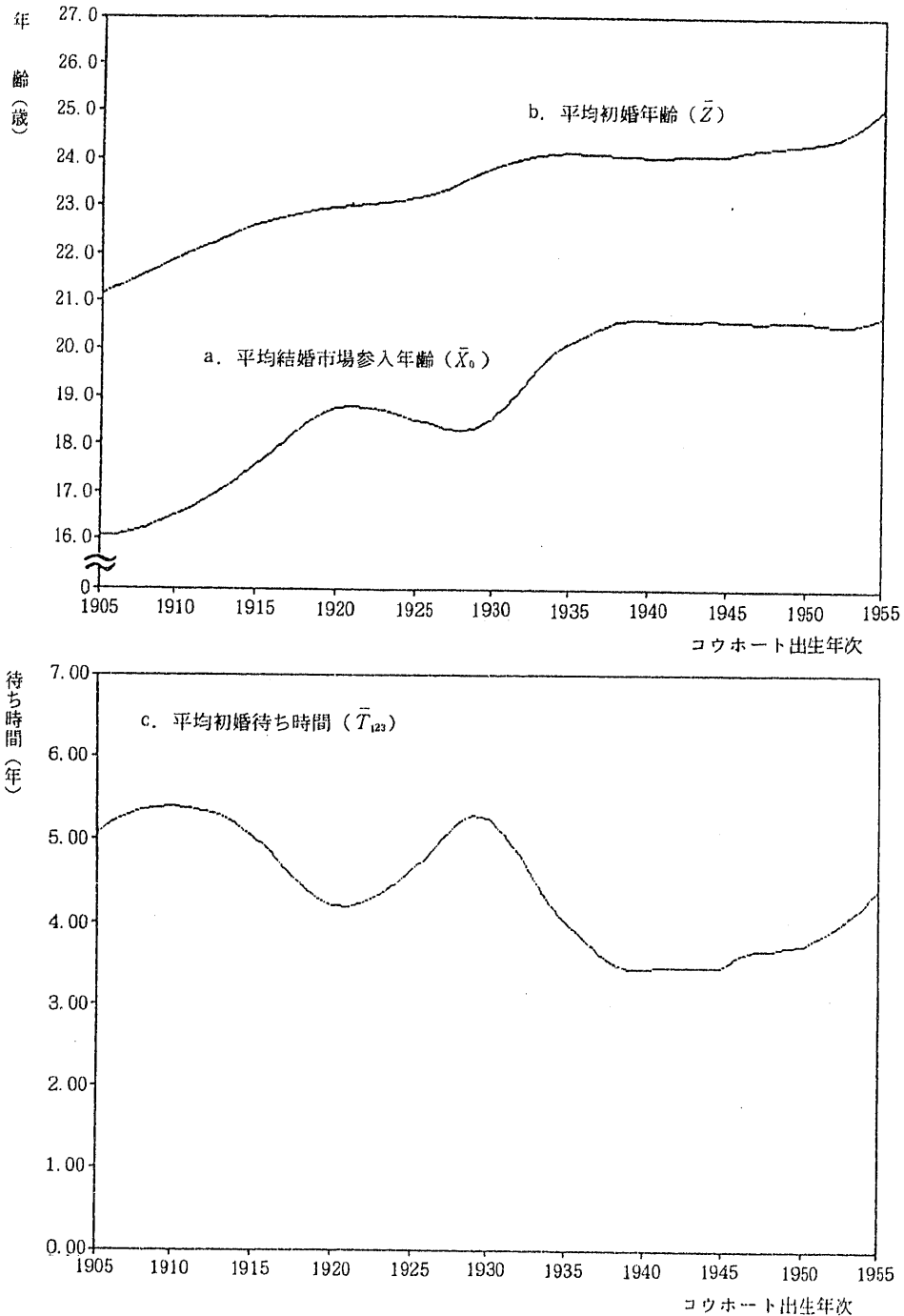
さらにそれ以降のコウホートに対する推定結果では、次第に初婚過程が未完結なための効果が現れてきているようである。また、この分析では、コウホートへのモデルの当てはめという手法の性質上、短期的で不規則な行動変化は平準化されてしまい、いわゆる期間効果（period effect）は捉えられない。さらに、得られるデータが5年毎、特に終戦時には10年間の間隔が空くので、データの面からも、その間隔に埋没してしまうような短期的な変動はまったく捉えられない。

モデル、データ両面で多くの制約はあるものの、初婚過程モデルの時系列データへの適用からは、初婚に関する行動パターンの長期的・概括的な変化が推定できた。人口動態統計などの各年のデータを用いれば、さらに細かな推移が得られるものと思われる。

初婚行動、結婚市場の状況の分析には、コウホートの観察よりも期間的観察の方が有効であろう。上記の方法では、コウホートの結婚市場参入年齢分布が推定されているわけであるから、これを期間別の分布に組み替えて期間別平均結婚市場年齢などを計算することが可能である。さらには、特定年次に待ち時間中の人口を合算することにより、その年次の初婚市場人口やその割合、さらには市場人口に対する初婚率なども計算できると考えられる。

ただし、今回推定された市場参入年齢分布等は、先に述べた起点—待ち時間依存性の問題があり、期間指標についても、そのままでは実態に即した指標は得られない。モデルへの依存性の導入、あるいはそれと同等な補正法の開発が、初婚過程モデルの行動分析への応用の最大の課題である。

図6 正規・ガンマ分布たたみこみ (NEg) モデルの国勢調査結果への当てはめによる出生コウホート別平均結婚市場参入年齢 ( $\bar{X}_0$ ), 平均初婚年齢 ( $\bar{Z}$ ) および平均初婚待ち時間 ( $\bar{T}_{123}$ ) の推定: 女子 1905-1955 生まれ



## V まとめ

本稿では、人口の初婚過程の記述、予測、要因分析および行動分析の手法として、コールマクニールモデルを原型とした確率モデルを応用することを考え、これを理論、実態の両面から検討した。

その結果、理論面からは新たに、(1)コールマクニールの初婚年齢分布(CMD)は、基本的に一般化対数ガンマ分布(GLGD)と同等である(したがって、対数ガンマ分布、極値分布を特殊な場合として含む)こと、(2)正規・指数分布(NEi)モデルでは行動指標が比較的簡単に得られること、(3)結婚形態を扱うモデルとして、競合モデルが比較的自然であること、(4)事象歴分析におけるパラメトリック回帰モデルによって初婚過程モデルに人口の異質性が導入できること、などがわかった。

また、調査データに基づく初婚過程の実態面からは、(1)わが国の初婚年齢分布の形状が、コールの標準初婚年齢分布と異なっていることが定量的に認められること(標準より対称性が強い)、またそれは主として、(2)恋愛・見合いという著しく特徴の異なる過程が共存していることに起因し、男女とも恋愛過程ではコールの標準に近い形状を示すこと(異質性をコントロールするとさらに近づく)、(3)コールマクニールモデルの前提に反して、初婚過程事象と交際期間の間に負の相関が認められ、いわば交際期間による初婚年齢の調節効果が見られること、(4)婚約以前交際期間、婚約期間の分布は、きわめてガンマ分布に近いこと(特に結婚形態別の場合で顕著)、などが見いだされた。

モデルへの異質性の導入にともなって行われた女子初婚過程の各要因の純効果の分析からは、(1)1938-54年出生コウホートにおいて、恋愛過程の若年化、見合いの遅延という傾向があること、(2)学歴は、恋愛過程では、知合い年齢、交際期間双方に効果をもつため初婚年齢で格差が増幅されるのに対し、見合い過程では初婚年齢の学歴格差はほとんど知合い年齢によって形成されること、などが見いだされた。

さらに、国勢調査データにNEgモデルを適用したわが国女子コウホートの行動分析の試みでは、第二次大戦前後に初婚過程を過ごしたコウホートにおいて、初婚年齢の観察からは捉えられない行動パターンの変動が認められた。すなわち、開戦時期の結婚市場参入年齢の遅れ、終戦頃に初婚に至ったコウホートでの待ち時間の短縮、ベビーブーム期の平均結婚市場参入年齢の低下と平均初婚年齢の停滞などである。

以上見てきたように、コールマクニールモデルを原型としたいくつかのモデルは、わが国初婚過程に対する統合的な記述・分析手法の基礎として有用であり、本稿ではその具体的な可能性のいくつかを示せたものとする。また、同時にその根本的な問題点も明らかとなったので、今後は応用手法の開発と合わせて、問題解決のための理論研究をもさらに進めて行く必要がある。

## A Demographic Analysis of First Marriage Process

Ryuichi KANEKO

The aim of this article is to develop an analytic framework of first marriage, the demographic phenomena, focusing on process to it. Following Coale and McNeil (1972), and Feeney (1972), we structured first marriage process as a multistage process in which stages were separated by events such as entrance into marriageable state, meeting of future spouses, engagement, and first marriage. Then, we examined probabilistic models derived from Coale-McNeil nuptiality model in their descriptive ability of first marriage process from both theoretical point of view and actual condition of the process in Japanese population.

In theoretical part, 1) we proposed that the generalized log-gamma distribution (GLGD) parameterized by Prentice (1974) should be used instead of the Coale-McNeil distribution (CMD) for purposes such as estimation, because they are identical (except parameter space), and parameters of the former often behave better in estimation. We showed relationships of parameters between two distributions. 2) Behavioral indices are easily obtained when the models of convolutions of normal and few exponential distributions (NEi) are used. 3) Marriage type (love or arranged marriage) can be reasonably introduced into the framework under the competing risk model, which gives a model of dualistic processes to first marriage. 4) Effect of heterogeneity caused by subpopulations which show different behavioral patterns, such as different groups by educational level, is controlled using parametric regression technique of the event history analysis. We used it for analysis of quantitative effect of each covariate as well.

In test, actual structure of first marriage process was observed by the life table method using data from the national sample survey on marriage and birth of Japanese (the Ninth National Fertility Survey). We observed that 1) the waiting times between events in the process, on the contrary to assumption of CMD model, negatively correlates with age at onset. Then we applied the model (GLGD) to observed first marriages to find that 2) the shape parameter showed substantially different value from that of the Coale-McNeil standard nuptiality schedule derived from Swedish experiences, indicating the shape of Japanese schedule (both male and female) is less skewed, and that 3) the shape value approaches to the standard when the model applied to the process to love marriage under the competing risk framework, and it was even closer when heterogeneity was controlled. We also found that 4) the waiting times were regarded as the gamma distributions judging from parameter values of the generalized gamma distribution fitted to the data.

Finally, we attempted a reconstruction of long-term change of behavioral pattern in first marriage process by applying NEi model to proportion never



married obtained from successive censuses in Japan. We observed concealed past behavioral pattern of first marriage such as 1) delay in entering into marriageable state in cohorts who did so about the outbreak of the Pacific War, 2) shortening of waiting time from entering into the process to first marriage in cohort who married about the end of the war, and 3) decline in mean age at entering into the process in the postwar baby boom period.