

人口問題研究

貸
出
用

第47巻第3号

(通巻200号)

1991年10月刊行

調査研究

人口問題研究第200号記念特集

公開シンポジウム：結婚と家族の接点

はしがき	河野 稔 果	1~ 2
初婚過程の人口学的分析	金子 隆 一	3~ 27
結婚と世代間関係に関する規範意識の構造	鈴木 透	28~ 40
未婚女子の結婚観——ライフコースとの関連で——	中野 英 子	41~ 52
近年における親との同居と結婚	廣嶋 清 志	53~ 70
コメント	森岡 清 美	71
コメント	利谷 信 義	72
コメント	阿藤 誠	73

研究ノート

人口における先頭数字頻度分布	坂井 博 通	74~ 78
----------------	--------	--------

書評・紹介

John C. Caldwell and Gigi Santow, <i>Selected Reading in the Cultural, Social and Behavioural Determinants of Health</i> (高橋重郷)		79
---	--	----

統計

主要国の出生力指標		80~ 88
主要国の死亡指標		89~ 96

雑報

人口問題研究所の機構改革—人事の異動—一定例研究報告会の開催—『人口問題研究』200号記念公開シンポジウム—第52回人口問題審議会総会—日誌—研究所への来訪者—		97~101
--	--	--------

調 査 研 究

人口問題研究第200号記念特集

公開シンポジウム：結婚と家族の接点

は し が き

厚生省人口問題研究所が昭和14年8月25日に設立されてから、今年で満52年を迎えた。平成元年9月8日には50周年記念の祝典が行われ、多数の関係者やOBの方々、そして現職の職員の参列によって盛大で意義ある行事を終えることができた。同時に353ページに及ぶ『人口問題研究所創立五十周年記念誌』を当時の全所員の協力によって発行している。

人口問題研究所はその機関誌『人口問題研究』第1号を昭和15年4月に刊行した。刊行はその後営々と続けられ、今号で遂に通算200号に達した。省みれば、太平洋戦争の末期と敗戦直後の昭和19～20年を除いて『人口問題研究』はわが国唯一の人口学に関する専門学術誌とし今日まで連綿と発刊が続けられており、日本における人口学研究の最前線を形成すると共に、日本や世界の最新人口情報をその時々々に提供して、日本の人口研究の発展に大いに寄与したことは改めて特筆すべきである。昭和31年から1年に4回という季刊の形式が確立している。

『人口問題研究』の歴史的イベントを眺めると、昭和42年1月と2月に第100号と101号に「人口問題研究第100号記念特集 日本人口の構造と変動 上下」が刊行され、当時の研究所の人口問題に関する調査研究の一つの大きな道標が据えられ、これまでの研究の総決算が行われた。次に昭和54年10月と昭和55年1月に第152号と153号として、「特集 日本の人口動向」が刊行され、戦後の趨勢を背景としながら、過去10年間の人口動向のモニタリングと研究分析結果の主要なものが収録されている。また、昭和55年4月に第154号として「特集 人口資質論—日本人口の資質と環境—問題の所在」がまとめられ、これまで行われなかった日本人口の資質的観点による研究のState of the art ともいえるものが江湖に示されている。

さらに月日は流れ、平成3年に入り、ここに『人口問題研究』1991年10月号は通巻第200号となるに至った。この第200号の出版は24年前の第100号記念刊行の意義をさらに超える新しい大きな道標ともいべきものであり、日本における人口のアカデミックな調査研究を半世紀以上の間ほぼ一手に引き受けて営々と行ってきた、人口問題研究所の調査研究活動の氷山の一角を象徴するものである。

1991年7月5日に厚生省人口問題研究所主催の「人口問題研究200号記念公開シンポジウム『結婚と家族の接点』」が開催され、そこで発表された4つのペーパーを『人口問題研究』第200号特集として、そこで行われたコメントと共に掲載するはこびとなった。今回のように公開シンポジウムを開催したのは人口問題研究所史上初めての試みである。

今回のシンポジウムでは、本研究所の人口構造研究部長廣嶋清志、人口動向研究室長中野英子、

人口動向研究部主任研究官金子隆一、および人口政策研究部員鈴木透の4名が報告を行ったが、さらに成城大学文学部森岡清美教授、東京大学社会科学研究所長利谷信義教授、そして本研究所人口政策研究部長阿藤誠氏の3名の専門家からディスカッサントとして含蓄のあるコメントを頂いた点に大きな特色がある。これらの著名な専門家の先生方から有益なコメントを得て、このシンポジウムは一層奥行きのあるものとなった。

今回のシンポジウムのテーマは「結婚と家族の接点」である。このテーマは日本における家族人口学 family demography の発展の最前線というべきものであった。元本家族人口学という言葉は Norman Ryder の名付けた family demography の訳として、1980年代初期に日本では当研究所において最初に生まれたものである。一つの契機は、1985年に行われた実地調査研究「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」の実施であろう。これによって、当研究所における家族人口学的研究の方向が緒についたといえる。

家族人口学的アプローチは、これまで家族研究の中で潜在的に理解されていた人口学的次元を明確に引き出し、それをより数理的に精緻化したといえよう。その特徴は、ほかの人口学が個人を対象とした原子人口学であるのに対し、家族人口学は人々の分子的結合に焦点をあてた、いわば分子人口学であるといえよう。そして、それが単に人々の分子的結合としての家族・世帯形成・成長・消滅を叙述するだけでなく、その要因とインプリケーションを明らかにすべく努力していることに注目したい。国際的観点、例えば国際人口学会 (IUSSP) の最近の研究展望などを見ると、分子人口学の対象としての家族・世帯の研究が人口研究者としての最後のフロンティアになる可能性が高く、世界の人口学における最高の頭脳が分子人口学の領域に向かって今やなだれを打って参入しているのを見ることが出来る。最近日本で合計特殊出生率が低下して大きな問題になっている。戦前から1975年くらいまでの合計特殊出生率低下は夫婦出生力の減退であったが、最近は女性が結婚しなくなったことに基因しているの考えるのが常識となった。それがなぜかということを探りたいのも、今回のシンポジウム開催の隠れた動機の一つといえよう。

このシンポジウムで発表された研究は、その3つが結婚の遅れがいかに関出生率に対して抑止的方向に働いているかの成果の一端を示し、最後の親子同居の人口学的分析は、この方面の先駆的研究を代表している。

すでに述べたように、今回は外部の専門家として森岡清美、利谷信義両先生を招き、ディスカッサントとしてご協力をお願いした。両先生は御多忙中にもかかわらず御出席賜り、有益なコメントやステートメントを頂戴したことに對して、深甚なる感謝の意を表したい。これらの有益なコメントを将来のさらなる研究のための肥やしとして、単にここで報告を発表した4人の研究員のみならず、ほかの研究員達も一緒に一層研鑽し、結婚・出生・家族というきわめて複雑で、かつ今最も興味のある人口現象を、これまで蓄積した精緻な概念の枠組みと分析方法で快刀乱麻に切り拓き、新しい有力な分析結果、そして仮説をもたらすことを希望するしだいである。

1991年7月

河野 稠 果

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¹⁾。

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²⁾。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³⁾。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⁴⁾。

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、 α, β, μ 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⁵⁾、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⁶⁾。

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⁷⁾。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⁸⁾、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⁹⁾。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 λ 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 λ を形状パラメータと考えることができる。特に λ 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 λ 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¹⁰⁾。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 μ_e, σ_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¹¹⁾。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¹²⁾。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 (λ) 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¹³⁾。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¹⁴⁾、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変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かという問題がある。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¹⁵⁾。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¹⁶⁾。

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。

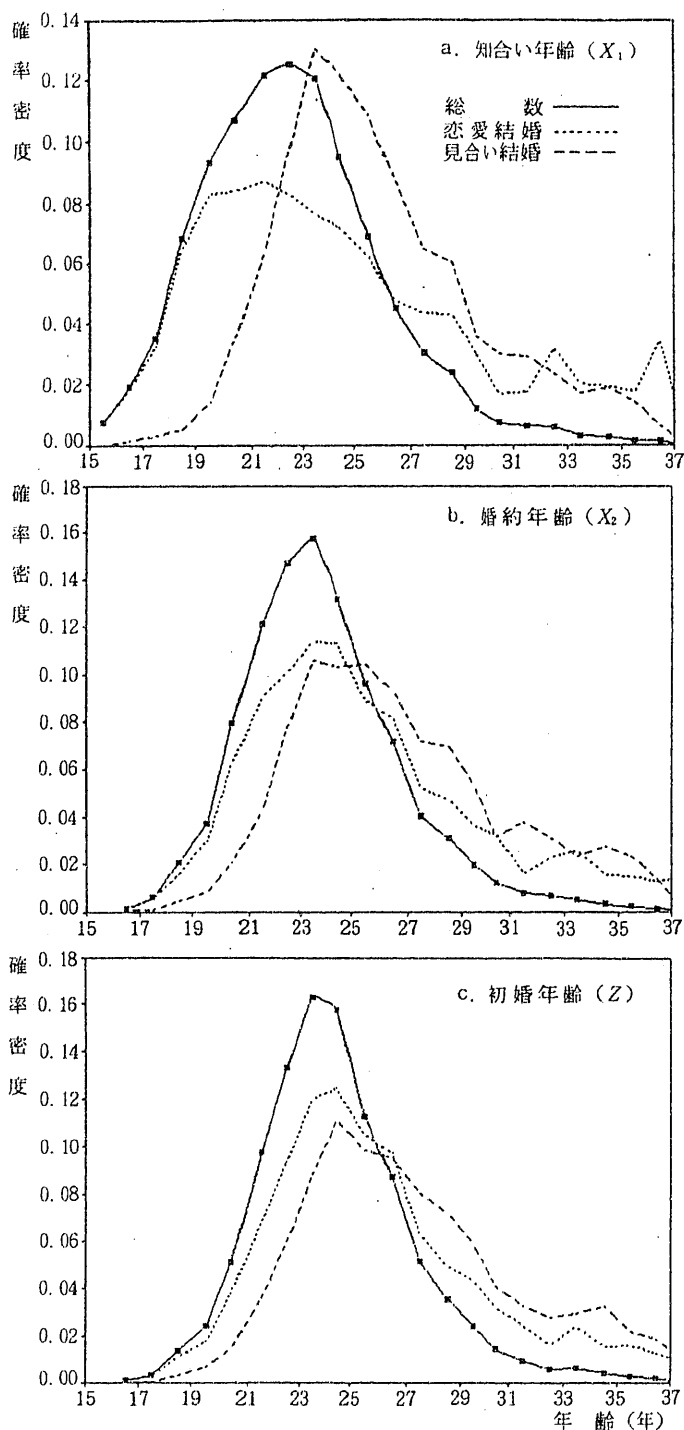
過程の構造を検討した後、実際にモデルを当てはめて、その記述力を検討する。さらに、モデルに対して異質性、すなわち個人の属性による人口構造を導入することを試みる。その過程で、モデルのパラメータ値により初婚過程の特徴が記述され、また、各事象に対する個人属性の効果を観察することができる。

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¹⁷⁾。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¹⁸⁾。

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。

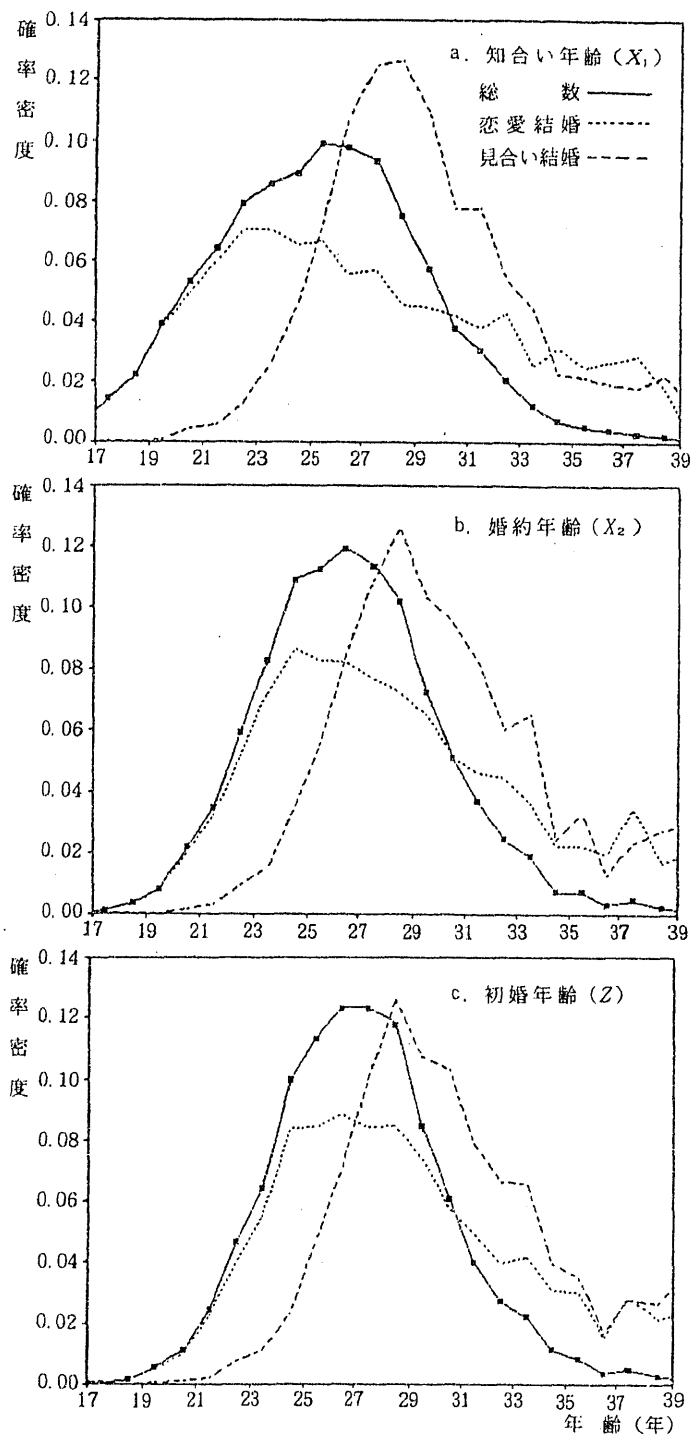
つぎに、女子の婚約年齢分布について見ると(図1-b)、総数についての分布は知合い年齢に比べ対称性が増し、より釣り鐘型に近づいていることがわかる。結婚形態による過程の差異は知合いに比べ大幅に減少している。恋愛・見合い両過程の時期が近づいたことは、恋愛過程では婚約以前交際期間が長く、見合い過程では短いことを示す。また、恋愛過程で婚約年齢の分布の広がりが知合い年齢に比べやや小さくなったことは、恋愛の中でも知合いが早い者は交際期間が長く、遅い者は短いという、いわば交際期間による調節的效果があることを示唆している。

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。

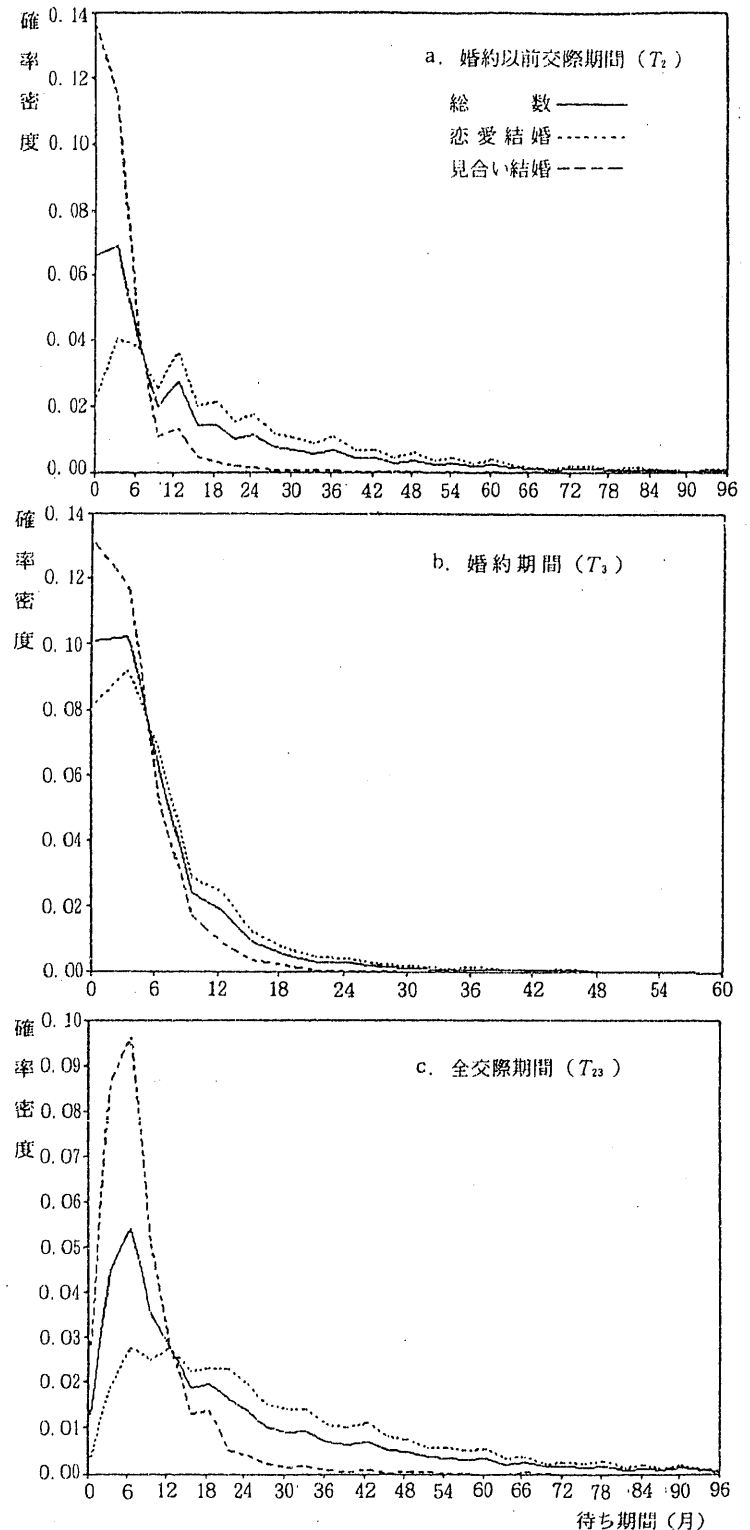
象を受ける¹⁹⁾

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。

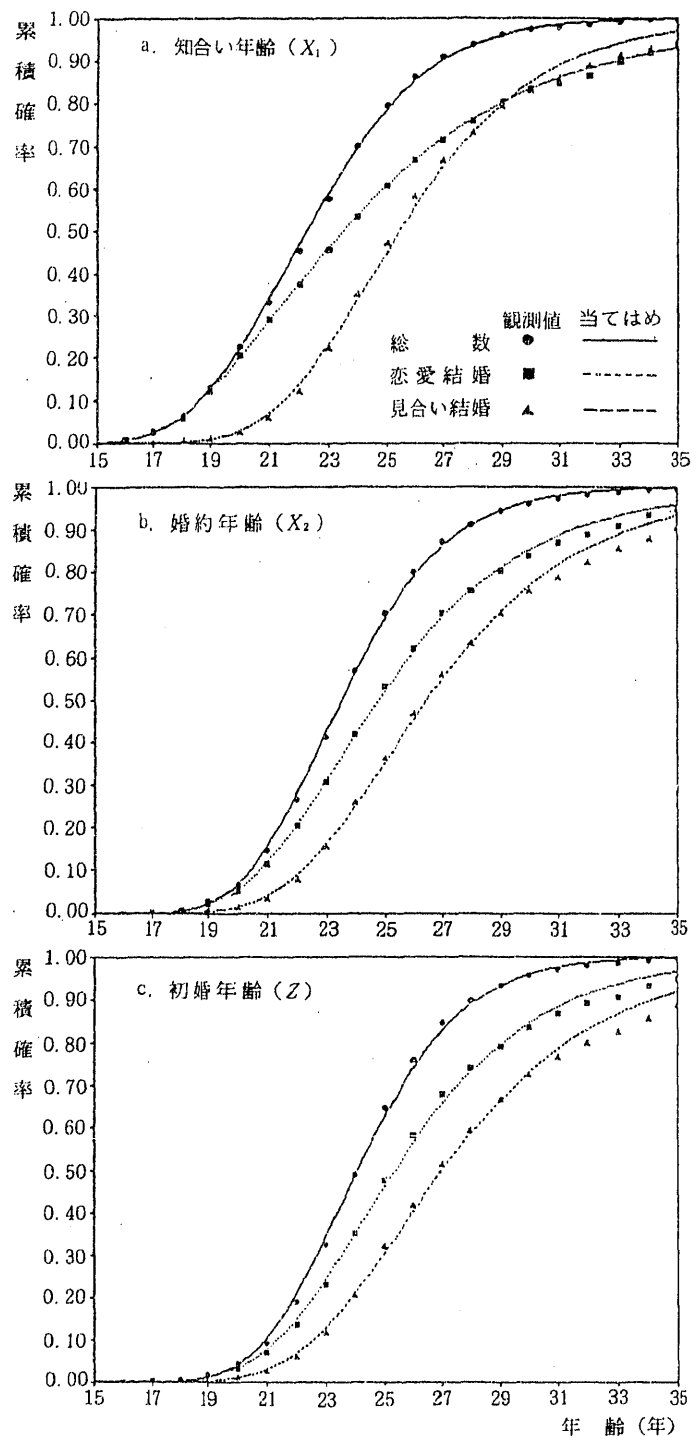
婚約以前交際期間、婚約期間を合わせた全交際期間の分布を見ると、総数・結婚形態別とも単峰型の形状を呈すが、婚約以前交際期間の特徴が強く反映するため、結婚形態による著しい違いが現れている。

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²⁰⁾。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。

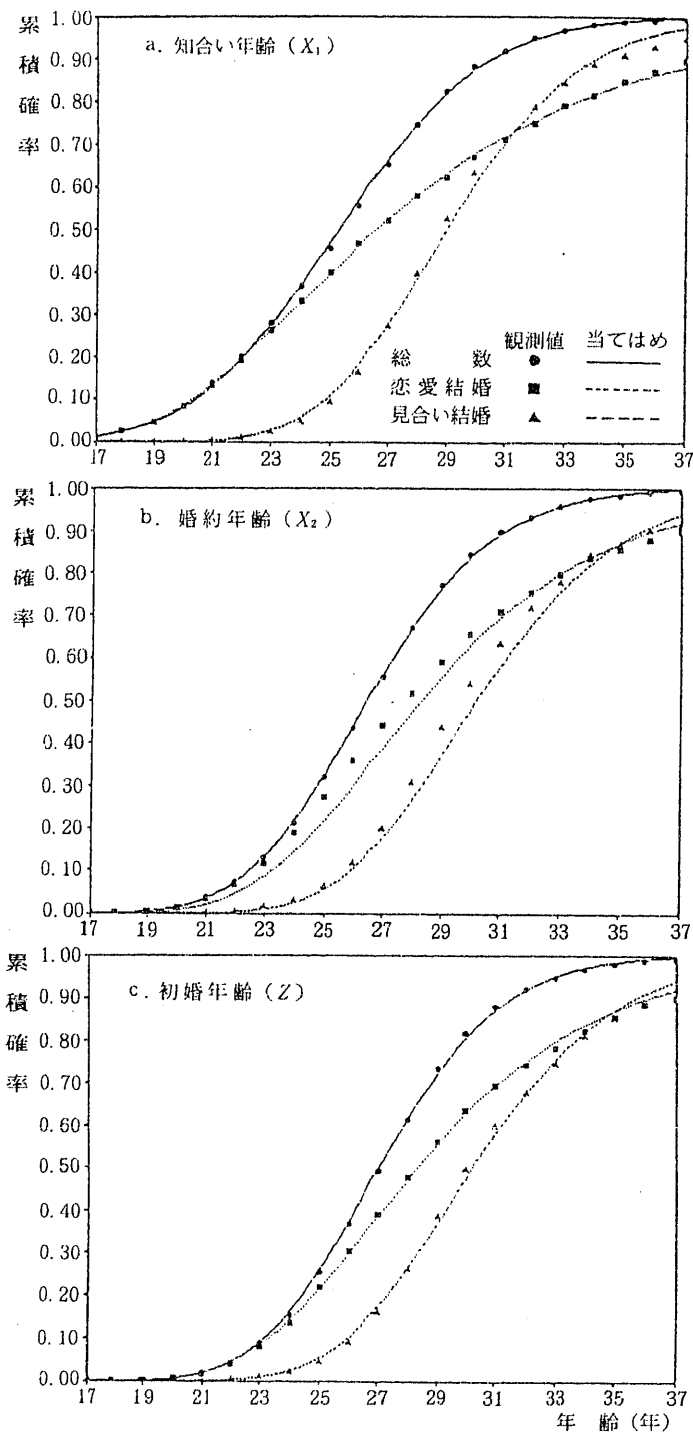
表1には、それぞれの事象に対して女子について推定されたパラメータの値を示した。これによって、各事象の年齢分布の特性を見よう。なお、表のCMDの欄のパラメータ値は、GLGDに対して推定された値から式(5)によって変換して求められた値が記されている。ここでは表側に「共変量統制なし」とラベルされた欄にのみ注目する。

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²¹⁾。前節においてコールの標準分布の形状パラメータ(λ)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、 λ 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)			χ^2
	u	b	λ	α	β	μ	
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)			χ^2
	u	b	λ	α	β	μ	
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)			χ^2
	u	b	λ	α	β	μ	
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) χ^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	λ	α	β	μ
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	λ	α	β	μ
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	λ	α	β	μ
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、

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

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

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 (T₂)

T ₂	θ_0	θ_{x_1}	δ	λ	χ^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 (T₃)

T ₂	θ_0	θ_{x_1}	δ	λ	χ^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 (T₂₃)

T ₂₃	θ_0	θ_{x_1}	δ	λ	χ^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) χ^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 δ 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。 λ 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²²⁾。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（ λ ）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 ₁)			婚 約 年 齢 (X ₂)			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^{-0.1601}-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 ₂)			婚 約 期 間 (T ₃)		
	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、 χ^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。

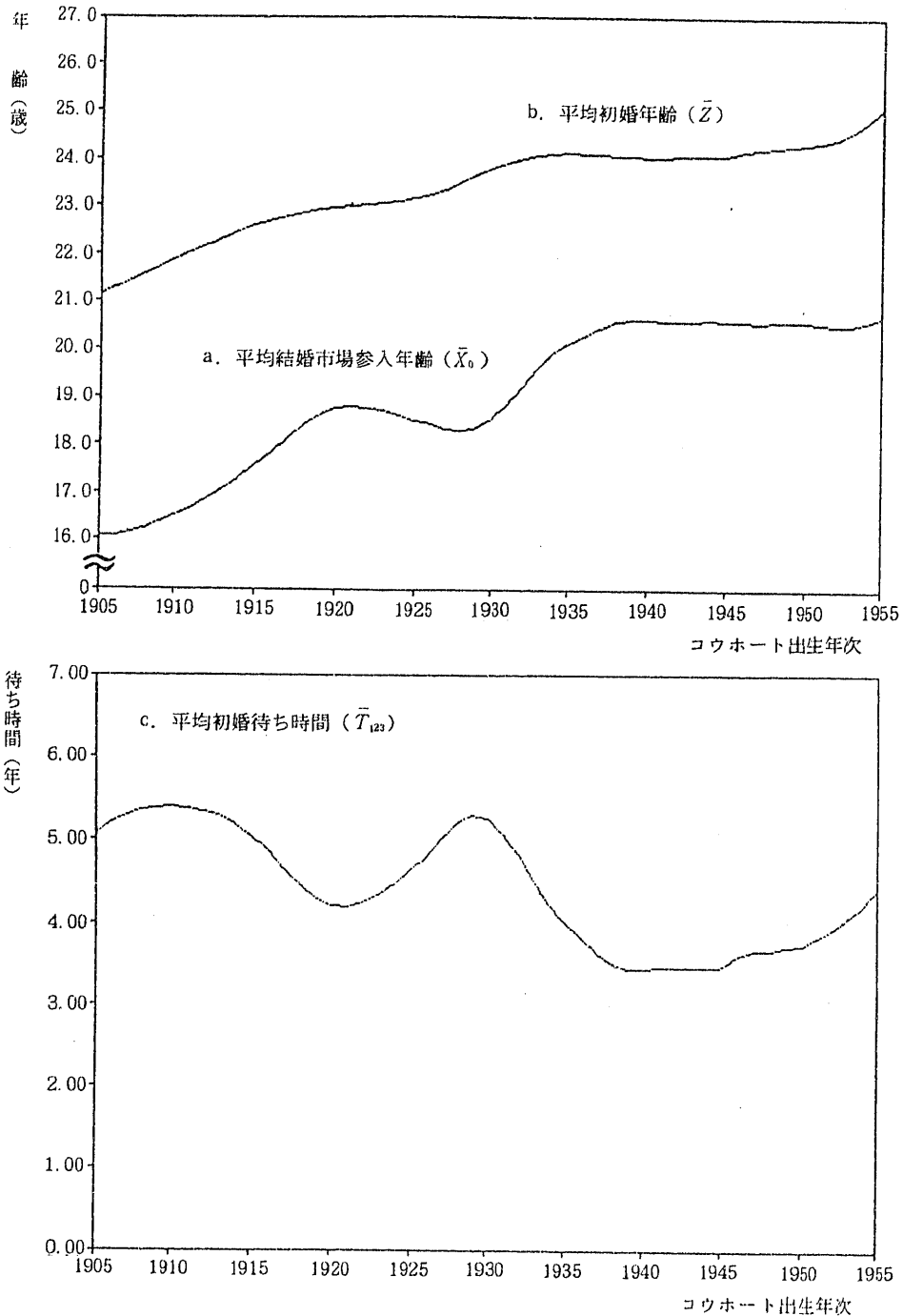
さらにそれ以降のコウホートに対する推定結果では、次第に初婚過程が未完結なための効果が現れてきているようである。また、この分析では、コウホートへのモデルの当てはめという手法の性質上、短期的で不規則な行動変化は平準化されてしまい、いわゆる期間効果（period effect）は捉えられない。さらに、得られるデータが5年毎、特に終戦時には10年間の間隔が空くので、データの面からも、その間隔に埋没してしまうような短期的な変動はまったく捉えられない。

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.

結婚と世代間関係に関する規範意識の構造

鈴木 透

I 問題

結婚・出生や世帯形成などの人口現象の多くは、その社会の成員に共有される社会的規範の影響を受ける。この観点の代表として出生力の社会学的モデルがあげられるが¹⁾、結婚や世帯構造の分析でも社会規範への言及は普通に見受けられる。その多くは、職業組織や地域社会よりも、むしろ家族・親族関係に関する規範である。社会規範全体の中でも、家族・親族に関する規範は、人口現象と最も関わりが深い部分といえる。

この家族・親族規範の研究では、「伝統的性役割の支持」「セックスへの寛容度」「離婚への寛容度」等々、単独の規範が個々にとりあげられることが多い。Thorntonは複数の家族意識を扱っているが²⁾、個々の意識項目を列挙しただけで、規範意識の内部連関構造までに踏み込んでいない。因子分析などを用いて規範の相互関係の解明を志向した研究でも、Tomeh and Gallantは性役割意識、坂本は扶養意識という、家族規範の特定部分に焦点を当てた分析を行なっている³⁾。

より包括的な構造分析としては、木下の伝統的「家」規範の残存という問題関心にもとづいた研究がある⁴⁾。しかし残念なことに有効ケース数が129と少ない上に、男子世帯主のみを対象としているため意識の男女差を問題とすることができない。またそこで考察されている規範意識としては、石原⁵⁾に従って「配偶者選択」「家業継承」「親との同居」「扶養義務」「相続」「あととり」「先祖崇拜」「性別分業」の8項目が選ばれているが、伝統的「家」規範を念頭に置いているためか、親=子あるいは先祖=子孫というタテの家族関係への偏りが大きい。配偶者選択は親の影響力や家格のつりあいの問題として捉えられており、あきらかに夫婦関係に関わるのは「性別分業」のみで、生涯未婚、結婚外のセックス、離婚等に関する意識が等閑視されている感がある。

このように家族・親族規範の全体は、いまだにバランスのとれた妥当な見取り図を欠く状態である。本研究も、この膨大な全体像を一度に把握しようとするつもりはない。むしろヨコの関係とタテの関係を代表する主要な家族関係として、夫婦関係と親子関係のふたつを取り出し、それぞれに関わる規範意識の構造・要因分析を行なうことを意図している。これらが全規範体系の一部に過ぎないことは言うまでもないが、個別的規範よりは広範囲の構造を扱う。

1) Freedman, Ronald, *The Sociology of Human Fertility: An Annotated Bibliography*, New York, Irvington, 1975, pp.3-21.

2) Thornton, Arland, "Changing attitudes toward family issues in the United States", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.51, No.4, 1989, pp.873-893.

3) Tomeh, Aida and Clifford J. Gallant, "The structure of sex-role attitudes in a French student population: a factor analysis", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.45, No.4, 1983, pp.975-983.

坂本佳鶴恵, 「扶養意識の構造分析」, 『家族社会学研究』, 第2号, 1990年, pp.57-69.

4) 木下栄二, 「家族意識の構造・要因分析——大都市マンション居住者の場合——」, 『家族研究年報』, 第14号, 1988年, pp.44-59.

5) 石原邦雄, 「戦後日本の家族意識——その動向と研究上の問題点——」, 『家族史研究』, 6号, 大月書店, 1982年, pp.118-139.

II データと方法

データは、人口問題研究所が1990年6月に実施した全国調査、『人口問題に関する意識調査』による。この調査では、対象世帯内の20～69歳の男女全員を対象としている。有効票数は22,811で、ほぼ全国の20～69歳人口を代表する構成になっていると考えられる。回収率などの詳細については、報告書を参照されたい⁶⁾。

結婚（夫婦関係）については、皆婚、婚姻届、離婚、性役割、改姓、婚前・婚外交渉等に関し11問、世代間（親子）関係については扶養と同居を中心に8問を設けた。それぞれの問について、「まったく賛成」から「まったく反対」まで5つの選択肢から答えるようにした。

この回答を、「まったく賛成」を5点とする間隔尺度とみなし、まず主成分分析によって規範意識の構造を探索する。主成分分析は因子分析と同様、多変数間の相関関係からより少数の指標を抽出するものだが、モデルにあらかじめ共通性と独自性の区別を導入しない点が因子分析と異なる。

次いで、抽出された規範意識の規定要因について考察する。まず男女別・年齢別のパターンを描くことによって、意識の性差・年齢差を調べる。さらに重回帰分析によって、広範囲の社会的要因の効果を分析する。回答者が実際に維持している家族関係は、分析において必須の要因といえるだろう。たとえば結婚（夫婦関係）に関する意識は、回答者が夫婦関係の当事者であるか、それとも未婚または離死別であるかによって大きく異なるだろう。世代間（親子）関係に関する意識も同様に、親（または子夫婦）が生存しているか否か、いる場合には同居しているか否かによって影響を受けるだろう。こうした実際の家族関係以外に、学歴・職業といった社会階層を表す変数やコミュニティの人口規模なども重要な規定要因と考えられ、説明変数に含まれることになる。

なお本稿のうち主成分分析に関する部分は、前号の調査報告の中で既に簡単に触れてある⁷⁾。したがってこの部分については重複することになるが、これを省略することはできないため、あえて同じ結果についてもう一度述べることにする。

III 結婚に関する意識

1. 規範意識の構造

規範意識の内部連関構造の解明には、既に述べたように主成分分析を利用する。結婚・夫婦関係に関する以下の11問のうち、いずれかに欠損値を含む2,416人を除外し、計20,395人の男女が分析の対象となる。

- a. 離婚N 結婚したからには、性格の不一致くらいで別れるべきではない。
- b. 婚外交渉N いかなる場合も、婚外交渉は許されない。
- c. 婚姻届N 結婚は個人間の問題だから、婚姻届など出さなくてよい。
- d. 男皆婚Y 男は結婚して身を固めないうちは、一人前とはいえない。
- e. 妻就業N 家計に余裕があるのであれば、妻は就業せず家事に専念した方がよい。
- f. 婚前交渉Y スムーズな結婚生活のために、男女とも結婚前にセックスを経験しておいた方がよい。
- g. 離婚Y 愛情のない結婚生活を子供のために続けるというのは、かえって子供にとってよくない。

6) 厚生省人口問題研究所（阿藤誠・金子武治・鈴木透・三田房美）、『人口問題に関する意識調査』、調査研究報告資料第4号、1991年。

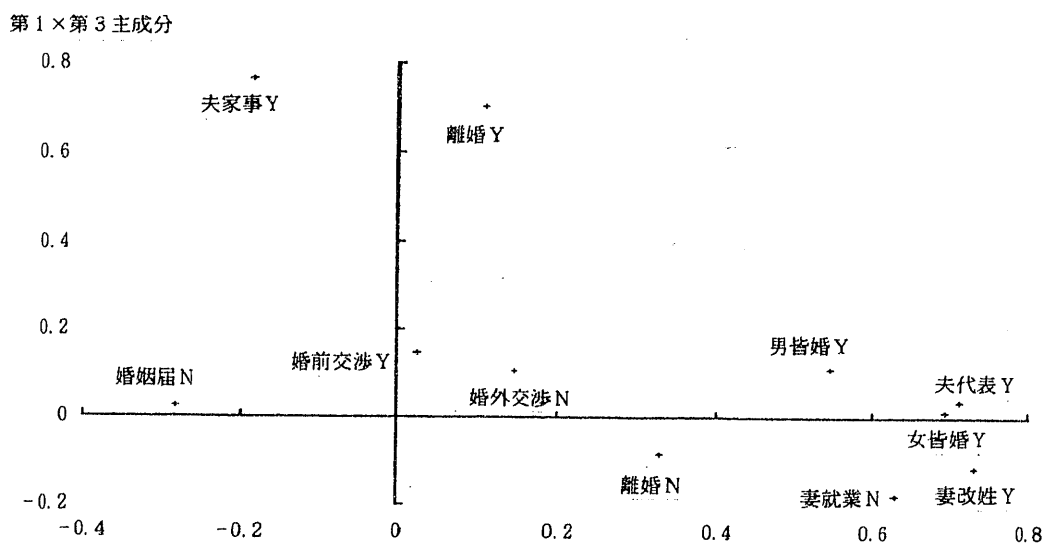
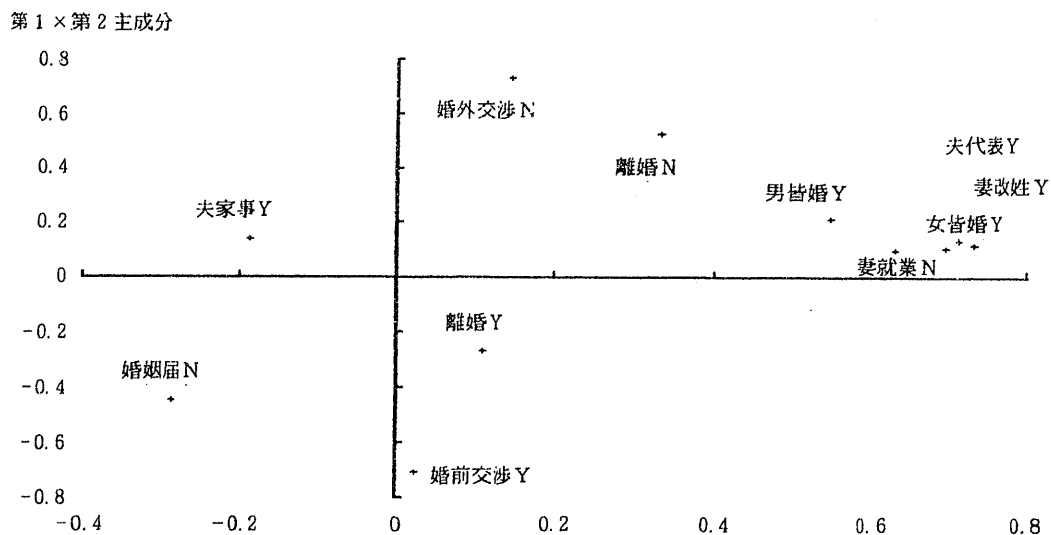
7) 阿藤誠・金子武治・鈴木透、「人口問題に関する国民の意識構造の分析——人口問題に関する意識調査の結果から——」、『人口問題研究』、第47巻、第2号、1991年、pp.1-28。

- h. 女皆婚Y 女の幸福はやはり結婚にあり，仕事一筋に生きるのはむなしい。
- i. 夫家事Y 夫も家事や育児をこなせるようであればならない。
- j. 妻改姓N 結婚したら妻は夫の性を名乗るのが当然である。
- k. 夫代表Y 対外的には夫が家族の代表者であるべきである。

主成分抽出の結果，第3主成分までで分散の48.6%を説明する．抽出後に3つの主成分の意味が明確になるよう，ヴァリマックス回転を指定した．

図1は，回転後の因子負荷行列を図示したものである．第1主成分は，妻の改姓肯定，夫代表権肯定，男女とも皆婚肯定，妻就業否定と強い正の関連を示し，夫家事役割肯定，婚姻届け否定と負の関連を示す．うち妻の就業と夫の家事は明らかに性役割に関わり，妻の改姓と夫の代表権も広い意味での伝統的性役割の支持を表すと考えられる．したがって第1主成分は，皆婚と性役割に関する保守的反応を表す軸であると解釈できよう．

図1 主成分分析：結婚



第2主成分は婚外交渉の否定と正の、婚前交渉の否定と負の強い関連を示す。つまりこの軸の正の方向は、婚前・婚外交渉の否定を表し、結婚と性交渉の不可分を主張する軸と解釈できる。離婚もある程度この軸に反応するが、一義的にセックスに関する軸であることは明らかである。

第3主成分の正の方向は、夫も家事役割を果たすべきとし、愛情のない結婚生活の継続を否定する。また負の方向には弱い関連しかないが、妻の側が改姓することを疑問視し、妻の就業否定に反対し、性格の不一致で離婚すべきではないという意見を否定する。これらは、夫婦関係のあり方についての最近の動向に関連していると考えられる。ただし婚外交渉肯定と婚前交渉否定はほとんど分離しておらず、セックスと結婚の関係はこの軸に含まれていないと言ってよい。

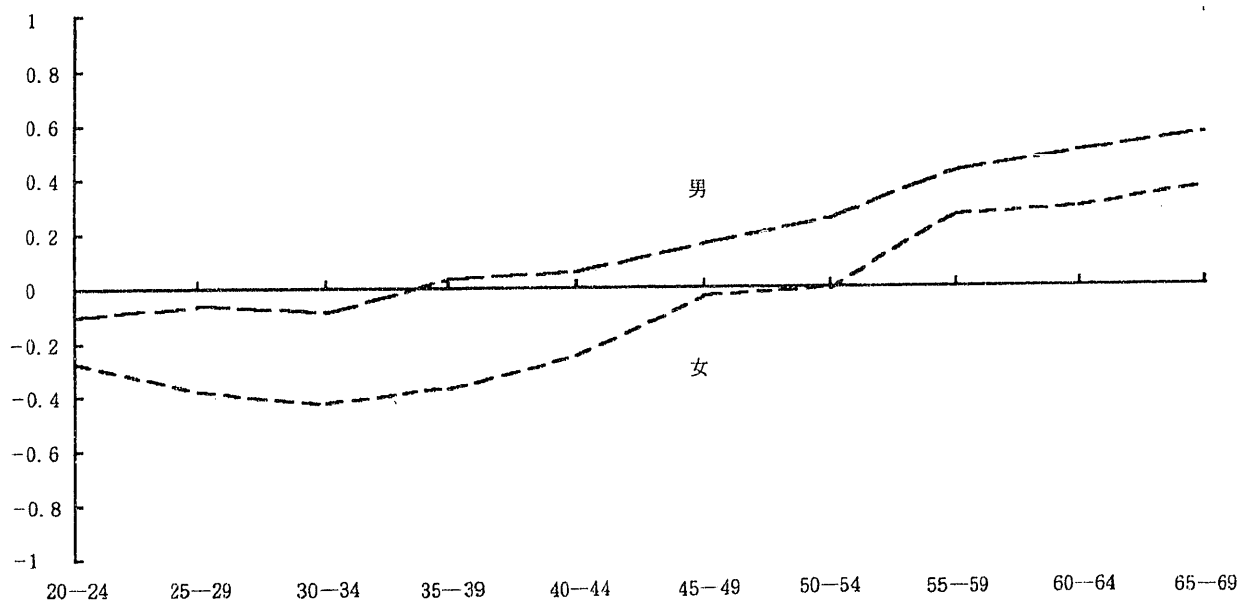
このように、結婚・男女関係に関する規範意識の構造は、3次元の空間によって表現される。第1の軸の方向は、皆婚と性役割に対する伝統的・保守的態度を表す。婚姻届を出すべきという意識も、この軸の正の方向と関連する。第2軸の正の方向は、結婚と性交渉の関係に関する伝統的・保守的態度を表す。そして第3軸の性の方向は、離婚・夫の家事・改姓問題など、新しい夫婦関係のあり方に対する賛同を表すと解釈できる。

2. 規範意識の規定要因

ここでは主成分負荷行列から各ケースについて再構成された因子得点を用いて、規範意識の社会的規定について考察する。まずそれぞれの主成分について男女・年齢別のパターンを示し、次いで重回帰分析により各種要因の影響を見ることにする。

図2は、第1主成分（皆婚・性役割に関する保守的態度）の男女・年齢別パターンである。どの年齢階級でも、男性の方が保守的であることがわかる。女性にとって伝統的性役割は、女性の社会参加という近代的価値と対立するが、男性にとってそのようなことはないため、当然伝統的パターンをより強く支持するのだろう。年齢別では、20代から30代前半にかけて若干の逆転があるものの、男女ともほぼ年長者ほど保守的で、性役割意識に関するKiecold and Acockの結果と一致する⁸⁾。

図2 男女別、年齢別、皆婚・性役割に関する保守的態度



8) Kiecold, K. Jill and Alan C. Acock, "The long term effects of family structure on gender-role attitudes", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.50, No.3, 1988, pp.713-714.

図3は、第2主成分（結婚セックスに関する保守的態度）の男女・年齢別パターンである。どの年齢階級でも女性の方が婚前・婚外交渉に対して不寛容で、また男女とも年長者ほど不寛容である。これらは常識的な結果で、Albrecht, Reiss, Singh, Thorntonらの結果と一致する⁹⁾。

図3 男女別、年齢別、婚前・婚外交渉に関する保守的態度

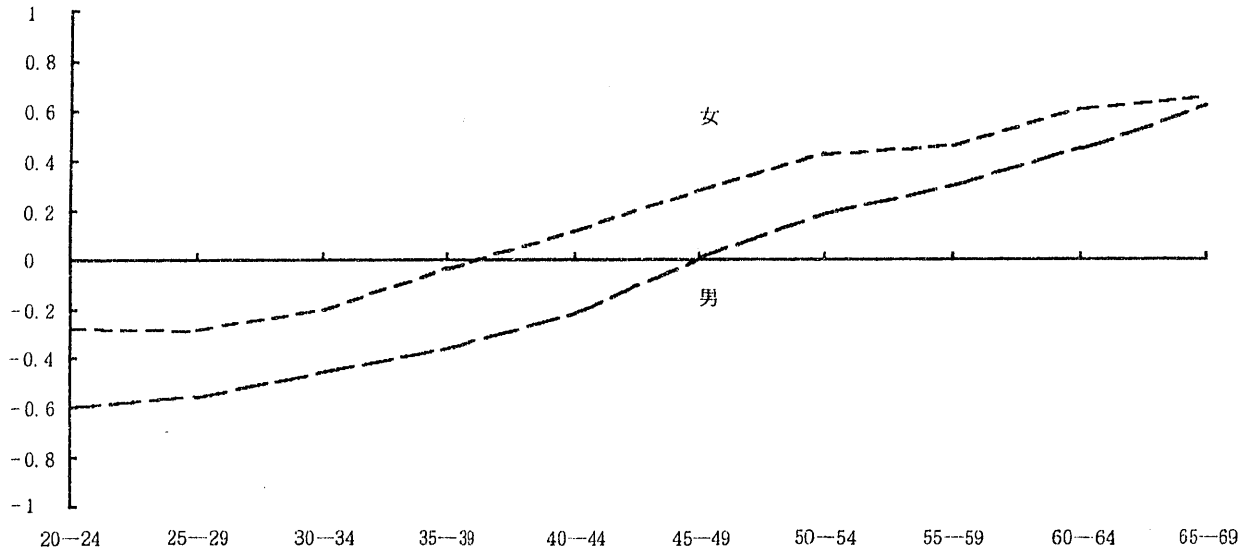
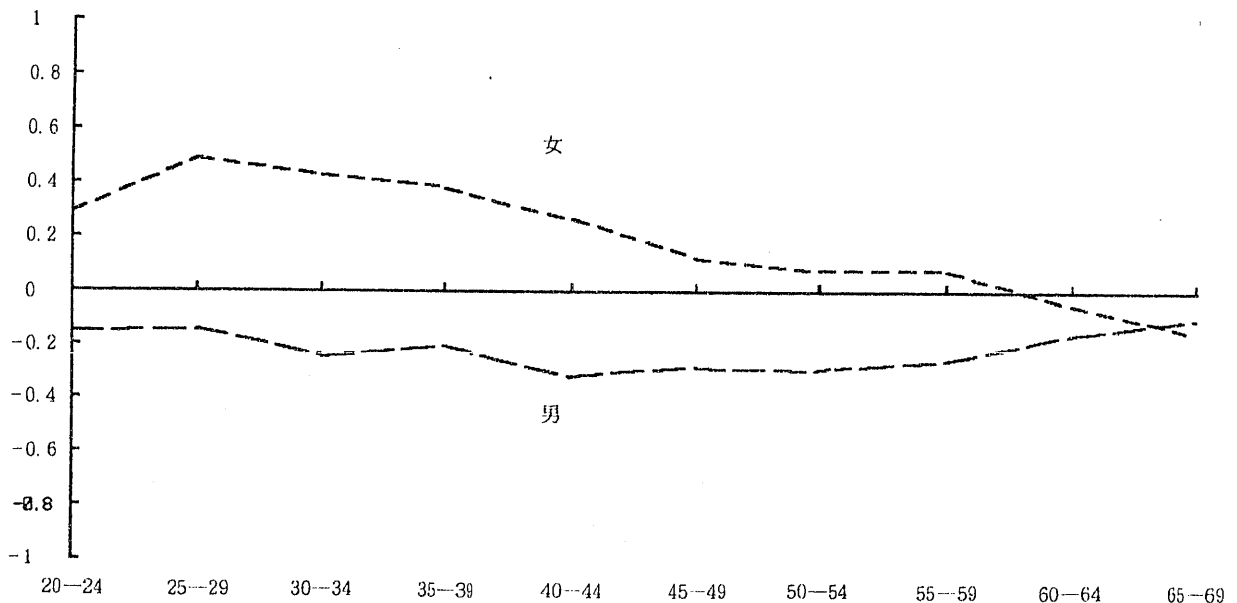


図4 男女別、年齢別、新しい夫婦関係に関する肯定的態度



9) Albrecht, Stan L., Howard M. Bahr and Bruce A. Chadwick, "Changing family and sex roles: an assessment of age differences", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.41, No.1, 1979, pp. 44-45; Reiss, Ira L., Ronald E. Anderson and G. C. Spomaugle, "A multivariate model of the determinants of extramarital sexual permissiveness", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.42, No.2, 1980, pp.401-402; Singh, B. K., "Trends in attitudes toward premarital sexual relations", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.42, No.2, 1980, pp.390-391; Thornton, 1989 (脚注2), pp.883-886.

図4は、第3主成分(夫婦関係の動向への肯定的態度)の男女・年齢別パターンである。この離婚、改姓、妻の就業などへの支持は、20～30代の女性で強く、男性では一貫して低い。

次いで男女別に、年齢・学歴・職業・配偶関係・居住地の人口規模、理想子供数を要因とする重回帰分析を行なった。学歴は教育年数、職業は富永らの職業威信得点¹⁰⁾によって数量化した。配偶関係は未婚を準拠カテゴリーとし、有配偶と離死別を表すダミー変数を設けた。同様に居住地の人口規模は郡部を準拠カテゴリーとし、政令指定都市とそれ以外の市部を表すダミー変数を設けた。

表1は、第1主成分(皆婚・性役割への保守的態度)を被説明変数としたものである。図2で見た年齢の効果は、他要因を制御しても有意である。学歴の効果は非常に大きく、低学歴の方が皆婚・性役割に対し保守的で、Acockらの性役割に関する分析と一致する¹¹⁾。職業の効果は女性のみ有意で、専門、管理、あるいは事務などの相対的に威信の高い職業に就いている場合に非伝統的な意識をもつ。そのような威信の高い職業に就く女性ほど、家事・育児との両立の困難に直面する可能性が高く、また女性の社会的権利に対する意識も強いためだろう。配偶関係の効果として、男性では有配偶の場合に皆婚・伝統的性役割の支持が強い。これは夫が妻との役割分担に対し満足が比較的高く、現状肯定的な態度をとるためと考えられる。女性では離死別の場合に非伝統的意識が強いが、現実に稼ぎ手としての役割ももち非伝統的パターンを実践していることの反映と考えられる。男性で人口規模の弱い効果が認められる。男女とも、多産志向と皆婚・性役割への伝統的態度との間には正の関連があり、Tomehの結果と一致する¹²⁾。

表2は、第2主成分(結婚外セックスに関する保守的態度)の要因分析である。男女とも年齢が最も強力な規定要因であり、当然年長者ほど保守的である。学歴は純効果としては正で、高学歴の方がむしろ保守的である。これはWeis and JurichやReissらの婚外交渉への態度の研究とは逆の結果である¹³⁾。

表1. 重回帰分析：被説明変数=皆婚・性役割への保守的態度(第1主成分)

説明変数	(男)		(女)	
	β	t	β	t
① 年齢	.094809	6.399**	.062843	4.008**
② 学歴	-.170874	-13.227**	-.262515	-18.550**
③ 職業	-.006232	-0.535	-.061133	-5.169**
④ 有配偶	.051926	3.579**	-.018190	-1.202
⑤ 離死別	.001235	0.105	-.033430	-2.246*
⑥ 政令指定都市	.010074	0.725	-.013656	-0.941
⑦ 指定都市以外の市部	.031732	2.291*	-.005406	-0.375
⑧ 理想子供数	.042315	3.806**	.040715	3.566**
	R^2	F	R^2	F
決定係数	.07053	75.744**	.10369	104.584**

* $p < .05$ ** $p < .01$ ④⑤⑥⑦ダミー変数

10) 富永健一編、『日本の階層構造』、東京大学出版会、1979年、pp.499-503。

11) Acock, Alan C. and John Edwards, "Egalitarian sex-role attitudes and female income", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.44, No.3, 1982, pp.582-583; Kiecolt and Acock, 1988 (脚注8), pp.713-714。

12) Tomeh, Aida K., "Sex-role orientation: an analysis of structural and attitudinal predictors", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.40, No.2, 1978, pp.349-350。

13) Weis, David L. and Joan Jurich, "Size of community of residence as a predictor of attitudes toward extramarital sexual relations", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.47, 1985, No.1, pp.175-176; Reiss et al., 1980 (脚注9), pp.401-402。

なおReissらは、婚外交渉寛容度に対し学歴が直接効果と間接効果では方向が逆になるという、複雑な影響の仕方をするを報告している。配偶関係では、男女とも離死別の場合に結婚外セックスに対し寛容である。これは結婚していた頃の制約から解放されることよりそういう意識をもつようになるとも考えられるが、従来から開放的な性意識をもつで離婚率が高いという逆方向の効果も考えられなくはない。人口規模の効果は、Weis and Jurichの結果と同じく¹⁴⁾、都市的な地域ほど結婚セックスに対し寛容である。理想子供数は皆婚・性役割の場合と同様、保守的態度と関連している。これはKellyの結果と一致する¹⁵⁾。

表3は、第3主成分（夫婦関係の新しい動向への肯定的態度）の分析だが、決定係数は男性の決定係数は0.8%，女性でも4%と低い。女性では図4に示した年齢の負の効果が最も大きく、他に高学歴、既婚、都市居住の者が離婚や改性拒否や妻就業などに対して肯定的である。

表2. 重回帰分析：被説明変数=セックスへの保守的態度（第2主成分）

説明変数	(男)		(女)	
	β	t	β	t
① 年齢	.396913	27.959**	.406733	26.431**
② 学歴	.077591	6.268**	.098111	7.065**
③ 職業	-.014416	-1.291	-.009504	-0.819
④ 有配偶	.007374	0.530	.026839	1.807
⑤ 離死別	-.036192	-3.199**	-.068903	-4.717**
⑥ 政令指定都市	-.057884	-4.350**	-.049285	-3.461**
⑦ 指定都市以外の市部	-.040344	-3.040**	-.027529	-1.946
⑧ 理想子供数	.034732	3.260**	.038556	3.441**
決定係数	R^2	F	R^2	F
	.14655	171.411**	.13681	143.279**

* $p < .05$ ** $p < .01$ ④⑤⑥⑦ダミー変数

表3. 重回帰分析：被説明変数=夫婦関係の新しい動向への肯定的態度（第3主成分）

説明変数	(男)		(女)	
	β	t	β	t
① 年齢	-.011767	-0.769	-.177125	-10.913**
② 学歴	-.029539	-2.213*	.061029	4.166**
③ 職業	-.035886	-2.980**	.015830	1.293
④ 有配偶	-.054918	-3.664**	.106682	6.811**
⑤ 離死別	.013567	1.112	.061437	3.988**
⑥ 政令指定都市	.026106	1.820	.030845	2.054*
⑦ 指定都市以外の市部	.027852	1.946	.045078	3.021**
⑧ 理想子供数	-.011815	-1.128	.003342	0.283
決定係数	R^2	F	R^2	F
	.00790	7.974**	.03970	37.376**

* $p < .05$ ** $p < .01$ ④⑤⑥⑦ダミー変数

14) Weis and Jurich, 1985 (脚注13), p.175.

15) Kelley, Jonathan, "Sexual permissiveness: evidence for a theory", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.40, No.3, 1978, pp.455-468.

IV 世代間関係に関する意識

1. 規範意識の構造

世代間関係については、老後の扶養・介護および同別居に関する以下の8つの質問を設けた。結婚に関する意識と同様、「まったく賛成」を5点とするスコアをもとに主成分分析を行なった。

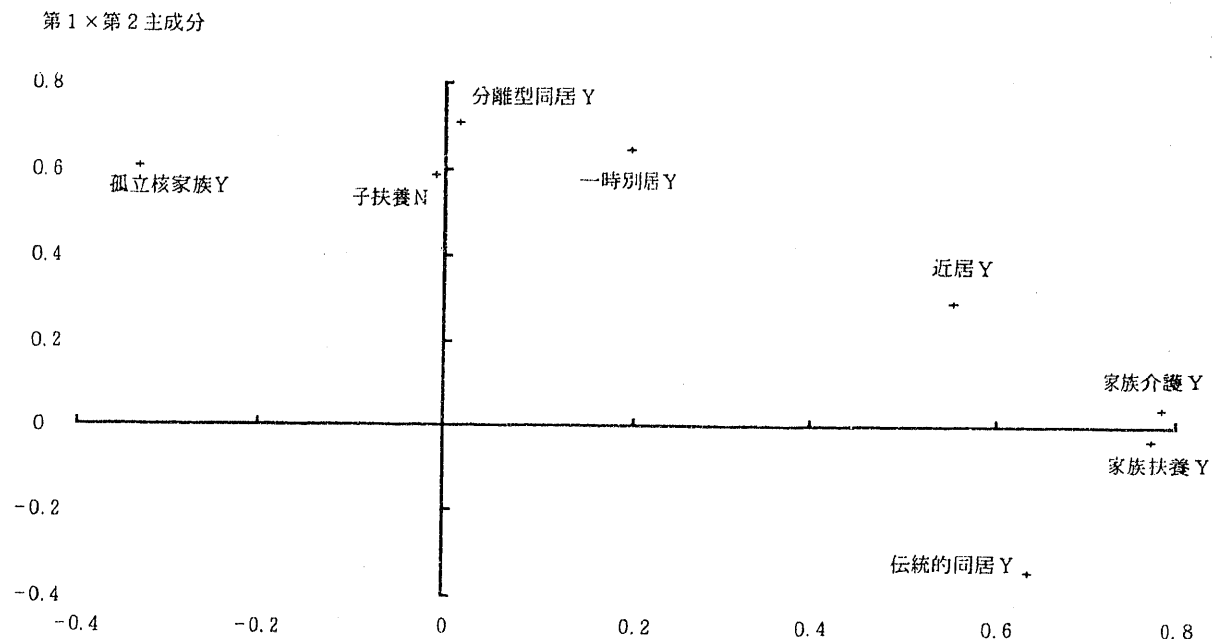
- a. 子扶養N 年をとっても子供の世話にならないよう、老後の生活設計をたてるのがよい。
- b. 家族扶養Y 老人を経済的に扶養するのは、家族の責任である。
- c. 家族介護Y 身体の弱った老人の世話をするのは、家族の責任である。
- d. 伝統的同居Y 子供のひとは結婚後ずっと親と同居するのがよい。
- e. 孤立核家族Y 結婚した子はできるだけ親と別々に暮らし、互いに干渉しないのがよい。
- f. 近居Y 結婚した子は親の近くに住んで、互いに助け合うのがよい。
- g. 一時別居Y 親が元気なうちは子と別々に暮らし、年をとってから同居するのがよい。
- h. 分離型同居Y 同居するなら二世帯住宅のような生活分離型の同居がよい。

分析対象となったのは、結婚の場合よりわずかに多い20,421人である。その主成分分析では、第2主成分までで分散の48.8%を説明する。

図5は主成分負荷行列を図示したものである。第1主成分では親の扶養・介護が最も負荷が大きく、同居するかどうかを別にした親の扶養・介護の軸と考えられる。経済的扶養とサービスとして介護は区別されていない。近居は「近くに住んで互いに助け合う」という表現になっているためか、老親の介護・扶養の観点からは伝統的同居に近い位置に来ている。

第2主成分は、分離型同居・一時別居・孤立核家族（別居して互いに干渉しない）・老親の子からの自立の4変数との正の関連が強い。また伝統的同居が他の居住関係から大きく離れて負の負荷を示している。第1主成分が金銭や危急の際の介護を通じての世代間関係なら、第2主成分は日常的接触による関係を表すと考えられ、正の方向はなるべく干渉し合わないようにするという態度に対応する。

図5 主成分分析：世代間関係



2. 規範意識の規定要因

結婚意識の分析では、回答者が実際にどのような関係を保っているかという要因は、配偶関係を考慮すれば十分であった。これに対し世代間関係では、回答者がその生活周期によって親と子いずれの立場にも立ち得るため、回答者と親の関係、および回答者と子の関係の両方を考慮しなければならない。さらに有配偶者の場合は、扶助・同居の相手として回答者自身の親以外に配偶者の親をも視野に入れる必要がある。このため、有配偶者とそれ以外の者を同じ枠組で扱うことはできない。

そこでデータを世帯単位に走査し、明らかに夫婦と推定される男女6,477組を取り出し、データを夫婦単位に再編成した。以下の分析は、その夫婦単位データについてのものである。ただし因子得点は、全体について抽出したものをそのまま用いる。

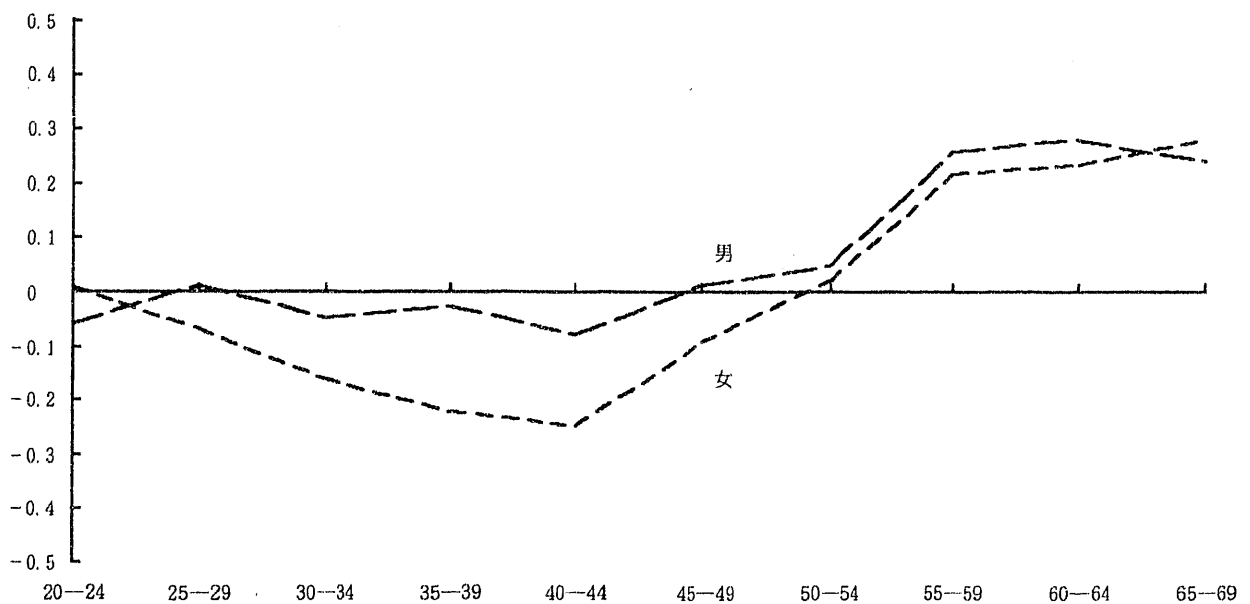
図6は第1主成分（老親扶助志向）の男女・年齢別パターンだが、65～69歳を除いて妻の方が扶養意識が低い。これはサービス援助としての介護が妻の役割とされるため、夫に比べ慎重にならざるを得ないのだろう。またわが国では夫の親との同居が妻の親に比べ多いことに表れているように、老親扶助でも夫の親が優先される傾向があり、妻がそれを念頭において答えているためとも考えられる。

年齢別には、夫は35～39歳、妻は40～44歳を底とする曲線を描いている。親が若く老親扶助の実感がまだ薄いうちは比較的安易に答えるが、30代後半から40代になると現実味が増しより慎重になると考えられる。40代以後の上昇傾向は、加齢効果とすれば年長者ほど親の立場に立って答える者が多いこと、コーホート効果とすれば年長のコーホートほど伝統的な親孝行の規範意識が強いことによるものと考えられる。

図7は、第2主成分（生活分離志向）の男女・年齢別パターンである。妻の方が分離志向が高いが、やはり同居によるストレスにさらされるのが妻であること、同居する場合は夫の親との同居が多いことと関係があるのだろう。

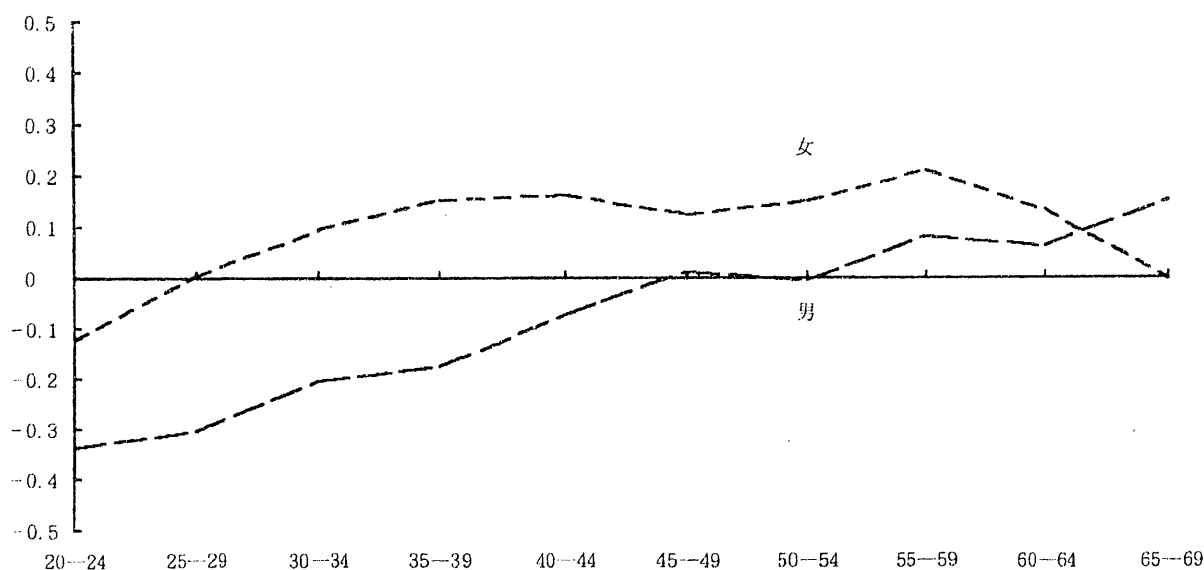
年齢別には奇妙なことに、年長者ほど分離志向が高く、特に夫ではその傾向が明確に認められる。このような結果は他にもあり、杉岡は年長者ほど「子供は結婚したら、お互いに干渉しないために親と別々に暮らすのがよい」への賛成率が高いことを報告している¹⁶⁾。

図6 男女別、年齢別、老親扶助志向



16) 杉岡直人,「家族規範パラダイムの再考」,『家族社会学研究』,創刊号,1989年,pp.46-47.

図7 男女別、年齢別、生活分離志向



また妻では60歳以後傾向が逆転するが、これは子との生活分離（特に別居）の意味が夫と違うためと考えられる。つまり夫は子と別居といっても妻とのふたり暮らしが多いのに対し、妻は夫に先立てられることが多いため子との別居は直ちにひとり暮らしを意味する。60歳以上の妻はこのことを予想し、伝統的同居を志向するようになると考えられる。

表4と表5は、それぞれの主成分に対する重回帰分析の結果である。既に求べたように、結婚意識における配偶関係に対応する要因は、世代間関係では親と子の両方に関する要因を用意しなければならない。回答者夫婦の親については、夫妻の両親全員が死亡している場合を準拠カテゴリーとし、「いずれの親とも別居」「いずれかの親と同居」を表すふたつのダミー変数を設けた。一方、回答者夫婦の子については、子がない場合を準拠カテゴリーとし、「同居子なし」「同居子はすべて無配偶」「有配偶の子と同居」を表す3つのダミー変数を設けた。それ以外の要因については、結婚の場合と同じである。

表4. 重回帰分析：被説明変数=老親扶助志向（第1主成分）

説明変数	(男)		(女)	
	β	t	β	t
① 年齢	.040771	2.069 *	.031920	1.473
② 学歴	-.079577	-4.359 **	-.098199	-5.251 **
③ 職業	-.004159	-0.245	.019444	1.226
④ 政令指定都市	-.038270	-2.020 *	-.041061	-2.044 *
⑤ 指定都市以外の市部	-.033798	-1.786	-.069209	-3.427 **
⑥ 親別居	-.055498	-2.195 *	-.065873	-2.413 *
⑦ 親同居	.017139	0.697	-.025359	-0.941
⑧ 子別居	-.026380	-1.162	-.018872	-0.802
⑨ 無配偶の子との同居	-.003991	-0.165	-.060138	-2.444 *
⑩ 有配偶の子との同居	.029456	1.359	-.016997	-0.759
⑪ 理想子供数	.063842	4.262 **	.065181	4.143 **
	R^2	F	R^2	F
決定係数	.02950	12.241 **	.03814	14.413 **

* $P < .05$ ** $P < .01$ ④⑤⑥⑦⑧⑨⑩ ダミー変数

表5. 重回帰分析：被説明変数=生活分離志向（第2主成分）

説明変数	(男)		(女)	
	β	t	β	t
① 年齢	.163356	8.428 **	.131082	6.079 **
② 学歴	.063576	3.541 **	.073496	3.950 **
③ 職業	.006297	0.378	-.040498	-2.566 *
④ 政令指定都市	.107927	5.799 **	.089825	4.493 **
⑤ 指定都市以外の市部	.123160	6.610 **	.109341	5.441 **
⑥ 親別居	.060582	2.446 *	.067814	2.497 *
⑦ 親同居	-.072801	-3.012 **	-.023624	-.0881
⑧ 子別居	.018830	0.843	.036598	1.564
⑨ 無配偶の子と同居	-.007077	-0.298	.016386	0.669
⑩ 有配偶の子と同居	-.079311	-3.719 **	-.098431	-4.417 **
⑪ 理想子供数	-.054924	-3.728 **	-.052255	-3.338 **
	R^2	F	R^2	F
決定係数	.06112	26.213 **	.04755	18.147 **

* $p < .05$ ** $p < .01$ ④⑤⑥⑦⑧⑨⑩ダミー変数

表4によると、第1主成分（老親扶助志向）に対する回帰モデルの決定係数は、夫で約3%、妻で約4%とかなり低い。年齢の効果は図6でみたように曲線的なため、夫で弱い関係が見られるにとどまる。高学歴者と都市居住者で扶養意識が弱い傾向がある。親と子の有無・同別居の効果は概して弱い。親については、別居の場合扶養志向が弱い傾向が夫妻ともみられる。また無配偶の子と同居している妻は、扶養志向が低い。多産志向と扶養志向の間には、正の関連がある。

表5は、第2主成分（生活分離志向）に対する重回帰分析の結果である。図7で見た年齢の効果は、他要因を制御しても強く残っている。扶養志向とは逆に、高学歴、都市居住の者は分離志向が高い。妻では、職業との間に弱い逆相関が見られる。親との関係では、別居は親がいない場合に比べ有意に分離志向が高く、同居は逆に低い傾向があり、現状肯定的なパターンになっている。子との関係では、有配偶の子と同居している場合に分離志向が低く、やはり現実の居住関係と一致している。多産志向と生活分離志向の間には、負の関連がある。

ここで年長者ほど生活分離志向が高いという、一見常識に反する結果について少し考察しておく。杉岡の分析では、夫婦家族規範（結婚後子は親と別居すべき）、直系家族規範（同居・扶養は長男の責任）とも、年長のコーホートで強く支持されているという結果が出た。これについて、戦前に義務教育を受けた世代では、敗戦により価値転換を強要されただけにかえって夫婦家族規範を強く意識しているという解釈は¹⁷⁾、価値転換経験がなぜ直系家族規範に影響しないかを説明できず、やや無理があるように思われる。むしろコーホート効果と断定する前に、回答者が果たして親と子どもどちらの立場に自己を置いて答えているかを検討すべきだろう。実際、図7にみられる60歳以上の妻の逆転のパターンは、加齢効果としか考えようがない。

加齢効果を想定した場合、図7のパターンが奇妙に思われるのは、年長者ほど親の立場に立って考えるものが多く、親の立場からは同居を志向することが予想されるためである。しかし表5で親や子の有無・同別居を考慮しても年齢の効果が消えていないことから、年齢差はもっぱら親の立場から答える者の比率によってもたらされているのではない。表6ではこのことをより明確に示すために、予想される回答者の立場別に年齢との相関係数を示した。まず親と子両方との関係を考慮し、まだ子が結婚しておらず親が生存している場合、回答者は自分を子の立場において答えると考えた。表6によると、親と別居している回答者はもちろん、現在親と同居している者でさえ年齢が高くなると生活の

17) 杉岡, 1989年(脚注16), p.50.

分離を志向する傾向が有意に見られる。一方、親が全て死亡している場合、子の立場から答えるとする根拠は薄いと思われるが、この場合夫では年齢との正相関はごく弱く、妻では逆相関となるが有意ではない。したがって年齢と生活分離志向の正相関は、子の立場から答える回答者によって形成されているといえる。

20～30代の回答者は、全員が自分を子の立場に置いて答えているとして良いだろうが、60代の回答者は果たして全員が親の立場から答えているのだろうか。図8は夫の年齢別に、同別居に関わらず有配偶の子がいる割合と、夫妻の両親とも死亡している割合を示した。この図を見ると、有配偶の子がいる割合は50歳以後急速に増加するが、親が全て死亡している割合はそれよりやや遅れて増加することがわかる。つまり親の立場から答え得る者でも、必ずしも子としての立場が解消しているわけではない。そして65～69歳の者でも約4分の1回答者について親が生存し、子の立場で同居を考える可能性が残されているのである。

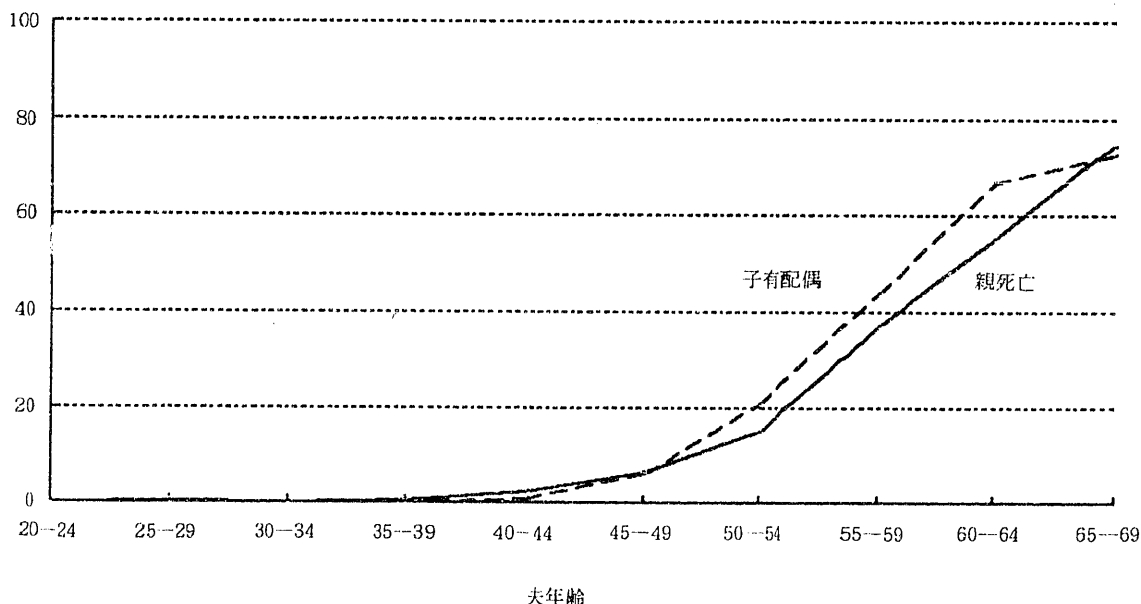
子として同居を考えるとき、年齢とともに分離志向が増すのは、親の年齢が影響しているためと思われる。現に親と同居している回答者でさえこの関係が見られるのは、高年齢の親との同居を負担に感じているためだろう。一方親として考える場合、年齢との関連は男女で異なる。夫の場合、子と別居とはいっても妻がいるため特に分離志向を改める必要がない。同時に60代になっても子の立場で答える者が残存しているため、年齢との正相関は保持される。妻の場合は夫に先立たれる可能性が高いので、年齢が高くなるほど子との同居を望む者が増える。その傾向が子として同居を考える者の正相関パターンを打ち消し、図7のような逆転をもたらすと考えられる。

表6. 年齢×生活分離志向の単相関

	男	女
全体	.1134**	.0353**
有配偶なし・親別居	.1310**	.0806**
有配偶なし・親同居	.1462**	.1367**
親死亡	.0578*	-.0148

* $P < .05$ ** $P < .01$

図8 夫年齢別、夫妻の両親とも死亡、および有配偶の子ありの%



V 結論

本橋では、主要な家族関係である夫婦関係と親子関係に関する規範意識の構造・要因分析を行ってきた。結婚（夫婦関係）に関する規範構造では、皆婚主義と伝統的性役割がひとつの主成分によって表されている点が注目される。これは、両者が分かち難く結びついており、その変化も密接に絡まりあって進行していることの現われと考えられる。すなわち伝統的規範によれば結婚したら性分業に従うのが当然とされ、それゆえに結婚への強い動機づけが存在したといえよう。しかし伝統的分業規範が揺らぎ役割共有イデオロギーにとって変わられると、男子にとっては結婚の利点・魅力が従来より薄れ、キャリア志向の女子にとっては結婚はむしろ障害とみなされるようになる。表1の重回帰分析において、女子で職業威信が高いと非伝統的な皆婚・性役割意識をもつという結果は、このような変化を示唆している。

結婚セックスに関する規範は、他の項目とかなり明確に区別される独自の軸を講成していた。婚前交渉については女子の処女性重視の考え方が薄れ、婚外交渉については「男の甲斐性」的な考え方が否定されるなど、セックスに関する意識には長期的には大しな変化があったと考えられる。また図3にみられた年齢差にコーホート効果が含まれているのなら、現在も寛容化の方向に変化が進んでいるのかも知れない。しかしセックスの規範が他からかなり独立しているという結果から考えれば、その変化が結婚に関する他の側面、たとえば結婚への動機づけの低下に影響している可能性は少ないといえよう。

世代間関係に関する意識は、経済的援助としての扶養や病気の際の介護を通じての関係（老親扶助志向）と、生活の共同・日常的接触を通じての関係（生活分離志向）のふたつが抽出された。常識的には老親扶助の規範は年長者ほど高く、一方で年齢が若いほど生活の分離を志向すると考えられるが、予想とは異なる結果が示された。すなわち生活分離志向は年長者ほど強く、特に男性では60代後半まで増加傾向が続くのである。この結果から、世代間関係に関する規範意識の年齢パターンは、関係の内容によって異なると考えざるを得ない。すなわち子の立場から考えた場合、金銭や介護を通じて（おそらくキョウダイと共同で）親を援助するにはほとんど抵抗がないが、同居して親と生活を共同するとともに扶養・介護責任を一手に引き受けることには、親が高齢の場合は特にためらいがあるのだろう。一方親の側からみれば、物的・経済的な援助や危急の際の介護について子を当てにすることはあっても、生活が密着した同居までは望んでいないと考えられる。ただし妻とのふたり暮らしの可能性が高い男性と、寡婦の可能性の方が高い女性とでは、年齢パターンが異なり、女性は60代以後同居志向へ回帰することになる。現時点で有配偶の女子でこのような年齢パターンがみられるのは、寡婦となる可能性をあらかじめ予測して意識を変化させているのであり、予期的社会化¹⁸⁾の一例とみなし得る。

18) Merton, Robert K, *Social Theory and Social Structure*, 1957, 森東吾他訳、『社会理論と社会構造』、みすず書房、1961年、pp.242-243.

On Attitudes toward Marital and Intergenerational Relationships

Toru Suzuki

This study focuses on structures and determinants of normative attitudes concerning marital and intergenerational relationships. The data are based on the Public Opinion Survey on Population Issues carried out by the Institute of Population Problems in June, 1990.

Three principal components are extracted from eleven questions on attitudes toward marriage and conjugal relationships. The first component is interpreted as conservative attitude toward universal marriage and traditional sex-role differentiation. The second one is thought to be intolerance for premarital and extramarital sexual intercourse, and the third one to be positive attitude toward such current issues as divorce or preservation of wife's surname.

Regression analysis shows that such factors as age, education, marital status, and ideal family size have the statistically significant effects on the first primary component, an index of universal marriage and sex-role attitudes. On the attitudes toward premarital and extramarital sex measured by the second component, the effect of community size is also statistically significant in addition to the variables mentioned above. Only small portion of the third component, which indicates the attitudes toward recent issues on marriage, is explained by our regression model.

From eight questions concerning intergenerational relationships, two meaningful principal components have emerged. These are interpreted as norm of supporting aged parents and avoidance of frequent daily contact between parents and married children.

Married people who are highly educated, living in urban areas, not living with their parents, or small family orientated tend to have low scores of the first principal component and seem to hold the value of intergenerational independence. In addition to education, urban residence, living with parents, and ideal family size, the effect of living with married children is also significant on the second component which indicates partition of daily life.

未婚女子の結婚観

—ライフコースとの関連で—

中野英子

I はじめに

人口問題研究所は1940年を第1次として、すでに9次に及ぶ出産力調査を実施してきた。出産力調査は夫婦の出産力を調べるのがそもそもの目的であることはいうまでもないが、最近の未婚率の上昇、すなわち、晩婚化の進行にかんがみ、第8次出産力調査(1982年)から、夫婦調査と同時に、35歳未満の独身者を対象とする独身者調査をも併せて実施するにいたった。これは、すでに結婚した夫婦とこれから結婚しようとする未婚者との両方から結婚行動を分析し、晩婚化の解明に資することを狙ったからにはほかならない¹⁾。

第9次出産力調査では、有配偶女子の再就職の増加、晩婚化による未婚女子の就業の長期化などを背景に、夫婦調査・独身者調査の両方にライフコースに関する項目を設定し、結婚・出生行動を長期的な視野において把握しようとした。本稿は、第9次出産力調査の独身者調査に基づいて、未婚女子の結婚観をライフコースとの関連で明らかにするとともに、その結果をふまえて、晩婚化とライフコースとの関連についても若干の分析を試みたい。

II 結婚観を説明する指標としてのライフコース

1. 女子のライフコースの実態と考え方

第9次出産力調査の夫婦調査によると、夫が雇用者である妻が現実になりそうだと考えているライフコースは再就職コースが最も多くて45%であり、専業主婦コースの27%をはるかに上回っていた²⁾。一方、妻の就業歴をみると、第1妊娠(第1子出産)による雇用率の大幅な低下³⁾、さらに、子どもを生んだあとのパートタイムへという就業移動が明らかであった⁴⁾。この出生行動と雇用者としての

1) 独身者調査の結果については、厚生省人口問題研究所(阿藤誠・高橋重郷・小島宏・大谷憲司・池ノ上正子),『昭和57年 第8次出産力調査(結婚と出産に関する全国調査)——第II報告書——独身青年層の結婚観と子供観』, 実地調査報告資料, 1983年7月, および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II報告書——独身青年層の結婚観と子供観』, 調査研究報告資料, 1989年3月, 阿藤誠・小島宏,「現代青年の結婚観——第8次出産力調査「独身者調査」の結果から——」,『人口問題研究』, 第168号, 1983年10月, pp.30-57, 阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一,「青年層の結婚観と子供観——第9次出産力調査(独身者調査)の結果から——」,『人口問題研究』, 第188号, 1988年10月, pp.1-21を参照。

2) 中野英子,「有配偶女子のライフコース——その地域性の視点から——」,『人口問題研究』, 第45巻第2号, 1991年4月, p.38。

3) 中野英子,「結婚後の妻の就業」, 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I報告書——日本人の結婚と出産』, 調査研究報告資料, 1988年11月, p.48。

4) 中野英子, 前掲(注3), p.46, および同, p.208, 表91。

就業移動との関連は、すでに第7次出産力調査（1977年）においても観察されていたから⁵⁾、この間、有配偶女子の再就職コースは着実に増加したといえる。

では、この再就職コースに対する考え方は一般にどう捉えられているだろうか。

総理府の世論調査によると、再就職コース支持は1970年代には40%に達していなかったが、80年代後半には50%を超え（「女子に関する世論調査」）、実態としても、考え方としても、女子の最も一般的なライフコースとしてすっかり定着した感がある。

再就職コースは、結婚や出産によって未婚時代の就業を中断し、その後また就業するコースであるが、この結婚後の一時的な中断期——出産・子育て期——にある無業の妻は、非常に強い再就職意欲を持っている（参考表1）。このことは、たとえば、労働力率と無業者の就業希望率とを合わせて女子労働力率のプロフィールを描くと、M字型の「谷」が消えて、男子に近い高原型のプロフィールになることから、その意欲の強さを知ることができよう⁶⁾。

このことは、女子が出産・子育てと就業を同時に両立させるといよりは、家族のステージに応じて、どちらかにより比重をおくというライフコースを選択しようとしていることを意味している。

参考表1 無職の女子の再就職希望(%)

年 子 ど も	再就職希望
20 - 29 歳	76.0
30 - 39 歳	69.1
子どもあり	
乳 児	75.5
幼 児	70.0

「女性の就業に関する世論調査」
総理府 1989年10月

2. 未婚女子のライフコースに関する考え方

この再就職コースは、有配偶女子だけでなく、青年層からも支持されている。たとえば、総理府の「女性の就業に関する世論調査」

（参考表2）によると、女子の望ましい就業のあり方からみたコースは、仮に、両立コースを支援する社会体制が完全に整ったとしても、それでも再就職コースが圧倒的な支持を受けている。しかも、この再就職コースに限っては、青年男女の考え方が一致しており、それ以外のコースでは、男女間にかんがりの考え方の違いがあるのと対照的である。

未婚女子のライフコースに対する考え方を、結婚観・家庭観から調査したものとして、経済企画庁の「長寿社会における女子のライフコース

参考表2 女性の望ましい就業のありかた (%)

男女年齢	継続コース	再就職コース	専業主婦コース
女 子			
20-24	25.2	59.3	10.4
25-29	23.0	63.5	9.0
30-34	29.2	60.8	6.3
男 子			
20-24	7.7	57.3	24.8
25-29	13.9	59.0	18.0
30-34	18.5	60.5	15.3

継続コース 就業し長く働く

再就職コース 結婚・出産中断後再就業する

専業主婦コース 結婚・出産などを契機に家庭に入る

総理府 「女性の就業に関する世論調査」1989年

「仮に、出産や育児のとき休業制度や保育施設などが完全に整っているとしたら」という前提にたつ質問

5) 中野英子、「教育水準からみた有配偶女子の労働力供給行動——結婚・出産期を中心に——」、『人口問題研究』、第171号、1984年7月、pp.44-50。

6) このことは、クロスセクション・データによるプロフィールでも明らかであるが、厚生省人口問題研究所の現地調査によって、有配偶女子の就業行動の特質から、結婚期間別、子どものステージ別などによる有配偶女子の雇用労働力化のポテンシャルが計量されている。厚生省人口問題研究所（河邊宏・中野英子・山本千鶴子・稲葉寿）、『昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査』、現地調査報告資料、1985年10月、pp.55-59。中野英子、「女子の就業意欲の評価」、『人口問題研究』、第180号、1986年10月、pp.52-54。

に関する調査」⁷⁾の結果を紹介しておきたい。

「長寿社会における女子のライフコースに関する調査」は、長寿社会が女子の結婚・出産・育児・就業などのライフ・イベントに対する幅広い選択の可能性をもたらすという立場から、20歳代から60歳代までの女子を対象として、ライフコースの変化の実態や価値観を調査したものである。いまそのなかから、20歳代の女子および未婚で就業している女子の結婚観や家庭観を示すいくつかの指標によって、ライフコースに関する考え方を見てみたい。

参考表3に示すように、若い女子では20代で結婚したほうがよいと考えられており、「経済的に自立すれば結婚しなくてもよい」という考え方は否定されている。つまり、結婚志向は強く、未婚期の就業で経済力があっても、考え方としては、それが直接結婚しないことにはならないということである。結婚はすべきではあるが、結婚しても、子育てと家事で一生を終えたくないという意識は非常に強い。これは未婚女子の多くが結婚（家庭）と職業との両方を志向していることを表すものである。しかし、子どもが小さい間は子育てに専念すべきだという意識もまた非常に強く、未婚女子においても、結婚後のある期間は家庭優先（出産・子育て優先）の考えかたがはっきり示されている⁸⁾。

これらの結果は、若年女子の結婚の意欲が衰えてはいないことを示すものであり、そのうえで、出産・子育てのステージにおける家庭優先の価値観と、結婚後の経済力も必要であるとする意識とは、若い世代にも浸透している再就職コース志向を支えるものだとすることができる。

それにもかかわらず、かつてない高まりを見せている未婚率の上昇は、本当に結婚が遅れているだけなのか、それとも一部にいわれているように、結婚そのものを否定してキャリアを積む傾向が強まりつつあることを意味するのか、その点をライフコースという長期的な視点から、客観的なデータに基づいて確かめる必要がある。

参考表3 20歳代・未婚就業ステージの女性の結婚観・家庭観

結 婚 観 ・ 家 庭 観	20 歳 代	未婚就業のステージ
結 婚 観		
なるべく20代で結婚すべき	+	+
結婚後の経済的自立も必要	+	+
経済的に自立すれば結婚の必要なし	-	-
家 庭 観		
子育てと家事で一生を終えたくない	++	++
子どもが小さいときは家事に専念すべき	++	++
家事を手抜きしてまで仕事に出るべきでない	+	+

経済企画庁「長寿社会における女性のライフコースに関する調査」1986年

- ++ 強く支持する
- + 支持する
- 支持しない

7) 経済企画庁国民生活局編、『新しい女性の生き方を求めて——長寿社会における女性のライフコース』、1987年2月。

8) 女子労働力率のM字型のプロフィールは出産・子育て期の家庭優先、その後の再就職というコースを端的に示すものであるが、有配偶女子のコウホート・データによって確認すると、クロスセクション・データによる以上にM字型の「谷」が深く、出産・子育て期の家庭優先・再就職コースの増加の実態が明らかになる。中野英子、「パリティ拡大過程における女子の就業コース」、『人口問題研究』、第183号、1987年7月、pp.38-44。および、同、「出生行動に関する一考察——家庭機能との関連で——」、『人口問題研究』、第47巻第1号、1991年4月、pp.32-37。

Ⅲ 未婚女子の結婚観——ライフコースとの関連で——

1. データ

1987年に全国標本によって実施した第9次出産力調査の独身者調査から、18歳以上35歳未満の未婚女子2,605人について再集計を行った⁹⁾。

2. 結果

1) 未婚女子が考えているライフコース

最初に、未婚女子が将来のライフコースをどのように考えているかを見ておきたい(表1)。

まず、理想のライフコースは再就職コースと専業主婦コースとがそれぞれ $\frac{1}{3}$ 、これに両立コースを加えると、全体の8割強が結婚し、子どもを生むコースを理想としており、結婚はしても子どもは生まないDINKSコースや、結婚そのものを否定する非婚就業継続コースは非常に少ない。

実際になりそうなコースは、再就職コースがぐんと増えて専業主婦コースが少なくなっているが、具体的なコースには理想と実際とで違いはあっても、結婚し子どもを生むというコースが大部分であることには変わりはない。したがって、将来のライフコースに対する考え方からみても、未婚女子の結婚志向はかなり強いといえる。

表1 未婚女子が考えているライフコース (%)

ライフコース	理想のライフコース	実際になりそうなライフコース
総数	100.0	100.0
両立コース	18.5	15.3
再就職コース	31.1	42.2
専業主婦コース	33.6	23.9
DINKSコース	2.5	1.4
非婚就業継続コース	3.7	7.1

総数にはその他・不詳を含む

次に、実際になりそうなライフコースを年齢別に見ておきたい(表2)。

どの年齢においても、結婚を前提とするライフコースが予想されているが、しかし年齢別にみると、25—29歳を境にしてかなりの違いがみられる。すなわち、18—19歳と20—24歳とでは9割近くが結婚を前提とするコースを考えているが、25—29歳ではそれが $\frac{3}{4}$ になり、30—34歳では $\frac{1}{2}$ と高年齢になるほど少なくなっている。これを逆に非婚就業継続コースからみると、25歳未満では5%足らずであるのに対して、25—29歳では1割を超え、30—34歳では $\frac{1}{4}$ に増える。しかし、一見、非婚就業継続コースが増えるからといって、それが直ちに結婚しない女子が増えることにつながるものではない。なぜならば、30歳過ぎまで未婚に留まるもの自体が非常に少なく、30—34歳の非婚就業継続コースは未婚女子全体の1.5%に過ぎないからである。

これらの結果から、未婚女子が予想するライフコースは、大部分が結婚を前提としていることが明らかであるが、しかし、未婚である期間が長期にわたると、徐々に結婚の意志がぐらつくといえるかもしれない。その考え方の変わり目は25—29歳にあり、それを過ぎてなお未婚に留まると、非婚就業継続コースに傾くものが増える。

9) 独身者調査の再集計については、とくに、人口動向研究部 金子隆一主任研究官・人口情報部 石川晃研究員の協力を得た。また、集計用プログラムに関して、厚生省大臣官房統計情報部電子計算機室のご指導を仰いだ。厚くお礼を申しあげる。

表2 年齢階級別実際になりそうなライフコース

(%)

ライフコース	総数	18-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳
	100.0 (2,605)	100.0 (643)	100.0 (1,337)	100.0 (465)	100.0 (160)
両立コース	15.3	12.8	16.0	18.9	9.4
再就職コース	42.2	44.9	46.3	33.8	21.3
専業主婦コース	23.9	27.8	23.3	21.1	21.9
DINKSコース	1.4	0.5	0.8	3.2	4.4
非婚就業継続コース	7.1	4.0	5.2	11.2	24.4
その他	10.1	10.0	8.5	11.8	18.8

()は標本数, 以下同じ

2) 実際になりそうなライフコースからみた結婚の意志

独身者調査では、未婚女子の93%が結婚を志向（「いずれ結婚するつもり」）し、独身志向（「一生結婚するつもりはない」）は5%弱で、結婚志向は依然堅調であった。これをライフコースからみると（表3）、結婚を前提とするライフコースを予想するものは当然結婚志向が強く、なかでも、専業主婦コースの結婚志向が高い。しかし、DINKSコースを予想するものに、僅かではあるが独身志向があり、逆に、非婚就業継続コースを予想するものの独身志向が $\frac{1}{3}$ に過ぎず、その $\frac{2}{3}$ が結婚するつもりでいるという“矛盾”もみられる。

表3 実際になりそうなライフコース別結婚の意志

(%)

ライフコース	総数	結婚志向	独身志向	不詳
両立コース	100.0 (399)	92.9	4.6	2.5
再就職コース	100.0 (1,099)	96.7	1.8	1.5
専業主婦コース	100.0 (623)	98.2	0.9	0.9
DINKSコース	100.0 (36)	91.7	5.6	2.8
非婚就業継続コース	100.0 (186)	66.1	33.3	0.5

結婚志向 いずれ結婚するつもり

独身志向 一生結婚するつもりはない

3) 結婚志向の未婚女子の結婚の時期

独身者調査では、結婚するつもりの子に、いつごろ結婚したいか（結婚の時期）を聞いている。この設問は、「一生を通じて考えた場合、あなたの結婚に対するお考えは」として、2つの選択肢を設けている。選択肢の第1は、「ある程度の年齢までには結婚するつもり」で、ここではこれを「年齢志向」と名付ける。第2は、「理想的な相手が見つかるまでは結婚しなくてもかまわない」という、結婚志向にかなり強い枠を与える選択肢であって、これを「相手志向」とする。この設問は、「結婚するつもり」に対して、結婚に対する最も基本的な考え方を聞くものであり、結婚に対する選択意識の強さを計る指標となりうると考えられる¹⁰⁾。

表4は、実際になりそうなライフコース別に年齢志向と相手志向の強さを示したものである。両立コース・再就職コース・専業主婦コースでは年齢志向優位である。しかし、DINKSコース・非婚就業継続コースでは相手志向が断然強く、これら“少数派”コースの配偶者選択の難しさをうかがわせる。

10) 金子隆一、「結婚への意識」, 厚生省人口問題研究所, 前掲(注3), 『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Ⅱ報告書——独身青年層の結婚観と子供観』, 調査研究報告資料, 1989年3月, p.15.

両立コース・再就職コース・専業主婦コースを予想するものに年齢志向が強いことは、年齢別にみてもほぼ同じであるが、25—29歳で年齢志向優位が弱まり、相手志向がやや強くなる。そして、30—34歳では相手志向が年齢志向をはるかに上回っている（表5）。DINKSコースは標本数が少ないのではっきりしないが、非婚就業継続コースの相手志向は25—29歳で最も強い。

表4 実際になりそうなライフコース別結婚時期
結婚志向の未婚女子について (％)

ライフコース	総 数	年 齢 志 向	相 手 志 向	不 詳
両立コース	100.0(386)	55.2	43.8	1.0
再就職コース	100.0(1,079)	58.4	40.6	1.0
専業主婦コース	100.0(604)	55.5	42.9	1.7
DINKSコース	100.0(33)	33.3	66.7	0.0
非婚就業継続コース	100.0(123)	28.5	70.7	0.8

年齢志向 ある程度の年齢までには結婚するつもり
相手志向 理想的な相手が見つかるまでは結婚しなくてもかまわない

表5 結婚志向の未婚女子が結婚時期として重視する要因 (％)

ライフコース	18 - 19 歳		20 - 24 歳		25 - 29 歳		30 - 34 歳	
	年齢志向	相手志向	年齢志向	相手志向	年齢志向	相手志向	年齢志向	相手志向
両立コース	58.8	41.3	55.6	43.0	57.0	43.0	*	*
再就職コース	56.7	43.3	61.8	37.2	51.9	44.9	38.7	61.3
専業主婦コース	62.2	35.5	56.9	42.1	46.3	51.6	33.3	63.6
DINKSコース	*	*	*	*	*	*	*	*
非婚就業継続コース	*	*	36.0	64.0	24.3	75.7	28.6	66.7

*は少数標本、以下同じ

4) 希望する結婚形態

結婚志向をもう少し具体的に希望する結婚形態からみてみよう。

結婚するつもり未婚女子の63%が恋愛結婚志向で、見合い結婚を希望するものは2%にみたく、残り1/3はどちらでもよいと考えている。これを実際になりそうなライフコースからみると（表6）、どのコースでも恋愛結婚志向が強い。とくに、両立コース・再就職コースを予想

するものにその傾向が強いが、DINKSコース・非婚就業継続コースでは恋愛結婚志向がやや弱まり、恋愛・見合いどちらでもよいというものが多くなっている。

表6 実際になりそうなライフコース別
希望する結婚形態 (％)

ライフコース	恋愛結婚	どちらでも
両立コース	63.7	33.7
再就職コース	69.8	27.5
専業主婦コース	57.8	38.1
DINKSコース	48.5	42.4
非婚就業継続コース	51.2	45.5

表7. 実際になりそうなライフコース別希望する結婚形態 (％)

ライフコース	恋 愛 結 婚		ど ち ら で も	
	年 齢 志 向	相 手 志 向	年 齢 志 向	相 手 志 向
両立コース	68.5	59.2	29.6	39.6
再就職コース	70.8	70.1	27.6	28.1
専業主婦コース	62.4	54.1	34.0	44.8
DINKSコース	*	40.9	*	54.5
非婚就業継続コース	60.0	48.3	34.3	50.6

これを結婚の時期別にみると（表7）、恋愛結婚を志向するものでは、どのコースでも年齢志向が強く、非婚就業継続コースになりそうだとするものも例外ではない。ところが、恋愛・見合いにこだわらない女子では、相手志向が強く、とくに、DINKSコース・非婚就業継続コースでその傾向が強い。

5) 交際相手の有無

恋愛結婚をするためには相手が必要であるが、独身者調査の結果では、交際相手をもっている未婚者は意外に少ない。結婚志向の未婚女子の交際相手を見ると（表8）、交際相手なしが約4割で、恋人・婚約者がいるものは1/3弱しかない。交際相手なしは、18—19歳を別にすれば、年齢が高くなるほど多くなり、逆に、恋人・婚約者がいるものは、年齢が高くなるほど少なくなっている。

表8. 結婚志向の未婚女性の交際相手の有無

(%)

交際相手	総 数	18—19歳	20—24歳	25—29歳	30—34歳
総 数	100.0 (2,420)	100.0	100.0	100.0	100.0
な し	39.0 (944)	46.8	35.0	38.4	44.6
友 人	26.2 (633)	30.0	25.3	23.9	24.0
恋人婚約者	32.3 (782)	20.6	37.2	35.6	27.3
不 詳	2.5 (61)	2.7	2.4	2.1	4.1

これをライフコース別にみると（表9）、専業主婦コースと非婚就業継続コースに交際相手なしが多い。このうち、専業主婦コースになりそうだと考えているのは若年で多いことから（表2）、まだ結婚相手を特定する段階にいたっていないものが多く含まれると思われる。しかし、非婚就業継続コースは、（実数はまだ少ないものの）高年齢になるほど多くなるうえに、相手志向が非常に強いことを考えあわせると、高年齢になっても主体的に配偶者を選びうる交際相手をもたないことは、文字どおり、非婚就業継続コースが実現してしまう可能性もありうると考えられる。

表9. 実際になりそうなライフコース別交際相手の有無

(%)

ライフコース	恋人・婚約者あり	な し
両立コース	36.8	39.4
再就職コース	37.7	34.3
専業主婦コース	28.8	42.7
DINKSコース	*	*
非婚就業継続コース	17.9	55.3

以上によって、圧倒的の大部分の未婚女子が結婚するライフコースを予想していることが明らかになったが、それにもかかわらず、なぜこんなにも未婚率が上昇しているのかをライフコースとの関連で考えてみたい。

IV 晩婚化とライフコース

1. 「年齢志向」から「相手志向」への変化の意味

まず未婚率の上昇——結婚の遅れ——を説明する鍵として、先にみた年齢志向と相手志向とをもう一度検討してみたい。

ライフコースに関する考え方が年齢の高まりによって徐々に変化する要因は、未婚女子が結婚の時期として年齢を重視するか、あるいは、理想的な相手の出現を重視するかにあるとみることができる。すなわち、若いうちの結婚志向は、「ある程度の年齢までに結婚するつもり」という、漠然としたニュアンスが強いものであり、その段階で予想されるライフコースは、圧倒的に再就職コースと専業主婦コースであった。ところが、25—29歳あたりから、次第に相手志向を強め、相手が得られなければ結

婚しなくてもかまわないという考え方に傾いていく。そして、再就職コースがかなり大きく減少し、それに代わって非婚就業継続コースが増えているが、同時に、ライフコースの見通しがはっきりしないその他も増えている。

この相手志向が強くなる段階で、現実には結婚を考える交際相手がいないとなれば、あるいは、結婚しないことを想定して、非婚就業継続コースを選択することもありうるといえよう。このことは、非婚就業継続コースを予想するものが、必ずしも独身志向ではなく、むしろ、結婚したいと思っている者の方が多いこと（逆に、結婚を前提とするコースにも独身志向が僅かではあるが、表3参照）からも裏付けられる。

このように考えると、未婚女子が実際になりそうだと考えているライフコースが結婚観を規定するというよりも、結婚したいという意志が、若いうちの年齢志向から次第に相手志向に変化し、具体的な配偶者選択の機会がないままに高年齢まで未婚にとどまると、“一般的”なコースではなく、非婚就業継続コースのような“特殊な”コースを予想するものが増えるといえるのではないだろうか。つまり、非婚就業継続コースは積極的に選択されるコースというよりも、結果としてそうなる可能性が高いということであって、非婚就業継続コースを選ぶから結婚しないということではないと考えられる。

このことは理想のライフコースと実際になりそうなライフコースとのクロスからも確かめることができる（表10）。理想のライフコースと実際になりそうなライフコースとが一致すると考えている女子は意外に少ない¹¹⁾。両者の一致度が高いのは再就職コースだけで、理想の両立コースや専業主婦コースも実際は再就職コースになるだろうと考えられている。結婚するかしないかということからみれば、これらの違いは問題ではないが、面白いのは、非婚就業継続コースを理想とするものも、大部分が結婚するコースになりそうだと考えていて、実際に非婚就業継続コースになるだろうと予想するものは1割にも満たないということである。逆に、結婚するコースを理想とするものの中にも、非婚就業継続コースになりそうだとするものもいるから、これらを考え合わせると、非婚就業継続コースは意図して選択されるというよりは、結果としてそうなるとい意味あいが強いといえる。

表10 理想のライフコース別予定のライフコース
結婚の意志ありのみ

理想のライフコース	予 定 の ラ イ フ コ ー ス					
	両立コース	再就職	専業主婦	DINKS	非婚就業	その他
両立コース	21.7	47.0	13.7	2.6	7.1	3.0
再就職コース	19.9	42.8	28.3	0.9	5.4	2.7
専業主婦コース	10.7	54.2	28.7	0.5	3.2	2.8
DINKSコース	24.1	29.6	14.8	13.0	18.5	—
非婚就業継続コース	19.6	39.3	30.4	—	8.9	1.8
その他	6.0	10.9	11.9	1.5	2.5	67.2

理想の各ライフコース = 100

2. 未婚男女の結婚観の違い

独身者調査によると、圧倒的大部分の未婚女子が結婚を望みながら、現実には独身生活のメリットを享受していることがうかがわれる。夫婦調査では結婚にいたる実際の過程をretrospectiveな手法

11) 「将来の生活設計において、男子と女子とがもっとも明白に異なることは、——女性、とくに若い女性は、自分の人生が出産というできごとで全く変わってしまうという予期をもつこと——」（江原由美子、「日常生活とジェンダー」、江原由美子他、『ジェンダーの社会学』、新曜社、1989年5月、p.34）が理想と実際になりそうなライフコースとの大きな不一致をもたらすのかもしれない。

によって収集されたコウホート・データによって分析することができるが、独身者調査ではその方法は採れない。したがって、ここでは、未婚男女の結婚観（独身観）の違いという、いわば“外堀”を埋めることで結婚の遅れを考えてみたい。

未婚女子は結婚することの利点（結婚の効用）は認めており（74%）、結婚に利点はないとするものは少ない。しかし、具体的な利点となると、本当に結婚を望んでいるのか疑われるほど、積極的な評価を与えていない。ところが、独身生活に対しては、非常に具体的かつ大きなメリットを意識している。

未婚女子が結婚生活にはない独身の利点として評価する最大のものは、「生き方や行動の自由」であり（表11）、第2の利点は「友人などとの人間関係が保ちやすい」である。25歳以上では、「行動の

自由」と「経済的に裕福」との組み合わせになる。この2つの利点は、男子より女子にずっと強く意識されていて、未婚女子がこの「行動の自由」と「友人関係」、「経済的な豊かさ」とによって独身生活を謳歌していることがうかがわれる。

見方を変えて、結婚相手たる未婚男子が、未婚女子に対してどんな結婚生活を望んでいるか、これを、男子が女子に期待するライフコースによってみたい（表12）。

未婚男子が女子に期待するライフコースは、未婚女子が実際になりそうだと考えている以上に再就職コース・専業主婦コースに集中している。とくに、恋人・婚約者がいて、結婚が具体化する段階にある男子は、再就職コースを強く求めている。未婚女子にとって、この男子から期待される再就職コースは、結婚後の一時期を家庭にあって出産・子育てに専念することであって、少なくともこの間は、独身生活の大きなメリットが強い制約を受けることを意味しているのである。

V 結びにかえて

未婚率の著しい上昇は、青年の結婚行動にさまざまな疑問を投げかけている。本稿は未婚女子の結婚観をライフコースに関する考え方から接近し、あわせて、晩婚化との関連を探ろうとする試みであっ

表11. 結婚生活にはない独身の最大の利点
結婚志向の未婚女子について (％)

年齢階級	行動の自由	友人など	経済的裕福
総 数	61.8	15.2	6.4
18 - 19	58.4	19.4	4.6
20 - 24	62.3	14.0	7.0
25 - 29	65.4	14.1	5.8
30 - 34	59.0	11.0	12.0

年齢階級 = 100
総数にはその他を含む。

表12. 結婚の意志ある未婚男子が女子に期待するライフコース (％)

男子が期待する ライフコース	総 数	20 - 24	25 - 29	30 - 34
	100.0 (3,027)	100.0 (1,355)	100.0 (785)	100.0 (346)
男 子				
両立コース	10.7	10.3	12.6	13.6
再就職コース	40.1	39.4	40.9	41.9
専業主婦コース	39.5	41.6	38.5	30.3
DINKSコース	0.6	0.4	0.6	0.9
非婚就業継続コース	0.3	0.3	0.1	0.3
そ の 他	8.9	8.0	7.3	13.0
恋人・婚約者あり	100.0	100.0	100.0	100.0
両立コース	10.5	8.5	16.4	9.5
再就職コース	43.6	44.7	42.3	57.1
専業主婦コース	39.2	39.5	36.2	21.4
DINKSコース	0.6	0.5	0.9	—
非婚就業継続コース	—	—	—	—
そ の 他	6.1	6.7	4.2	11.9

総数には18 - 19歳を含む。

た。

未婚女子が将来の生活としてイメージしているライフコースは、その大部分が結婚し子どもを生むことを前提とするものであり、結婚しないコースを予想するものはごく僅かであった。その意味では、結婚志向は依然堅調であるといえることができる。

具体的なライフコースとしては、再就職コースと専業主婦コースとで7割強をしめ、これら2つのコースが大部分の未婚女子が考えている結婚後の生活像だといえることができる。未婚女子のライフコースには、多様な選択肢があるようにみえて、その実、これらのコースは、既婚女子が実際にたどっているライフコース、あるいは、出産・子育て期にある女子が現実になりそうだと考えているライフコースそのものである¹²⁾。その意味では、未婚女子の結婚志向はいずれ結婚という形で具体化するとみることも可能であり、ライフコースに関する考え方が未婚女子の結婚行動を規定する力はそれほど強くはないといえることができる。というよりも、結婚を当然のこととして、ライフコースを予想しているといったほうがいいかもしれない。

しかし、この結婚を前提とするライフコースには、年齢が高くなるのにもなっけてけりがみられるようになり、実数は少ないものの、非婚就業継続コースを予想するものの割合が増える。したがって、非婚就業継続コースのような“少数派”では、ライフコースに関する考え方が結婚観を左右するといえそうである。そうだとすれば、今後、非婚就業継続コースを選択する女子が増えるようなことになれば、独身志向が強くなるとみることも、あるいはできるかも知れない。

しかしながらこの非婚就業継続コースは、キャリア志向が積極的に選択したものとは考えにくい。このことは、このコースを意図的に選択しようとしているものが非常に少ないことに加えて、非婚就業継続コースでも結婚志向が強いこと、希望する結婚時期が年齢の高まりとともに年齢志向から相手志向へ変化する過程で非婚就業継続コースが増加することや、高年齢になっても交際相手のいないものが多いことなどから、消極的に選択されるという意味あいの強いコースだといえるのではないだろうか。したがって、独身志向がもっと強くない限り、非婚就業継続コースが結婚観を左右する可能性は小さいとみるべきであろう。

非婚就業継続コースが積極的に志向されたものではないにもかかわらず、結婚の遅れが進んでいることをどう考えたらいいのだろうか。

再就職コースや専業主婦コースは、いうまでもなく、家庭内における夫と妻の役割分業を現状のまま維持しようとするものである。未婚女子が実際になりそうだと考えるライフコースが再就職コースに「収斂」するのも、男子の価値観あるいは期待するところを女子自身が充分に知っているからではないだろうか。だから、結婚すれば、出産・子育てに専念して、行動の自由も友人との交際も制約され、そのうえに、仕事を辞めることで自由になるお金にも不自由するとなれば、結婚はしたいけれども、独身生活の大きなメリットを放棄して、結婚を急がなければならない必然性は弱いといえよう¹³⁾。

独身の利点は、裏返せば、結婚の不効用である。結婚の不効用が未婚女子に強く意識されている限り、「結婚のモラトリアム」ともいえるべき行動に歯止めをかけることはむづかしいと思われる。

12) 東京都生活文化局の調査によると、娘が理想とするライフコースとその母親が実際にたどったライフコースとは、きわめて強い相関がある。東京都生活文化局、『女性の就労パターンに関する時系列的な研究報告——女性の就労に関する意識調査』、1989年11月、p.20 および pp.113-119。

13) 本稿の作業が終了したあとで、上子武次他『結婚相手の選択』が出版されたことを知った。この書は、兵庫県において性格の異なる地域を選定し、それぞれの地域で配偶者選択の過程および地域特性とのかかわり、配偶者選択過程と結婚後の生活との関連などを調査した結果をまとめたものである。そのなかで、「結婚によって妻が失ったもの」についての分析があるが、それによると、「結婚によって失ったものに関しては、結婚年度・結婚年数による違いがなく、結婚は普遍的に女性から自由を奪うものよう」であり、妻が失った自由は、第1に「自由になる時間」、第2に「自由になる金」、第3に「行動の自由」であることが報告されている。上子武次他、『結婚相手の選択——社会学的研究——』、行路社、1991年3月、pp.98-99。

Attitudes toward Marriage among the Unmarried Japanese Women
——from Viewpoint of their Expected Lifecourse Patterns——

Eiko NAKANO

Although Japanese women are still strongly marriage-oriented in their aspirations towards life, there is a dramatic increase in women remaining unmarried well into their marriageable age. The aim of this paper is to study the perspectives unmarried women hold towards marriage, and towards their lifecourse. This paper will also attempt to determine how changing lifecourse perspectives among unmarried women are influencing the trend towards later marrying ages.

1. Sample of 2,605 unmarried women aged 18 to 34 derives from the 9th National Fertility Survey conducted by the Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare in 1987, carried out for the nationally representative sample.

2. Results

(1) Most unmarried women hope to be married and have children in the future. Those who do not plan to marry, and those who do not plan to have any children after marriage, constitute only a very small minority. These findings clearly show that when they look forwards towards their lifecourse, currently unmarried women are strongly marriage-oriented.

(2) However, as they grow older, unmarried women begin to have doubts about their marriage-oriented perspectives towards life. In the single women aged 25 to 29 and above, many respondents indicated that they still hope to be married, but are beginning to think that they might remain unmarried.

(3) The attitude change indicated in the above finding, can be explained by a sentiment that is being expressed by an increasing number of unmarried women: that they hope to get married eventually, but they are putting off marriage until they meet the ideal partner.

(4) Although unmarried women fully recognize the merits of marriage, they tend to base their attitudes more on very realistic and concrete appraisals of the merits of single life. They list "freedom", as the greatest reason for staying single. Unmarried men now expect their future partners to go back to work after marriage, knowing that this is what women want.

Unmarried women, in turn, know that they will probably be able to continue working after marriage if they wanted to, but are deterred by the feeling that marriage will deprive them of the "freedom" that they value so much in single life. Thus, while still planning to marry eventually, more women are putting off marriage. In conclusion, the increase in the proportion of unmarried women in the marriageable age, is not so much because they have chosen the unmarried lifecourse in order to pursue their careers, but rather, merely because they are putting off marriage until later.

近年における親との同居と結婚

廣 嶋 清 志

はじめに

結婚は新たな夫婦関係を形成するだけでなく新たな親子関係をも形成する。この二つの関係のあり方は結婚生活を大きく左右している。そのひとつの具体的な現れが結婚における同居形態である。したがって、結婚のひとつの重要な変化は、親と同居する結婚がどれだけ選ばれるかに現れる。同時に、同居自体の変化も見逃すことができない。親と同居する結婚といっても、妻が夫の家に嫁として入り、夫の親子関係の中に包摂されるという旧民法の想定する結婚から、結婚した夫婦がある範囲の共同生活として親との同居を選択するというものまでである。このような親との同居に関連する結婚の変化が、最近注目されている結婚年齢の上昇と無関係とは思われない。

本研究の目的は、結婚における親との同居の問題が最近の結婚の遅れとどのように関わっているかを検討することである¹⁾。というのも、単に同居の問題が結婚年齢上昇の要因として重要であると考えられるからではなく、同居と結婚年齢の関わりの変化の中に結婚の重要な変化が現れていると考えられるからである。

最初に最近の同居の頻度（Ⅰ）および同居に関する意識（Ⅱ）の分析を行い、つづいて、同居の変化が結婚の変化とどう関係しているかを検討する（Ⅲ）。いずれも、結婚年次を軸にしてそれぞれの近年における変化を検討する。

資料には主として出産力調査など人口問題研究所の行った調査の結果を用いたが、とくにⅢでは第9次出産力調査の夫婦票（有効回収数9,522）を再集計して分析を行った²⁾。

1) 本稿は1991年7月5日の『人口問題研究』200号記念シンポジウムにおいて「最近の親子同居の人口学的分析——親子同居の結婚への影響」と題して行った報告をもとにし、分析を追加してまとめたものである。

親との同居を近年における結婚の障害として論じたものとしてはつぎのものがある。

廣嶋清志、「家族形成過程へのきょうだい数の影響」、『人口学研究』、第6号、1983年5月、pp.31-40。

阿藤誠・中野英子・大谷憲司・金子隆一、「青年層の結婚観と子供観——第9次出産力調査（独身者調査）の結果から——」、『人口問題研究』、第188号、1988年10月、pp.1-21。

阿藤誠、「若者の結婚観——未婚化・晩婚化の要因を探る」、『毎日新聞社人口問題調査会編、『記録 日本の人口 少産への軌跡 家族計画世論調査・20回全資料』、1990年、pp.133-156。

逆に、Morgan 他は1978年までの結婚について夫方同居が初婚年齢を妻についてやや低下、夫について上昇の効果をもつことを検出した。

S. Philip Morgan and Kiyosi Hiroshima, "The persistence of extended family residence in Japan: anachronism or alternative strategy?", *American Sociological Review*, Vol.48, No.2, 1983, pp.269-281.

また、鈴木は夫方同居による夫妻の初婚年齢低下の効果が消滅したと論じた。

鈴木透、「札幌・仙台・福岡3市における初婚年齢と未婚率の要因分析」、『家族研究年報』、No.13、1987年、pp.23-34。

2) 調査について詳しくは、人口問題研究所、『昭和62年度 第9次出産力調査（結婚と出産に関する全国調査）——第Ⅰ報告書—— 日本人の結婚と出産』、調査研究報告資料第1号、1988年を参照。

I 親子同居の頻度

結婚直後において親と同居するものの割合（親との同居率）は1945年頃の結婚コーホートでは60%程度で、以後の結婚コーホートでは着実に低下し、1965年以降20数年にわたって30%とほぼ一定となっている（表1-1, 1977, 1987年出産力調査³⁾）。

しかし、この同居率の動きは、同居可能率（親と同居できる子ども世代人口の割合）と同居実現率（同居可能な人が実際に親と同居する割合）の変化に分解される。つまり、同居率 = 同居可能率 × 同居実現率。同居可能率は親1組に対してその子夫婦のうちただ1組のみが同居するものと仮定しており、子の数（きょうだい数）が多いほど小さくなる。実際に死亡率と出生率によってこれを計算してみると、結婚時における同居

可能率は1960年の45.6%を最低として、以後は過去の出生率低下つまり、きょうだい数減少（図1-1）の影響を受けてだいに上昇し、1965年に48.0%、1985年に81.3%、1990年には89.4%に及ぶものとされる⁴⁾（表1-1）。すなわち、現在は結婚にあたって実に9割のものが同居すべき親をもつ。いわゆる長男長女社会（図1-2）が到来した結果である⁵⁾。

表1-1 結婚時¹⁾における親との同居諸率 (%)

結婚年次	同居率 ²⁾	同居可能率 ³⁾	同居実現率 ⁴⁾
1940	53.7	55.6	96.6
1945	60.9	55.0	110.7
1950	55.7	53.4	104.3
1955	49.9	47.2	105.7
1960	40.6	45.6	89.0
1965	31.0	48.0	64.6
1970	26.9	53.6	50.2
1975	25.9	56.4	45.9
1980	30	66.9	45
1985	30	81.3	37
1990	-	89.4	-
1995	-	92.8	-
2000	-	91.7	-

注4の文献による。これに1980, 85年の同居率, 同居実現率を追加。

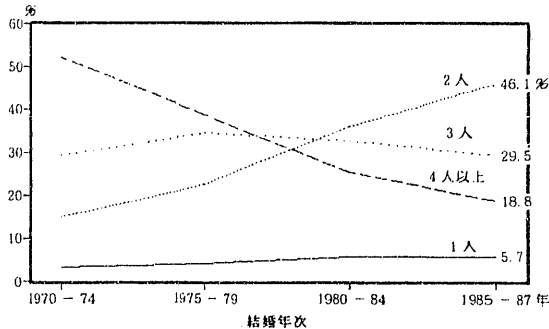
1) 同居可能率の計算において25-29歳と仮定。

2) 各年を中心とした5年に結婚したものについて、第7次出産力調査1977年による。ただし、1980, 85年は第9次出産力調査による。1970, 75年の値も第9次出産力調査によればそれぞれ30%。

3) 親と同居できる子の割合。(少なくとも片親が生きている確率/平均きょうだい数) × 2。平均はきょうだいを単位としたもの。

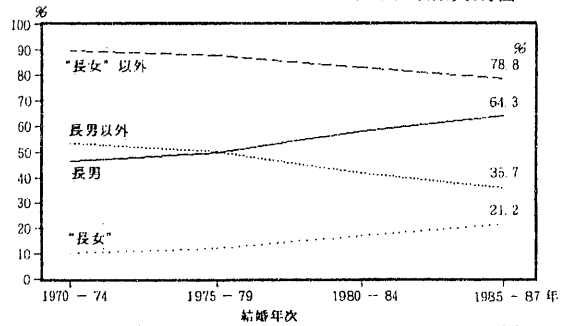
4) 同居率/同居可能率。同居可能なものが実際に同居した割合。

図1-1 きょうだい数別妻の割合



第9次出産力調査, 1987年による。初婚の妻について。調査時の生きょうだい数。

図1-2 夫および妻の親との続柄別構成割合



第9次出産力調査, 1987年による。初婚の夫および妻について。調査時の生きょうだいによる。"長女"とは兄弟のない長女。

3) このうち妻の親との同居率は、1960-82年において4.2-5.5%である。したがって、夫の親との同居率は30%弱である。人口問題研究所、『昭和57年度 第8次出産力調査（結婚と出産に関する全国調査）——第I報告書——日本人の結婚と出産』, 実地報告資料, 1983年。

4) 廣嶋清志, 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」, 『人口問題研究』, 第169号, 1984年1月, pp.31-42。

5) 図1-2のように1985-87年に（結婚する世代の）きょうだいを代表する長男および"長女"（兄弟のない長女）の割合は、200人に対して（64.3+21.2=）85.5人、つまり85.5/2%であり、その2倍85.5%が親と同居できる子世代の割合である。2倍するのは同居するのが1組夫妻2人単位だからである。

図1-1によれば、きょうだいの代表者は100人中、(5.7+46.1/2+29.5/3+18.8/4.5=) 42.8人で、この2倍が同居可能で42.8×2=85.6%。親は生存しているものとする。

同居実現率は1955年までは100%以上と計算される、つまり同居できる人はみな親と同居したが、以後しだいに低下し、1965年に65%、1980年に46%、1985年に30/81=37%と低下しているものといえる。つまり、同居可能なもののうち現実に同居するものの割合は最近の結婚においては3分の1近くに低下してしまったのである。したがって、1965～1985年の20年間に同居率が30%でほぼ一定に見えるのは、同居可能率が48.0%から81.3%まで急激に上昇したことと、同居実現率が65%から37%へ急速に低下したことが相殺された結果であるといえる。

表1-2 夫の続柄別結婚時の親との同居率、近居率 (%)

	結婚年次	長	男		長男以外
			一人っ子		
同居率	1955-59	61.3	45.5		32.9
	1960-64	52.3	47.5		19.6
	1965-69	46.3	49.2		17.1
	1970-74	44.1	46.1		16.3
	1975-79	41.7	44.0		18.6
	1980-84	40.6	37.2		18.5
	1985-87	35.3	25.0		23.0
近居率	1955-59	5.3	0.0		22.4
	1960-64	10.0	7.5		18.5
	1965-69	14.4	9.2		22.2
	1970-74	17.0	21.1		23.4
	1975-79	19.4	17.3		24.8
	1980-84	21.0	21.8		30.4
	1985-87	28.7	40.6		32.8

第9次出産力調査、1987年による。親には妻の親含む。

子世代平均ではなく、夫の親との続き柄別に親との同居率をみると (表1-2, 第9次出産力調査1987年, 親との同居には妻の親との同居を含む), 1955—59年結婚コーホートでは、長男の同居率は61.3%で長男以外の約2倍となっているが、以後のコーホートでは長男における同居率が低下する一方、長男以外では1970—74年の16.3%以後またしだいに上昇し、1985—87年結婚コーホートでは長男35.3%、長男以外23.0%とその差がかなり縮まっている。

一方、長男のうち一人っ子についてみると, 1965—69年～1975—79年結婚コーホートでは長男全体の平均より若干高いが、1980—84年結婚コーホートからは長男平均より低くなり始め、1985—87年結婚コーホートでは25.0%と長男平均と10%もの差がついている。これは親との同居に関して、一人っ子が「長男の典型」という性格から「長男と長男以外との中間」という性格に変わってきたことを示している。一人っ子については同居率より近居率が40.6%と高い(長男35.3%、長男以外32.8%)のが注目される。

妻の親との同居をみると (表1-3, 第8次出産力調査1982年), 1960年代の5%程度から1980—82年には3.5%に低下している。妻の親との続き柄別にみると, 兄弟のない長女(以下では単に“長女”とすることがある)でも、1960年代の20%程度から7.9%への低下がみられる。女の一人っ子の自分の親との同居率は男の一人っ子の自分の親との同居率より少し低いがかなり近く、もっとも新しい結婚コーホート1980—82年では16.0%である。また、1986年の移動調査によると、20—29歳のものについてはこれらの率はそれぞれ20.8%、26.5%と女の一人っ子の同居率の方が高くなっている。こ

表1-3 妻の続柄別結婚時の妻の親との同居率 (%)

結婚年次	総数	兄	弟なし			兄弟あり
			一人っ子	他の長女	長女以外	
1960-64	4.7	19.0	44.8	30.4	4.3	2.5
1965-69	5.2	19.8	33.3	27.5	10.0	2.1
1970-74	4.9	15.5	23.1	23.8	7.7	2.1
1975-79	4.6	12.1	29.7	11.9	5.4	2.1
1980-82	3.5	7.9	16.0	10.1	4.1	1.5

第8次出産力調査、1982年による。

れがより新しい動向と思われる⁶⁾。

きょうだい数 n 別に自分の親との同居率をみると、従来は同居可能率 $1/n$ （ただし、 $n=1$ のときは $1/2$ ）⁷⁾に近くなっている。たとえば、1986年移動調査によると40歳以上で夫の両親が健在でそのきょうだい数（本人を含む。以下でもすべて同じ）が1人、2人、3人、4人以上では夫の親との同居率はそれぞれ61.3%、47.2%、35.0%、28.0%である。しかし、最も若い20—29歳の男子については、夫の親との同居率は、平均19.5%、きょうだい数が1人、2人、3人の間でほとんど差がなく、20.8%、20.3%、21.6%となっている。これは結婚直後における親との同居が「きょうだいのうち誰かが同居しなければならない」という家継承の考え方に基づくものでなくなってきた結果と考えられる⁸⁾。

II 親との同居の意思

1. 自分の親との同居意思

独身者について自分の親との同居意思をきくと（表2—1，第9次出産力調査1987年），男子では、結婚直後かその後将来に「同居する」というものは30—34歳から18—19歳まで58.9～63.5%とほとんど変わらない⁹⁾が、「結婚直後から」というものはその半分以下で、30—34歳の28.6%から18—19歳の17.9%まで顕著に低下している。

さらに、親との続き柄別に結婚直後の同居意思をみると（表2—2，第8次出産力調査1982年），25—34歳の長男の36.9%に対し一人っ子は30.2%で、18—24歳ではそれぞれ26.5%、25.0%と、いずれも一人っ子の方が同居意思が若干低く、「長男と長男以外の中間」という性格が意識においても現れているといえるかもしれない。

表2—1 年齢別にみた独身者の自分の親との同居意思 (%)

性 年 齢 (歳)	総 (N)	数	同居する	結婚直後 から	しばらく したら	親が年を とったら	同居は しない	その他 不詳
男								
18—19	(541)	100.0	60.4	17.9	15.3	27.2	28.1	11.5
20—24	(1,355)	100.0	63.2	19.9	18.5	24.8	28.3	8.5
25—29	(785)	100.0	63.5	25.5	18.0	20.0	27.5	9.0
30—34	(346)	100.0	58.9	28.6	15.0	15.3	28.3	12.8
女								
18—19	(601)	100.0	41.4	6.8	11.1	23.5	50.2	8.4
20—24	(1,271)	100.0	41.4	7.4	9.8	24.2	50.7	7.9
25—29	(427)	100.0	38.6	9.1	7.5	22.0	49.2	12.2
30—34	(121)	100.0	38.9	9.1	8.3	21.5	47.1	14.0

第9次出産力調査，1987年による。

6) 廣嶋清志，「子からみた親子の居住関係と移動」、『人口問題研究』，第46巻3号，1990年10月，pp.16—34。

7) より正確には配偶者のきょうだい数を考慮する必要がある。詳しくは下記参照。

廣嶋清志，「結婚後の競合を考慮した親子同居可能率のモデル」、『人口問題研究』，第186号，1988年4月，pp.14—34。

8) 廣嶋清志，前掲（注6）。

9) この最終的な同居予定者約60%のうちどれだけが実際に同居するかは将来のことでわからないが，近年の実際の老親との同居をみると（1986年全国人口移動調査），既婚の子ども世代が55—59歳のとき親が生存しているものについて親との同居可能率は58.9%，同居率は46.6%で，同居実現率は $46.6/58.9=79.1\%$ である（廣嶋清志，前掲注6，表3，表7）。したがって，独身男性の回答の約60%という値はこれと比べて約20%低いといえる。

表2-2 年齢・続柄別にみた男子独身者の自分の親との同居意思 (%)

年齢(歳) 続柄	総数 (N)	同居 したい	同居しない			同居した くない	その他 不詳
			結婚直後	しばらく して	親の老後		
18-24							
総数	(1,579) 100.0	70.5	20.7	24.4	25.4	18.9	10.6
長男	(1,061) 100.0	82.5	26.5	29.1	26.9	10.2	7.3
うち一人っ子	(136) 100.0	81.6	25.0	30.9	25.7	10.3	8.1
長男以外	(518) 100.0	45.9	8.9	14.7	22.4	36.7	17.3
25-34							
総数	(1,041) 100.0	70.9	28.7	20.6	21.6	16.8	12.3
長男	(645) 100.0	85.4	36.9	24.3	24.2	8.5	6.0
うち一人っ子	(63) 100.0	73.0	30.2	28.6	14.3	12.7	14.2
長男以外	(396) 100.0	47.2	15.4	14.4	17.4	30.3	22.5

第8次出産力調査, 1982年による。

これらの結果をIでみた現実の結婚直後の親との同居率と対比すると、25-29歳、30-34歳の25.5%、28.6%は現実の夫の親との同居率30%弱ときわめて近い。しかし、18-19歳、20-24歳についてはこれよりかなり低く、これらのコーホートが結婚する2000年に近い頃には、同居率は20%以下に低下していくことが示唆されている。

独身女性で結婚直後に「自分の親と同居する」とするものは6.8-9.1%に上る(表2-1)が、実際の同居率は4-5%である(表1-3)から半分程度しか実現していない。その意味でも夫妻対等ではない。

2. 相手の親との同居意思

独身女子について、結婚後の相手の親との同居意思をきくと(表2-3, 表2-4), 将来時点を含めて「同居する」は59.7%であるが、「結婚直後に同居する」は3分の1の20.7%に限られる。また、「結婚直後の同居」は25-29歳の22.7%から18-19歳の17.6%までやや低下傾向がみられる。逆に、「同居したくない」は全体で33.6%であるが、30-34歳の28.1%から18-19歳の40.6%へ、やや顕著な増大がみられる。なお、この18-19歳の率は独身男子についての「相手の親と同居したくない」ものの率45.9%とあまり変わらず、その意味でも男女間の差が小さくなりつつある。

これを独身男子の自分の親との同居意思と比較すると、25-29歳、30-34歳では男子の25.5%、28.6%に対して女子の夫の親との同居意思は22.7%、19.0%と低く、男女間で3%から10%の差がある。また、この女子の夫の親との同居意思を現実の夫の親との同居率30%弱と対比すると、約10%の差がある。

表2-3 性・年齢別独身者の結婚相手の親との同居意思 (%)

性 年齢	総数 (N)	同居 する	同居しない			同居はし たくない	その他 不詳
			結婚直後 から	しばらく したら	親が年を とったら		
男 総数	(3,027) 100.0	40.8	9.1	13.9	17.8	45.9	13.3
女 総数	(2,420) 100.0	59.7	20.7	18.1	20.9	33.6	6.7
18-19	(601) 100.0	52.9	17.6	19.5	15.8	40.6	6.5
20-24	(1,271) 100.0	63.3	21.7	19.1	22.5	31.0	5.7
25-29	(427) 100.0	58.8	22.7	14.1	22.0	32.8	8.4
30-34	(121) 100.0	58.7	19.0	14.9	24.8	28.1	13.2

第9次出産力調査, 1987年による。「いずれ結婚する」と答えたものについて。

表2-4 親との続柄別独身者の結婚相手の親との同居意思

(%)

性 きょうだいの有無 続柄	総 数 (N)	同 居 す る	同居はし たくない			そ の 他 不 詳
			結婚直後 から	しばらく したら	親が年を とったら	
男						
長男一人っ子	(2,071) 100.0	38.2	8.1	12.3	17.8	47.3
長男以外	(183) 100.0	37.2	9.3	12.6	15.3	45.9
	(933) 100.0	46.5	11.3	17.4	17.8	43.6
女						
“長女”一人っ子	(562) 100.0	52.9	14.6	15.7	22.6	39.3
“長女”以外	(174) 100.0	48.8	12.6	12.1	24.1	43.1
	(1,840) 100.0	62.2	22.8	19.0	20.4	31.6

第9次出産力調査，1987年による。“長女”とは兄弟のない長女。

このような親との結婚直後の同居に関して，独身女子の意識が，独身男子の意識との間で，また現実の同居行動との間でくいちがっていることは，現在，適齢期にある女子にとってひとつの結婚の阻害条件となっていると考えられる。これについてはあとで初婚年齢によっても分析する。

なお，18—19歳，20—24歳では男子の自分の親との同居意思もさきにもたように20%弱に低下しているので，その意味での男女間の差は小さくなっている。

Ⅲ 親との同居の結婚への影響

以上のような親との同居をめぐる行動および意識は，結婚とどのような関係をもっているか，あるいは，同居は結婚にどのような影響を与えているのだろうか。このことを検討するには，同居と離婚発生との関係の検討¹⁰⁾などいくつかの方法が考えられるが，ここでは主として結婚の開始，結婚年齢との関係を検討する。

さて，夫妻が結婚の条件として重視した要素をみると¹¹⁾，妻において「相手の親との同居」を挙げたものは，1949年以前の結婚コーホートでは30%程度であったが，以後着実に増加し1980—83年結婚コーホートでは50%を超えるにいたり，「相手の人柄」「相手のものの考え方」に続いて3番目に上がっている。夫の親との同居をどのような意味で重視したかは直接にはわからないが，同居を当然のこととして受け入れるということではなくなってきたこと，したがって親との同居が配偶者の選択に影響を与えていることを示しており，ひいては結婚年齢にも影響を与えるようになってきたとも考えられる。

そもそも，親との同居が結婚年齢に及ぼす影響とは，親と同居する結婚を前提とする結婚予定者の結婚にいたる過程において，同居にともなう諸条件がその配偶者候補の範囲や選択，結婚の決断，合意，開始に影響を及ぼした結果現れるものと考えられる。本来結婚にいたる過程を具体的に研究する必要もあるが，ここでは結婚以前については見合い・恋愛という配偶者の選択方法のみを扱う。

10) 本研究で主として用いるデータは現に結婚している夫婦であるので，離婚への影響は直接分析することができない。

離婚理由の中で親との同居の問題がどの程度の比重を持っているかを間接的に表すものとして離婚請求の動機・理由をみると、『司法統計年報 家事編』によると，1989年の婚姻関係事件申し立て件数44,787件のうち「家族親族との折り合いが悪い」というものは，夫申し立てでは21.8%（3つまでの重複回答）で，「性格が合わない」「異性関係」に続いて第3位であるが，第2位の「異性関係」22.4%とほぼ同率である。妻申し立てでは同じ理由は13.6%で9位であるが，1970年に10.7%，1985年に11.8%，と少しずつ着実に増加しつつある点特徴的である。夫では1980年に21.7%で以後増加傾向がみられない。

11) 人口問題研究所，『昭和58年度 結婚に関する人口学的調査』，実地調査報告資料，1984年；人口問題審議会他，『日本の人口・日本の家族』，東洋経済新報社，1988年，p.38。

結婚年齢を決めるのは最終的には個人であるが、これに影響する要因には社会規範と個人の期待と結婚市場の3つがある。第1の規範は別として、第2の要因は効用最大化その他の判断で個人が最大限合理的に決定しようとする側面である。第3は結婚相手の存在、獲得を前提とし、自分だけの都合で決めることができず、結婚の候補者の参加する結婚市場によって決定されるという側面である。第1と第2の要因では適齢期と考えられている年齢があり、必ずしも早ければ早いほどよいとは考えられていない。第3の要因では資源を多く持ち有利なものほど市場で早く相手を見つけることができると考えられる。もちろんこの3つの要因は相互に関係をもっている。適齢期の規範がゆるく結婚市場がゆるやかなほど各人の判断によって決定されるが、規範がゆるい条件のもとで競争が厳しく結婚相手を見つけることが難しいほど市場原理が貫かれる。また、この第2と第3の二つの側面では、結婚年齢に対する資源の効果はまったく逆になる。前者では資源の多い方が結婚の効用が少なくなるので結婚年齢が高く、後者では資源の多い方が結婚が有利になるので結婚年齢が低い¹²⁾。ただし、結婚の効用が独身に比べあまり大きくない条件のもとでは、結婚市場において資源の多い方がよい相手を見つけるために長く待つことができ、結婚年齢が高くなるとされる。したがって、このような結婚年齢の決定構造がどのようになっているか、どのように変化してきたかを、とくに親との同居をめぐって問題にしなければならない。

結婚年齢が全般的に上昇してきたのは、上記3要因についてそれぞれ、適齢期規範がゆるんできたこと、結婚のメリットが独身生活に比べて相対的に低下したこと、結婚しにくい条件が大きくなってきたことなどによって説明できると考えられる¹³⁾が、同居と別居を対比する場合、同居を選ぶ傾向が弱まっているもとで同居の初婚年齢の相対的上昇を同居の資源の相対的な増大によって、つまり第2の要因で説明するのは難しい。むしろ、第1の要因の規範について同居が別居より伝統的な結婚であり、より強く若い結婚年齢を志向していたが、これが弱まっていること、これと同時に、第3の要因により同居を予定することが結婚において有利であることから不利に変化していると考えられるべきであろう。そこで、とくに結婚市場で同居と別居の位置を検討することが必要である。

親との同居がもつ内容は多様である。第1にはもっとも直接には居住をともにすること、住宅空間・住宅施設の共用である。第2にはそれ以上に生活をともにすること、これはまた扶養や家業を受け継ぐという面もある。さらに第3には、財産を受け継ぐ、相続という面もある。これらは同居の利点であり、欠点でもある。一例をあげれば、同居では多くの場合若い夫婦にとって住宅条件に恵まれ、子どもの世話を頼め、妻が働きに出る上でも好都合である。しかし他方で、生活の独立性が犠牲になる。家族を取り巻く社会的条件や同居に対する意識が変わり、同居が相対的に不利になると、その結果結婚年齢が相対的に高くなることとして現れるとみられる。もしすべての利点と欠点が均衡がとれるとすると、結婚年齢について同居と別居で差がみられないはずである。

以上のような見方を前提として以下では、同居が初婚年齢とどう関わっているか、また同居に関わる諸条件と初婚年齢とがどういう関係にあるかを検討する。分析には第9次出生力調査のデータを用い、近年における変化をみるため、調査対象者を結婚年次別に分けた上で、親との同居・別居別を中心にしたクロス集計により分析する。調査対象には調査時点までに離別・死別した夫婦は含まれないので、結婚年次別に比較するとき古い結婚では離婚の発生による影響があると考えられるが、どの程度のものであるかは不明である。データの制約からここで別居というのは両親が生存しない場合も含み、逆に親以外の親族たとえば祖父母などとの同居が一部に含まれている。また、親は夫の親と妻の

12) 松下はアメリカについて個人的最適化のアプローチにより市場決定とはまったく逆に、住宅室数、自動車、教育など資源のある方が結婚する効用が小さくなり結婚年齢が遅くなるとして、データで裏付けている。

Keiichiro Matsushita, "Economic analysis of age at first marriage", *Journal of Population Economics*, Vol.2, 1989, pp.103-119.

13) 具体的にはたとえば、阿藤誠ほか、前掲(注1)参照。

親両方が区別されずに含まれている。したがって、ここでの結果は主として夫の親との同居の効果を示しているといえる。

初婚年齢を観察する前に、まずあらかじめ同居・別居の間で結婚の性格と条件がどのように違うかをみておこう¹⁴⁾。

1. 配偶者の選択方法

配偶者の選択方法としての結婚形態は見合い結婚と恋愛結婚とに2区分され、見合い結婚の結婚年齢は恋愛結婚に比べて、夫も妻もかなり高くその差は広がりつつあることが知られている¹⁵⁾。見合いには伝統的な配偶者選択という面と恋愛によって配偶者を得られなかったものに対する救済的手段という2つの面があり、しだいに後者の側面が強くなっているからである。

この区分と同時に、親と同居するかどうかによって結婚を4つに区分すると(図3-1)、一番大きな割合を占めているのは1960年代から「別居・恋愛」であり、1980年代に入ってからこれが半数以上を占めている。

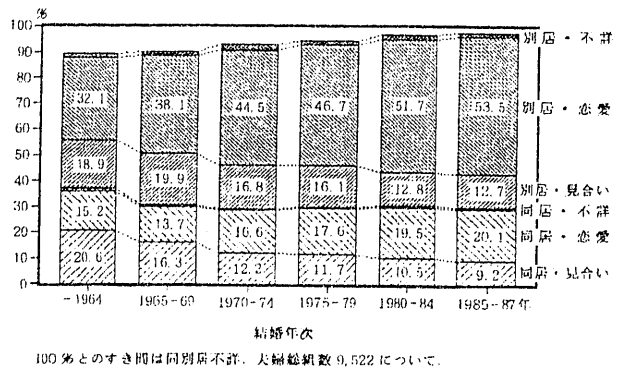
「見合い」と「恋愛」の間で同居・別居の割合を比較すると、「見合い」においては1960年代前半までは「同居」の方が多かったが、1960年代後半からは「別居」の方が多くなっている。これに対して、恋愛結婚では1960年代にはすでに「別居」の方が多かった。恋愛結婚が全般的に多くなるにしたがい、「同居」でも「見合い」より「恋愛」の方が多くなり、「同居・恋愛」は10数%から1985-87年には20.1%まで増加しつつある。

かつては「見合い」と「同居」との関係は密接であったが、しだいに「見合い」においても「別居」が多くなり、「同居」においても「恋愛」が多くなった。このようにみえてくると、「同居」が「恋愛」の中に生き残るなど、「同居」はまだ一方的に廃れるという傾向にはないといえる。最近「別居・恋愛」が半分を占めるとはいえ、いまだに親との同居・別居と見合い・恋愛は近年の結婚を4区分する2つの重要な軸といえる。

見合い結婚の割合は同居・別居を問わず全般的に低下しつつあるが、「同居」の方が「別居」と比べ見合い結婚割合が大きいという傾向は続いている(図3-2)。この理由は、同居する結婚がより伝統的な意識に支えられているからという理由と、「同居」の結婚が不利だから「見合い」に依存するという2つの理由が考えられるが、後の理由はあとでみる初婚年齢の傾向からみて1980年代に入ってから当てはまるものと考えられる。

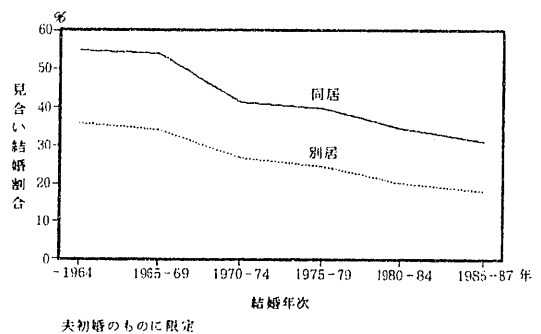
「同居」の方がより伝統的な結婚であるという

図3-1 結婚年次別親との同別居・結婚形態別割合



100%とのすき間は同別居不詳。夫婦総組数 9,522 について。

図3-2 同別居別見合い結婚割合



夫初婚のものに限定

14) 同居と農業との関係をもておくと、1985-87年結婚の夫の職業は、同居者のうち農業は5.2%、その他の自営は6.6%、別居では農業は0.9%、自営は5.0%であるので、農業従事者では同居が大半であるが、同居者の中でのその比重は小さい。

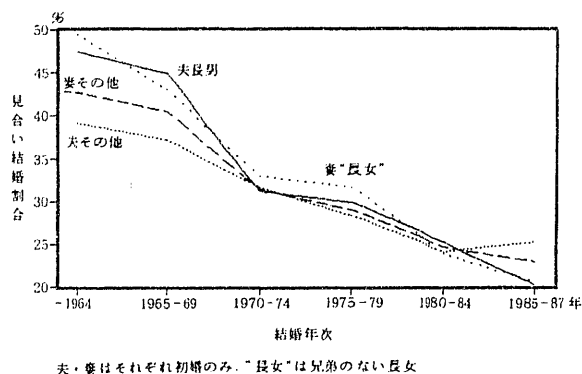
15) たとえば、前掲(注2)参照。

側面は、夫妻の年齢差をみると、親と同居する夫婦で夫妻の年齢差がやや大きいことにも現れている。たとえば1980—84年、1985—87年に結婚した初婚の夫で親と同居したものでは3.48歳、3.11歳、別居のものでは2.97歳、2.85歳というちがいがあ。ただし、その差は小さくなりつつある。

そこで、同居・別居と密接な関連を有する、親との続き柄別に見合い・恋愛別の結婚形態をみると(図3—3)、Iですでにみたように同居が多かった長男あるいは兄弟のない長女(“長女”)では、見合い結婚の割合がその他の続き柄のもの

に比べて、やや大きかったが、1970年代からほとんど差がなくなり、1980年代後半には1960年代の傾向とまったく逆に長男および兄弟のない長女の方が見合い割合が小さくなっている。この傾向が今後も続く確かなものは今後さらに観察を要するが、あとでみる初婚年齢の傾向(長男、“長女”の初婚年齢がその他の続き柄に比べて相対的に若くなりつつある)と符合している。つまり、1980年代後半から長男、兄弟のない長女といういわゆる跡継ぎが結婚において相対的により大きく有利になり始めたことのひとつの現れとみられる。

図3—3 夫妻の親との続柄別見合い結婚割合



2. 世帯構成

結婚直後の親との同居・別居にともなう生活条件にはどのような違いがあるのか。まず世帯員数は、「同居」・「別居」の間で当然大きな差がある。「同居」では1964年以前の平均4.80人から1985—87年の4.14人まで低下している(表3—1)。平均4人を超えるということは両親2人に加えてその他の親族が別にいる人数に相当する。死亡率の低下にもかかわらず、同居者が減少したことは直系や傍

表3—1 結婚時の親との同居別住居部屋数、世帯員数、1人当たり室数

結婚年次 親との同別居	平均住居 部屋数	世帯員 ¹⁾ 5人以上割合 3人以上割合 (%)	平均世帯員数	1人当たり 部屋数	サンプル数
-1964					
同居	4.99	49.3	4.80	1.04	376
別居	2.35	12.2	2.31	1.02	548
1965-69					
同居	5.10	46.4	4.56	1.12	458
別居	2.53	8.8	2.16	1.17	895
1970-74					
同居	5.65	40.0	4.34	1.30	555
別居	2.72	6.6	2.14	1.27	1,224
1975-79					
同居	6.44	40.0	4.39	1.47	550
別居	2.95	6.3	2.15	1.37	1,172
1980-84					
同居	6.67	35.3	4.30	1.55	482
別居	3.14	6.4	2.14	1.47	1,003
1985-87					
同居	6.50	32.6	4.14	1.57	200
別居	3.21	6.8	2.16	1.49	441

1) 同居については5人以上割合、別居については3人以上割合。夫初婚のもの(7,904組)に限定。

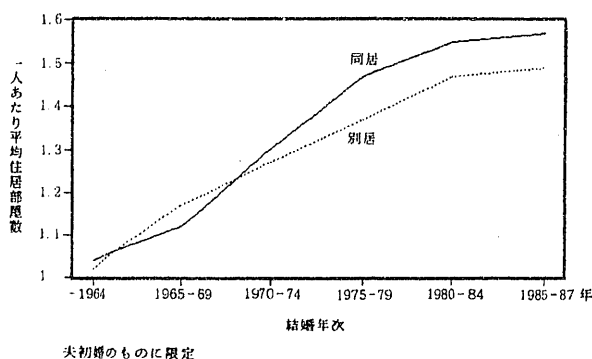
系の親族との同居が少なくなるなど拡大家族における「別居」が進行したことを意味するとともに、結婚時に同居するのは両親がそろっている場合よりも片親になっている場合が多くなりつつあるという2つの事情によるものと考えられる。

これに対して、「別居」でも世帯員数は夫妻とも初婚でも夫婦2人とは限らず、1964年以前の結婚の2.31人から1985—87年結婚の2.16人に変化している。この世帯員の減少過程で3人以上の世帯の割合は12.2%から6.8%へと減少している。ただし、1970年以後ほとんど変わらないかわずかに増加しているのは興味深い。これは未婚の子連れというより、主として夫妻の祖父母との同居の増加と推察される。このような同居を考慮にいれると親と同居していなくてもその他の親族と同居しているものは初婚全体の6.4%（1964年以前結婚）から4.6%（1985—87年結婚）に及ぶ。以下の分析ではこれらを除く方がより望ましいが、含まれている。

3. 住居部屋数

親との同居・別居別に結婚時の住居の部屋数をみると、「同居」のものの部屋数はかなり大きく、「別居」の2倍以上の部屋数となっている。同居する世帯員数が異なるから当然である。そこで、住居部屋数を世帯員数で割った1人あたり平均部屋数をみてみよう（図3—4）。「同居」・「別居」ともに1人あたり部屋数は結婚年次が最近のものほど大きくなっており、約1.0部屋から1.5部屋へと住居水準の上昇がみられるが、「同居」と「別居」を比較すると、1970年以前は「同居」と「別居」で1人あたり部屋数はほとんど変わらない

図3—4 親との同別居別1人あたり平均住居部屋数



か、「同居」の方がむしろ少ない。ところが、1970年以後は「同居」の方が1人あたり部屋数が大きくなっている。1985—87年結婚では1.57部屋対1.49部屋である。これはそれほど大きな差にはみえないかも知れないが、「同居」世帯では共通の部屋（たとえば、リビングルーム）が節約できるということを考慮に入れると「同居」の方が住宅水準が数値以上に高いものと考えられる。したがって、1970年以前は住居水準を犠牲にしても「同居」が成立したが、1970年以後は住居水準が「同居」によって若干でも相対的に良くなるときに「同居」が成立するように変化したといえよう¹⁶⁾。つまり、「同居」が住居の面でコストがかかることを意味する¹⁷⁾。

同別居に加えて見合い・恋愛別にみると（図3—5）、平均住居部屋数は「同居」・「別居」とも「見合い」が「恋愛」に比べて大きい。さらに、これを1人あたり部屋数でみると（図3—6）、「恋愛」・「見合い」ともそれぞれ「別居」と「同居」との間にあまり差がないのに対して、「見合い」の方が「恋愛」より大きく、その差は大きい。「見合い」には「恋愛」より住居のコストがかかると

16) 1985年国勢調査によると、全国的には、1人あたり住居室数は夫婦と子どもの世帯では1.25、夫婦と子供と両親の世帯では1.22、夫婦と子供と片親の世帯では1.33であり、また1人あたり畳数では、それぞれ7.8、8.4、8.9となり、親と同居している世帯の住居水準の方が高いといってよい。ところが、山形県のように親との同居が普遍的な地域では、1人あたり住居室数ではそれぞれ1.49、1.23、1.45、また1人あたり畳数ではそれぞれ9.9、8.9、10.2と相対的には親と同居している方が住居水準が高いとはいえない。つまり、住居水準がよくなると同居が成立するという関係にはない。

17) 1975—85年に親子同居世帯において有配偶男子の世帯主率が低下し、逆にその親の世帯主率が上昇していることを観察し、住宅所有などによる同居世帯における親の相対的な地位の上昇を指摘した。

廣嶋清志、「最近の世帯主率変動の要因」、『人口問題研究』、第183号、1987年4月、pp.62—69。

いうことである。あとでみるように、「見合い」の方が初婚年齢が高く、年齢の高さを住居で相殺しているともみることができる。「同居」においても先にみたように「恋愛」の方が多数となってきた（図3-1）が、「恋愛・別居」というもっとも主流に比較して「恋愛・同居」は1人あたり住居部屋数がやや大きい点も同居のコストを示しているとみられる。

図3-5 結婚形態、親との同居別平均住居部屋数

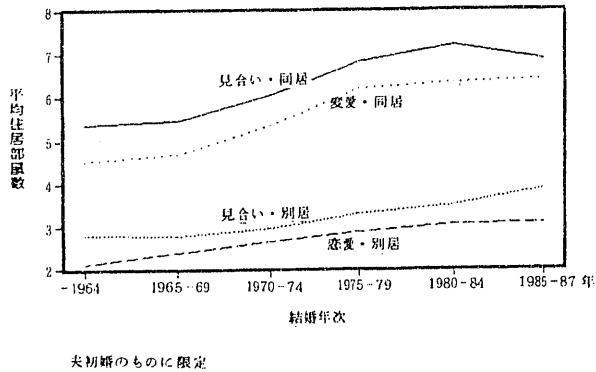
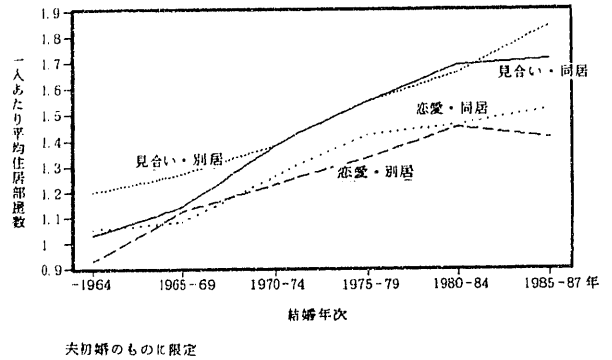


図3-6 結婚形態、親との同居別1人あたり平均住居部屋数



4. 初婚年齢

調査対象が調査時に50歳未満の妻に限定されているので、古い結婚は若く結婚したものに偏っているから、集計は1970年以後の結婚に限定する。

(1) 親との同居・別居別

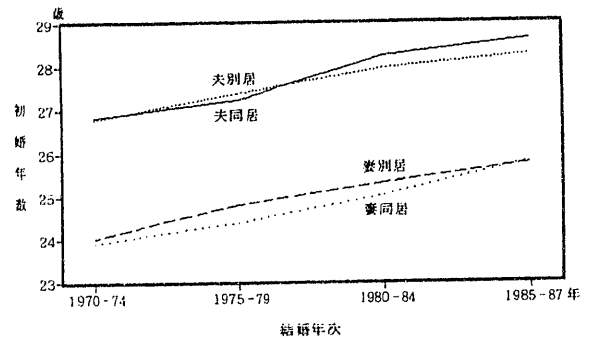
結婚直後の親との同居別初婚年齢をみると（図3-7），夫では1970年代後半の結婚コーホートでは「同居」のものの方が初婚年齢が低くなっているが，1980年代前半結婚コーホートでは逆転し，1985—87年結婚コーホートでは0.36歳「同居」の方が高年齢となっている。結局，1975—79年から1985—87年にかけて「同居」の夫では27.22歳から28.63歳まで1.41歳高年齢になったのたいし，「別居」の夫では0.88歳と約半分の高齢化にとどまっている。

妻でも1985—87年にはほんのわずかであるが同様な逆転がみられる¹⁸⁾。「同居」の初婚年齢の相対的な低さは1975年以後0.41歳から-0.05歳まで明瞭に小さくなっている。夫と同様に同じ期間に同居の方が高齢化が著しい結果となっており，「同居」では1.42歳の高齢化，「別居」では0.96歳の高齢化にとどまっている。なお，妻の「同居」と「別居」の初婚年齢の逆転が夫に比べて遅れたのは，さきにみたように「同居」の方が夫妻の年齢差が大きいからである。

(2) 見合い・恋愛別の同居・別居別

「同居」を「見合い」・「恋愛」別に分けると（図3-8），夫の初婚年齢は「同居」・「別居」

図3-7 親との同居別平均初婚年齢



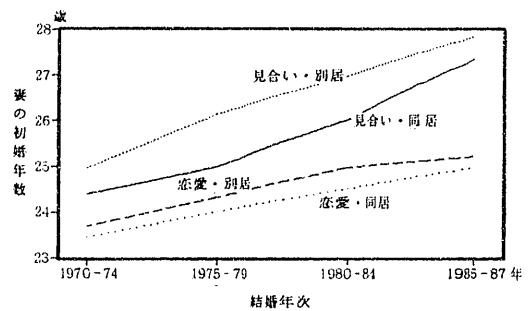
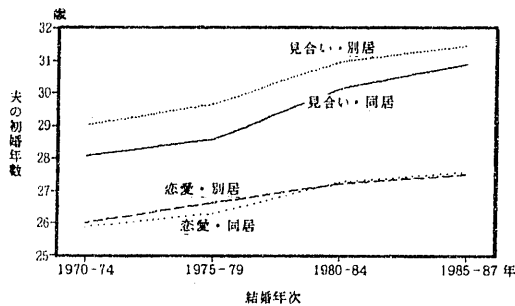
18) 結婚年齢に関する重回帰分析によると，妻の結婚年齢についてはもっとも若い1951—58年出生コーホートでは夫の親との同居が有意な正の効果を持っており，夫の親との同居が妻の結婚年齢を高めたといえる。これ以前の出生コーホートについてはこの効果はなく新しい傾向であるといえるが，夫について同様な傾向は有意でない（1978年保育環境調査）。廣嶋清志，前掲（注1）。

とも、さきにも述べたように「見合い」が「恋愛」より高年齢で、その差が大きい。夫は「見合い」ではまだ「同居」の方が初婚年齢が低い、その差は小さくなりつつある。「恋愛」では「同居」・「別居」の差がほとんどないが、「同居」の方がわずかに低い状態からわずかに高くなりつつある。「恋愛」で「同居」が不利になりつつあるのかもしれない。

妻について「見合い」・「恋愛」別にみると（図3-9）、夫と同様に「別居」の方が「見合い」・「恋愛」それぞれにおいて初婚年齢が高いが、「別居」・「同居」間の差が縮まっている。

以上のような、夫と妻の初婚年齢における「同居」の「別居」への接近は「見合い」より「恋愛」でより目立っている。「同居」の有利さの減少はとくに「恋愛」においてみることができる。

図3-8 結婚形態、親との同居別居別夫の平均初婚年齢 図3-9 結婚形態、親との同居別居別妻の平均初婚年齢



(3) 住居部屋数別の同居・別居別

「同居」と「別居」を住居部屋数別にみると（図3-10）、もっとも居住密度の高い1-4部屋「同居」の夫の初婚年齢は一貫して5部屋以上「同居」、1-4部屋「別居」より高い。「同居」の初婚年齢が「別居」に比べて低かったのは、実は5部屋以上の「同居」に限られることがわかる。しかも、5部屋以上「同居」も1-4部屋「別居」に比べ1980年代に入ってから高くなっている。なお、5部屋以上「別居」は例外的なケースで、親以外の親族の同居者がいるものが多い¹⁹⁾。

妻についてみると（図3-11）、1-4部屋「同居」は1980年代に入ってから夫と同様に1-4部屋「別居」より初婚年齢が高くなり、5部屋以上「同居」も1985-87年には1-4部屋「別居」より高くなっている。5部屋以上「別居」を除けば妻も「同居」より「別居」の方が初婚年齢が低くなる傾向が現れたといえる。

ここには、住居の部屋数が少ないことは明らかに初婚年齢を上げる効果を持っていることが示されている。

図3-10 結婚直後の住居部屋数、親との同居別居別夫の平均初婚年齢

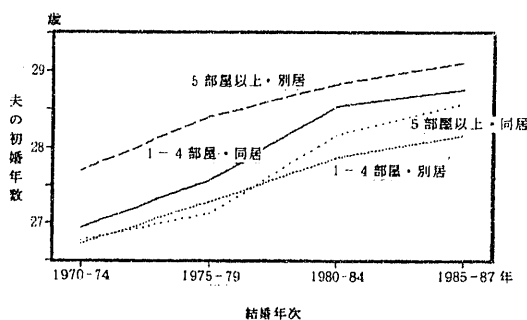
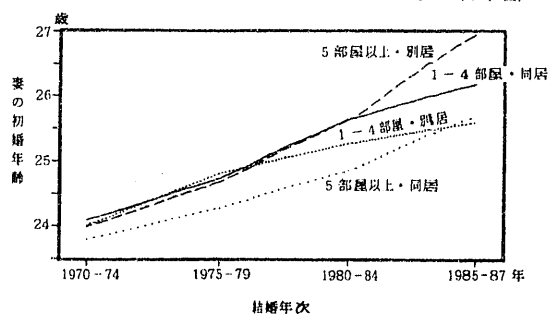


図3-11 結婚直後の住居部屋数、親との同居別居別妻の平均初婚年齢



19) たとえば、1985-87年の5部屋以上別居の平均世帯員数は3.04人になっている。

(4) 親との続き柄別

親との同・別居と関連の深い親との続き柄別に初婚年齢をみると(図3-12), 夫では長男はそれ以外のものに比べて, やや早く結婚しており, とくに1980年以後その差が広がり, 1985-87に0.59歳の差となっている. 妻についてもまったく同様に, “長女”(兄弟のない女きょうだいのみの長女)の初婚年齢はそれ以外のものに比べて低くしだいにその差が開き, 1985-87年に0.70歳となっている. この初婚年齢の動きは, Iでみた長男・“長女”の親との同居率が最近でもその他の続き柄に比べより高いことと矛盾するように見える.

そこで, さらにこれを同居・別居別にみると, 夫の場合(図3-13), 長男では1980年以後「同居」の方が高年齢という傾向にはっきりと切り替わり, 大きな差で高年齢になっている²⁰⁾. このように, 同・別居を境に長男の初婚年齢が分岐したことが, 夫の「同居」全体の初婚高年齢化と長男全体の初婚の相対的低年齢化をもたらしているものといえる. 長男以外の「その他」のものでも1980-84年には「同居」の方が高年齢であるが, 1985-87年には低年齢にもどっており, 長男と同じ傾向かどうか判然としない.

妻では(図3-14), “長女”以外の「その他」については「同居」が以前は低年齢であったが, 1985-87に「別居」より年齢が高くなっている. 多数を占める「その他」のこの傾向が, 妻の初婚年齢において「同居」が「別居」に追いつき追い抜きそうになっている理由であるといえる. “長女”では「同居」の方が初婚年齢が低い傾向に変化はみられないが, “長女”でも多数を占める「別居」の初婚年齢は「その他」の「同居」・「別居」より低い.

このように長男や兄弟のない長女がその他に比べて初婚年齢が低い傾向が現れてきたのは, なぜだろうか. 結婚直後における親との同居率については長男とそれ以外の差が縮まるとともに, 長男とそれ以外の結婚直後の住宅条件にも差がないが, 将来時点の同居については長男とそれ以外に大きな差がある. 独身男性の自分の親との同居意思は将来時点のものも含めて60%(表2-1)から70%(表2-2)となっているが, 長男については80%強, それ以外では46%, 半分以下となっている(表2-2). 結局, 「家」一文字どおり住宅を引き継ぐ

20) これは, 長男の方が結婚時に住居部屋数が大きいからではない. 1人あたり平均住居部屋数をみると, 長男別居は1970年代後半からその他の別居より小さく(それぞれ1.46部屋, 1.51部屋, 1985-87年結婚), 長男同居もその他の同居に比べて大きいとはいえない(同1.55部屋, 1.64部屋, 1985-87年結婚).

図3-12 親との続き柄別平均初婚年齢

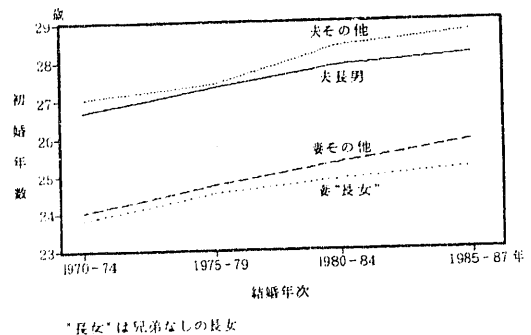


図3-13 親との続き柄, 親との同居別夫の平均初婚年齢

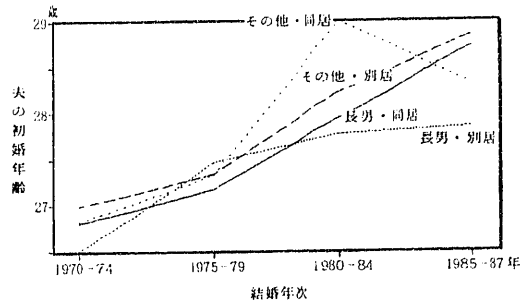
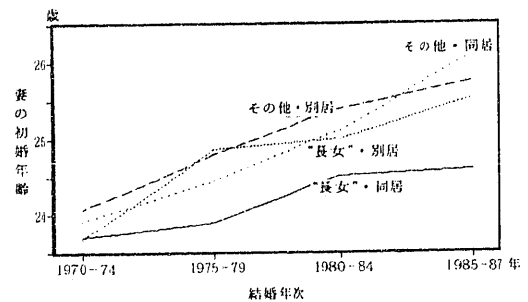


図3-14 親との続き柄, 親との同居別妻の平均初婚年齢



のはやはり長男と考えられている。とすると、80年代に入って一段と住宅事情が厳しくなった情勢のもとで、このことが長男の結婚にしだいに強く有利に作用しつつあるのではないかと考えられる²¹⁾。

(5) きょうだい数別

きょうだい数が多ければ親との同居の可能性が小さくなる。したがって、同居が資源であれば結婚にとって不利になる。同様に親からの資源を受け取る場合、きょうだい数が多いと教育投資などに不利という面がある。しかし逆に、きょうだい数自体が資源であるという側面もある。実際にはどうであろうか。

夫も妻も(図3-15, 図3-16), 4人以上のきょうだいでもっとも初婚年齢が高い。親との同居を含めて資源を受け取る割合が小さくなるためといえよう。しかし、きょうだい数と初婚年齢がすべて比例関係にあるわけではない。夫では1980-84年以前は、1人は2、3人に比べて高年齢であった。妻でも1970年代がそうである。一人っ子が結婚においてマイナスであるという特性が現れていたといえる。しかし、全般的にはきょうだい数との比例関係は強まっており、小さいきょうだい数の方が有利となりつつあるといえる。資源のくるのはきょうだいからよりも親からの比重が高まっているといえる。これらの結果は長男や“長女”がより有利(初婚年齢の相対的若年化)という結果と適合している。

図3-15 夫のきょうだい数別夫の平均初婚年齢

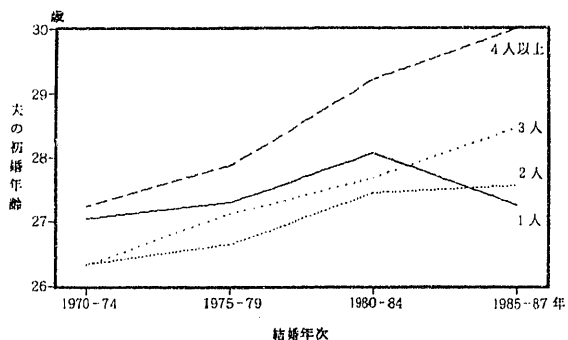
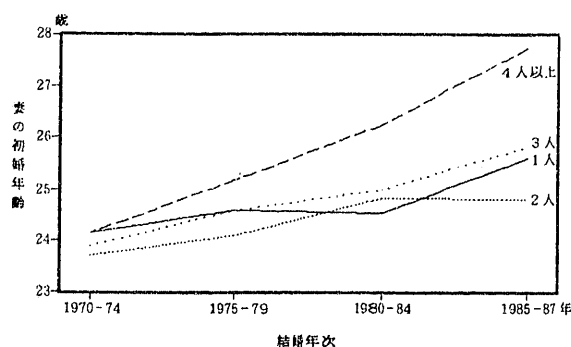


図3-16 妻のきょうだい数妻の平均初婚年齢



(6) 夫妻の親との続き柄の組合せ別

同居とかかわる夫と妻の属性である親との続き柄の組み合わせと結婚との関係をみよう²²⁾。初婚年齢の前に、夫と妻の親との続き柄の組合せの初婚の発生数をみると、長男と兄弟のない長女との結婚、つまりあととり同士は結婚は避けられる傾向があったがその傾向はしだいに弱まっている。あととり同士の結婚の発生がランダムであるときを1とすると、実際の結婚の発生は1964年以前結婚0.584, 1965-69年結婚0.757, 1970-74年結婚0.950, 1975-79年結婚0.807, 1980-84年結婚0.856, 1985-89年結婚0.887と、しだいに上昇している(1970-74年の高い数値の原因は不明)。たとえば、1985-87年の結婚では、長男割合は64.3%、"長女"は21.1%であるからランダムならば全体の13.6

21) 一般に、女性は配偶者選択において長男や一人っ子を避ける傾向があるものとみられている。たとえば、第一勧業銀行の「都内独身OLの結婚観」アンケート(1990年10月)によると、結婚にふさわしいタイプは「長男以外」77.6%、「兄弟姉妹がいる」96.2%(読売新聞1990年12月27日)。このことがそれぞれの初婚年齢を相対的に高くするものとは限らないとみられる。

22) 夫妻のきょうだい数の組合せも重要であるが、第9次出産力調査ではきょうだい数の組合せの結婚数に関する年次別の傾向が明確でない。きょうだい数のデータ処理が不十分であるのかも知れない。今後さらに観察が必要と思われる。1986年移動調査によると、30-39歳、40-49歳では夫からみても妻からみても明らかに一人っ子は一人っ子との結婚を避けたが、20-29歳ではまったく逆に、一人っ子は一人っ子を選ぶ傾向がきわめて強くなった。一人っ子同士の結婚は、妻の親と夫の親の双方に等距離を保つ夫妻平等の要求と、夫婦とそれぞれの親との関係の強さを物語っている。廣嶋清志、前掲(注6)参照。

%となるものと推定されるが、実際には12.1%であった。あととり同士の結婚を避ける行動は家相続に関する意識からくるものであり、親との同居にも関連している。

この組合せと初婚年齢との関係を見ると(図3-17, 図3-18), 夫も妻も「長男・“長女”」の初婚年齢がもっとも低く、とくに1980年代以後に明瞭になっている。妻では1985-87年には最高年齢の「その他・その他」と2歳以上もの差がある²³⁾。「長男・“長女”」の組合せが選ばれにくいことはこの組合せの初婚年齢を高めるという結果をもたらしてはいない。

「長男・“長女”」の組合せが選ばれにくいこととこの組合せの初婚年齢が低いことは矛盾するようにもみえる。そこで、見合い結婚の割合を見ると(図3-19), 「長男・“長女”」においてもっと低い。つまり、「長男・“長女”」は恋愛結婚によってより多く発生しており、恋愛結婚によってより多く選ばれたものである。これに対して、「長男・その他」, 「その他・“長女”」は逆に1985-87年を除き、見合い割合がもっとも高い。これは長男, “長女”を別個にみた結果(図3-3)と対比すると, 「長男・“長女”」の組合せの見合い率の低さは特異なものであることがわかる。また, 「長男・その他」と「その他・“長女”」は「その他・その他」に比べ見合い割合が高いにもかかわらず初婚年齢は低い。つまり, 「長男・その他」および「その他・“長女”」における見合いの高さは, それは家継承あるいは親からのより合理的な資源配分のためであり, “結婚年齢が高いので見合いが多い”という関係ではない。「長男・“長女”」はいわば資源が過剰に配分される組合せといえ, より多く恋愛結婚の結果選ばれ, 結婚市場での有利さによってもっとも早く結婚する結果となっているといえる。これに対して, 親からの資源配分にもっとも不利な「その他・その他」の見合い率は1980-84年から1985-87年にかけて上昇している。見合いによる長男と“長女”の適正配分の機能が弱まるにつれ, 今後「その他・その他」の見合い依存, 結婚年齢の相対的上昇が進行していくものとみられる。

「長男・“長女”」の組合せの発生が理論的期待値より少ないことは, それが夫妻の親にとって

図3-17 夫妻の親との続柄別夫の平均初婚年齢

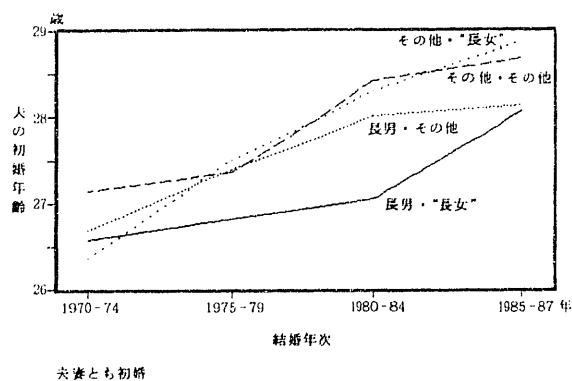


図3-18 夫妻の親との続柄別妻の平均初婚年齢

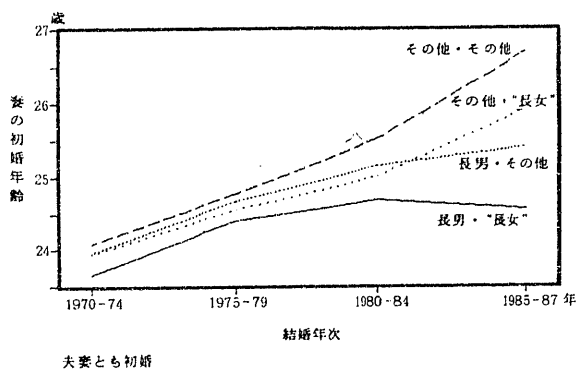
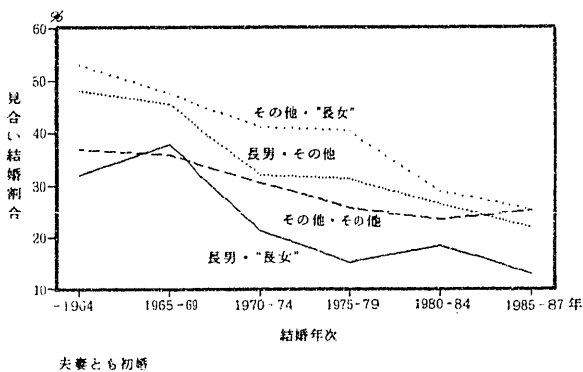


図3-19 夫妻の親との続柄別見合い結婚割合



23) 同居・別居別に分けてみても親との続柄の組合せ別の初婚年齢の結果はほぼ同様である。また, 住居水準は同居・別居別にみて「長男・“長女”」はやや低い程度であって, したがってこの組合せの初婚年齢が低いのは結婚時の住居の条件からくるのではないといえる。これらの結果は夫と妻の続柄を別々にみた結果(4)とも同様である。

不利だからであって、その初婚年齢からみて結婚する当事者にとって不利だからではないことがわかる。また、いかえるとこの組合せの発生が少ないことは長男や“長女”の資源を無駄なく配分する傾向といえる。

おわりに

子が結婚時に親と同居する割合は、1960年代後半以後20数年間、30%でほとんど変化がないが、その背後には過去の出生率低下により親と同居できるもの割合（同居可能率）が40数%から90%まで倍増する一方、同居できるもののうち同居を選ぶものの割合（同居実現率）が65%程度から30数%まで半減するという大きな変化があった。この同居行動の変化は、親子関係中心の直系大家族制から夫婦関係中心の核家族制へと変化しつつあることの現れとはいえるが、独身者の将来時点における同居意思の高さ（約60%）などからもうかがえるように、親子関係は依然として強い。

しかし、独身女子の配偶者の親との同居意思約20%は、25—34歳独身男子の自分の親との同居意思と比較して3%から10%低く、現実の夫の親との同居率30%弱と対比しても約10%低い。このように独身女子の意識が独身男子の意識との間で、また現実の同居行動との間でくいちがっていることは、現在、適齢期にある女子にとってひとつの結婚の阻害条件となっていると考えられる。

このような親との同居行動の変化を前提にして第9次出産力調査によりこれと初婚年齢との関係を分析した。親と同居する夫の初婚年齢は別居のものに比べ低年齢であったが、1980年代に入ってから逆には高年齢に変化した。妻においても、同居の方が初婚は低年齢であったが高年齢への変化のきざしがみられる。これは1980年代に入って同居が別居に比べて有利から不利へと変化した表れとみられる。住居部屋数別に2区分してみると、夫の初婚年齢は1960年代以前から1—4室の同居が1—4室の別居より高年齢で、その差はおおむね広がりつつある。妻でも1980年代以後同様の傾向がある。5部屋以上の同居でも、夫の初婚年齢は1980年代以後は1—4部屋の別居に比べ高年齢となった。妻でも1980年代後半から同様である。したがって、夫の初婚年齢が同居と別居で逆転したのは住居水準の上昇により、5部屋以上の同居が1—4部屋の別居より不利となったためであるといえる。長男および“長女”（兄弟のない長女）は初婚年齢がそれぞれ以外の続き柄より低く、しだいにその差は広がっており、1985—87年にはそれぞれ0.59歳、0.70歳となり、とくに、長男を同別居に分けると、同居が別居に比べ0.88歳も高年齢となっている。この長男の同居と別居の格差が広がったことが、結局夫の同居と別居の初婚年齢を逆転させたといえる。同居別居別にみても長男の初婚年齢がその他の続柄よりおおむね低くなっているのは、なんらかの長男の有利さからくるもので、長男の親と最終的に同居する意識の高さからみて最終的に住宅を引き継ぐ割合の高さからきているものとみられる。

同居の可能性の高い長男の初婚年齢はその他の続き柄に比べ高年齢になるのではなく、相対的に低年齢となり、その差が広がった。したがって、長男・“長女”が多くなったことは、結果的には親との同居率を高めるように働かなかったので、晩婚化を促進するのではなくむしろ逆に晩婚化を緩和する方向に作用したといえる。この現象は、親との続柄が結婚時における親との同居としだいに無関係になりつつあることに支えられている。

Coreidence with Parents and Marriage in Recent Japan

Kiyosi HIROSIMA

According to the National Fertility Survey of several turns, the percentage of children coresiding with parents at marriage has hardly changed and continued to be about 30 percent for more than two decades since 1960's. We showed that this apparent persistence is attributable to the multiplicative results of two facts: the doubling increase in the availability of parents, caused by decline in the number of siblings, and the halved preference to choose coresidence with parents.

About 20 percent of single women aged 18-34 are willing to coreside with their spouse's parents at marriage. This percentage is smaller by 3 to 10 percent than that of single men willing to coreside with their own parents at marriage and is also smaller by 10 percent than the actual percentage of marriages coresiding with husband's parents. These discrepancies are seemingly some of the factors which hinder marriage in recent Japan.

We analyzed the relationship between marriage and coresidence with parents at marriage, using the data of some 9000 married couples of the Ninth National Fertility Survey conducted by the Institute of Population Problems. The mean age at first marriage of husbands who creside with parents at marriage was lower before 1980s but has changed since 1980s to be higher than that of husbands who do not. The same trend in age at first marriage of wives also appeared several years later. These changes mean that coresidence with parents has changed to be less favorable from more favorable to marriage compared with separate residence. The mean age at first marriage of husbands coresiding with parents in a dwelling with 5 or more rooms used to be lower but has changed since 1980s to be higher than that of husbands not coresiding with parents and living in a dwelling with 1 to 4 rooms. The same trends has also appeared since 1985 for wives. This also means that the coresidence even in better housing has become less favorable than separate residence. Eldest sons and "eldest daughters without brothers" have come to get married more and more earlier than other sons and daughters. The average age differences were 0.59 years and 0.70 years for sons and daughters respectively in 1985-87. This seems to be contradictory to the fact that eldest sons and eldest daughters without brothers more often coreside with their own parents than other sons and daughters. The ages at marriage of the eldest sons have been more lower than those of other sons observed by their residence status, coresiding and not coresiding with parents, respectively. The same is the case for those eldest daughters. The favorable status of eldest sons or those eldest daughters, expressed by their earlier marriages, may derive from potential resources including future housing estate connected to the status of primary heirs of the family. Thus, we discovered that

the recent increases in the proportion of eldest sons and those eldest daughters in marrying population did *not* accelerate the delaying of marriage but did attenuate the delaying, against our anticipation, by avoiding immediate coresidence with parents at marriage.

コメント

森岡清美*

かねてから家族人口学の注目すべき研究を続々と発表して、われわれ家族社会学者に有益な知見と資料を提供してこられた人口問題研究所が、機関誌『人口問題研究』200号を記念して掲出のテーマでシンポジウムを開催され、現代の結婚と家族の動向ならびにその要因に肉薄する興味深い報告をもって、私たち参会者に学術的な満腹感を味わせてくださったことに、まず感謝と敬意を表したい。

さて、このシンポジウムを構成する4本の報告に通底する基本的な発想は、結婚と世帯形成の今日の動向を計測的な方法で解明し、かつ可能な限り将来予測を試みるということである。これは人口問題研究所としては当然のことであろう。しかし、従来この課題に素朴な形でしか答えられなかった家族社会学者にとっては、すこぶる意義あることとしてまず銘記されるのである。

つぎに、今回の報告に見られる注目すべき考え方は何であろうか。見る人によりそれは異なりうると思うが、私は私自身の関心にひきつけて、結婚を人々のライフコース上の重要な出来事 event ととらえる観点、と理解しておきたい。この観点に立てば、結婚という出来事はその人の先行する出来事（たとえば学卒・就職）および環境（たとえば住所・職種・職場）によって規定され、後続の出来事（たとえば親との同居別居・出産・就業継続・退職）を規定するとともに、その予想によっても規定される、ということになる。

第1報告は、初婚を初婚過程なる名称のもとに、配偶者選択 mate selection の過程を含めて、一つの出来事としてでなく、いわば a series of successive events ととらえている。人口学からの、おそらく日本最初の配偶者選択過程の研究というべき、第9次出産力調査の第1報告書第3章を発展させたものである。

日本の家族社会学では20年近く前から配偶者選択の研究が始まり、出会い(知合い)、婚約、結婚の時点を経婚形態(見合い・恋愛)別に調査しているが、この方面の研究を推進させた望月嵩氏は、アメリカの研究を参照して、これに私的・了解 private understanding (交際している二人の間で相互に結婚相手として認めあうこと)の時点を加えた。私的・了解は見合い結婚でも恋愛結婚でも出会いと婚約の間に介在するものであるが、この時点が男女の間で大きく喰いちがうという興味深い観察を報告している。

金子氏の研究では、結婚可能な状態への到達年齢、あるいは結婚市場 [過程] 参入年齢という標題で、個人が結婚を現実のものとして意識した年齢(ただし妻のみ)を問うているのが、注目される。これは望月氏の私的・了解と一見似ているようで、その実全く異なるものである。そして、結婚を意識した時点と知合いの時点の前後関係に、結婚形態により大きな差異がある。私はこの点に注目して意見を述べたが、金子氏の関心とはすれ違ったようである。

第3報告は未婚女性に注目してライフコースとの関連で結婚志向・独身志向、および年齢志向・相手志向を考察し、第2報告は結婚と世代間関係にかんする規範意識の主成分を統計的に明らかにするとともに、それによって規範意識の変動方向を暗示し、第4報告は親と成人子の同別居の動向を子細に分析して、それぞれの視点から、結婚の意思決定およびその timing を規定する要因に迫り、多くの新しい知見を開示してくださった。とくに第4報告は、かねて家族社会学者が強い関心をもっていた問題を取り上げ、信頼すべき精密な資料を提供してくださったことを高く評価するものである。

今度の報告を含めて近年の家族人口学的研究には、家族社会学者が記述的に明らかにしたところを計測的に解明し、かつ将来予測にも及ぶという水準以上の展開もあるように思われる。わが地盤の揺らぐ思いがしたのは私一人ではあるまい。

* 成城大学文芸学部教授

コメント：変貌する結婚・家族と男女不平等

利 谷 信 義*

本シンポは、出生率低下の原因とされる「結婚離れ」と「晩婚化」の背後にある家族の動きを探求する。企画者が、現代日本の結婚は新家族の形成であり、かつ親世代の家族の拡大・延長であるとして、結婚と親子関係との解明に力点を置いたことは適切であった。

金子報告は、「結婚離れ」の要因とされた女性の高学歴化、規範意識の変化、適齢期人口の男女不均衡などは結婚に直接作用するのではなく、結婚意欲の発生、出会い、交際、婚約という結婚に至る一連の行動のどこかに作用し、結果として結婚現象に影響するという観点から、初婚過程に含まれる行動の時系列変化を観察し、諸要因が影響するメカニズムとその効果とを実証的に解明しようとした。この発想は斬新であり、最近、婚姻と離婚とを、同棲と重婚的内縁をも含めて過程として動的に把握しようとする法社会学の関心とも一致する。世界の家族関係は脱制度化と契約化の方向を辿っており、このような研究が不可欠だからである。将来、両者による実りある共同研究の実現を期待したい。

鈴木報告は、家族・親族規範の構造の全体像に迫る端緒として、夫婦と親子関係に関わる規範の構造、要因分析を試みた。結婚規範については、皆婚主義と伝統的性別役割分担との結合が強く見られ、男性はその規範性の後退に結婚のメリットの減少を感じ、威信の高い職業につく女性はこれと異なる規範を持つこと、セックス規範については、男性の婚外交渉に厳しく、女性の婚前交渉に寛容な傾向が見られること、セックス規範と結婚規範とは相対的に独立していることなど、説得的である。親子規範については、老親扶助志向と生活分離志向との二つの意識が抽出され、男性では世話をする子の立場から高年齢でも生活分離志向が強く、女性の場合には夫と死別した老後を考える親の立場から同居希望が強く見られるという指摘は、高齢化時代の規範意識を示すものとして有意義である。今後は、結婚と親子に関わる規範の交錯関係の解明が期待される。

中野報告は、鈴木報告の結婚規範の分析と関連し、未婚女性の結婚観をそのライフコースの選択度を指標として分析し、晩婚化との関連を解明しようとした。女性のライフコースは、結婚と仕事との二者択一ではなく、両者のバランスをどうするかによって分化するが、理想とされるコースは、すでに社会的定着を見た再就職と、専業主婦とが各3分の1を占め、両立はまだ18.5%であり、DINKS、非婚就業継続は少ないから、ライフコース選択の幅は限られている。しかも再就職と専業主婦とは伝統的性別役割分担を前提とし、未婚女性の独身生活のメリットと抵触する。結婚の不効用が未婚女性に意識されるかぎり、晩婚化に歯止めは掛からないという結論は明快である。

廣嶋報告は、鈴木報告の親子規範の分析と関連し、結婚後の親子の同居が晩婚化の一つの要因となっていると主張する。男性は60%程度親との同居意思をもつが、結婚直後からの同居意思は半減し、女性も夫の親との同居意思を60%弱もつが、結婚直後からの同居意思は3分の1となること、女性が結婚の条件として重視する要素として「相手の親との同居」をあげた者が50%を超え、「相手の人柄」「相手のものの考え方」に次いで3位を占めたこと、女性が自己の親と結婚直後に同居する意思も6.8-9.1%有るが実現していないことなどがその論拠であり、背後に男女不平等があることが示唆される。この点、親との関係が夫と妻とで対等で、住居も双方の親と等距離に近居の形をとりうるため、一人子が一人子を選ぶ最近の傾向の指摘は、将来の親子関係を示唆して興味深い。

以上、諸報告は新鮮な問題提起と説得力ある論証を提供した。私には、その背後に男女不平等問題が潜在していると思える。大きな学問的刺激を受けたことに深く感謝したい。

* 東京大学社会科学研究所長

コメント：未婚化・晩婚化現象との関連で

阿 藤 誠

本シンポジウムのタイトルに「結婚と家族の接点」が選ばれたことは近年の人口動向と大いに関係がある。周知のように、1973年以来わが国の出生数は毎年減少し、出生率は低迷を続けている。とくにこの数年の出生率の落ち込みは激しく、昨年は「1.57ショック」などという言葉が流行語となった程である。この出生率低下の人口学的要因分析の結果によれば、結婚出生力の低下の影響は今日までのところそれほど明確でないのに対し、未婚化（未婚率の上昇）、晩婚化（初婚年齢の上昇）の影響は明白であり、それだけに、この未婚化、晩婚化現象とその原因に強い関心が集まっている。今回のシンポジウムはまさにこの「未婚・晩婚時代」に誘発されて開かれたものということができる。

四氏の報告のすべてが必ずしも今日の日本の未婚化・晩婚化現象の原因説明を直接目指したものではないが、この問題に対する多様な接近方法のいくつかを代表していると考えられる。

第1の金子報告は初婚の過程をいくつかの行動過程に分解し、それを実証データ（本研究所の第9次出産力調査）に基づいて数値をモデルで再現しようとしたもので、方法論的には（他の社会科学ではそれほどポピュラーではないと意味で）すぐれて人口学的な研究である。未婚化現象との関連では、高学歴化が結婚市場参入後の配偶者候補との出会いまでの時間を長くしていることが明らかにされている。この種のモデル研究は、単なる実証研究の枠をこえて初婚の予測モデルとして、さらには同じ考え方にたって出生の予測モデルとしても役立てられることが期待される。

第2の鈴木報告は、結婚と親子関係に関する意識調査データ（本研究所の「人口問題に関する意識調査」）の多変量解析という計量社会学的アプローチに基づく研究である。分析結果のなかでは、女性、高学歴者は結婚観の他の側面ではより“リベラル”であり、親子関係についても伝統的扶養意識が低いのに、婚外セックスに関してのみより“保守的”という事実が、国際比較的にみても興味深い。西欧諸国に比べわが国の高学歴女性が未婚率が高いばかりでなく、未婚時の性行動のレベルが低く、同棲率も低いことと、この性に対する保守性とは深く関連していると考えられる。

第3の中野報告は、現代の若い女子世代が結婚（出産・育児）と仕事をどう調整していこうとしているのか、この現代的課題に本研究所の未婚者の意識調査データの分析を通じて答えようとしたものである。この分析では20代前半までの若い女性の大部分が専業主婦、再就職、結婚・仕事両立コースを望んでおり、非婚就業継続希望はごくわずかであることが示されたが、現実には近年未婚率が急上昇し1989年には20代後半で37%、30代前半で12%に達している。急激な社会変化が生ずる場合、行動の変化が意識の変化に先行する好例ともいえ、それだけに今後とも意識調査の予測的役割について議論を深める必要がある。

第4の廣嶋報告は、親と（主として）既婚子との同別居の変化に関する人口学的分析研究をベースに、わが国の同居慣行が結婚のひとつの障害になっていることを示唆したものである。女性の社会進出にともない、とくに女性の側から従来の夫方同居を基礎とする直系家族的家族観に対する反発が強まり、そのことが近年の未婚化・晩婚化のひとつの要因として働いているという仮説は、西欧社会ではありえない日本（そしておそらくアジア NIES 諸国）に独特のものであろう。ただ、このような結婚市場における女性の意思決定構造に関する仮説を既婚者の結婚後の同別居と初婚年齢との相関分析で検証できるか否かは一考の余地があろう。

人口集団における先頭数字頻度分布

坂井博通

I はじめに

人口に関する諸現象には、種々の曲線があてはまることが経験的、理論的に知られる。たとえば、人口増加には、修正指数曲線、ゴンパーツ曲線、そしてロジスティック曲線があてはまることが知られている¹⁾。初婚年齢の頻度分布には、Coale and McNeilの分布²⁾、婚約期間、第1妊娠待ち時間にはワイブル分布³⁾、離婚した夫婦の前同居期間もワイブル分布⁴⁾があてはまると言われる。

人口自体の分布に関しては、たとえば、都市人口やその密度分布は対数正規曲線があてはまると言われる⁵⁾。また、都市の規模とその順位に関するジップの法則も知られている。

なぜそれら曲線があてはまるのかは必ずしも十分にわかっていないが、当てはめた結果は補間（外）や推計に用いられ、また、人口現象の表現方法あるいはメカニズムの理解にも有用であると考えられている。

本稿は、種々の人口分布における先頭数字の頻度分布において以下にのべるような規則性を発見したため、それを報告し、その成立機序の若干の考察を行うものである。

II 人口の先頭数字頻度漸減の法則

表1は、世界の国の人口（1988年）の最上位桁、2位の桁、3位の桁に現れる数字の頻度分布を示したものである。第2位と第3位の数字頻度分布は、均等分布の帰無仮説を否定されないが、最上位に関しては、大きく数字の均等分布を離れる（ $P < 0.01$ ）。実際、1で始まる国は52か国で31%も占める。そして、若干のどこぼこはあるものの、数字が大きくなるにつれてその数字で始まる国は少なくなっていく。9で始まる人口はわずか3か国しかない。

表2は、1950、1960、1970年における世界各国の人口の先頭数字の分布を見たものである。その結果、1988年ほどクリアではないが、同様な分布が見られる。したがって、先頭数字が大きくなるにつれて頻度が小さくなるということは、1988年の特殊事情ではないことがわかる。

しかし、この傾向は、世界に1,000万台の国が非常に多いために、全体としてその効果が大きく出ているとも考えられる。

1) 山口喜一編著、『人口分析入門』, 1989年, pp.59-61.

2) Coale A. J. and McNeil D. R., The distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort, *Journal of American Statistical Association*, Vol.67, No.4, 1972, pp.743-749.

3) 大谷憲司, 「結婚と妊娠にいたる過程に含まれるいくつかの時間分布について」, 『人口問題研究』, 第45巻第4号, 1991年, pp.1-16.

4) 印東太郎, 『数理科学』, 1974年2月.

5) 鈴木啓祐, 『人口分布の構造解析』, 大明堂, 1985年, p.12.

表1 世界各国の人口の位別数字頻度分布

数 字	最 上 位	2 位	3 位
	(158)	(158)	(64)
0	/	20	7
1	52	19	2
2	26	13	7
3	23	15	2
4	12	20	9
5	14	15	8
6	8	11	7
7	12	15	6
8	8	16	6
9	3	14	10
(カイ2乗値)	100.0	4.1	9.7
	$P < 0.01$	N. S.	N. S.

資料) 国連統計月報1990年3月

注1) 最上位と2位は10万以上の国, 3位は100万以上の国について.

注2) カイ2乗値は, 均等分布を期待値とした差を示す.

よって, 桁数別に見てみた(図1).
そうすると, 1,000万台の国は確かに非常に多く, その全体に与える影響は大きい. しかし, 10-90万台の国, 100-900万台の国においても1で始まる国が多く, そして, 2, 3……9となるにつれて減少していく傾向が見てとれる. したがって, 1000万台の国が多いことによる効果だけではない, ことがわかった.

よって, 各国人口の先頭数字は1がもっとも多く, 以下その頻度が頻度していくと言える(先頭数字頻度漸減の法則と名付ける).

次に, 国別人口分布以外の人口分布に関してこの法則が成立するかをいくつかの例で検討する. 図2は, 世界の人口10万以上の首都の先頭数字の頻度分布を見たものである. 国別人口と同様な分布が観察される.

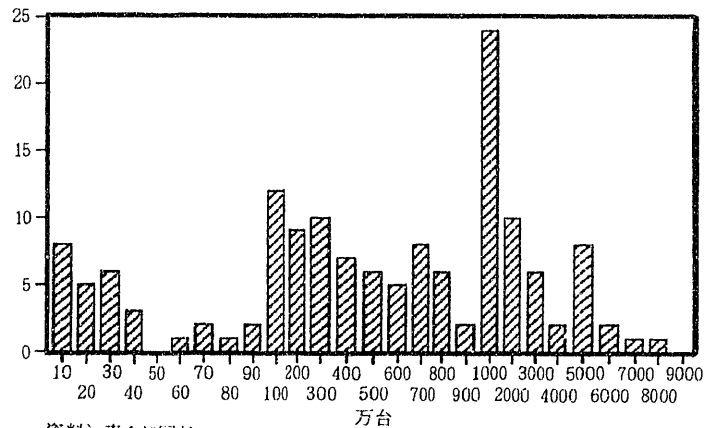
日本の過去から現在の人口に関しては, 2で始まる時期がないものの1で始まる頻度をもっとも多い. また, 1-4のそれぞれの頻度は5-9のそれぞれの頻度よりも大きい. 日本における都道府県別人口に関しては, 3以下の先頭数字は, 必ずしも漸減していく様子が見えな

表2 世界各国の人口の先頭数字頻度分布

数 字	年 次			
	1988	1950	1960	1970
	(158)	(138)	(141)	(142)
1	52	41	34	33
2	26	29	30	32
3	23	13	21	19
4	12	17	15	13
5	14	8	11	17
6	8	4	7	10
7	12	12	7	4
8	8	11	6	8
9	3	3	10	6

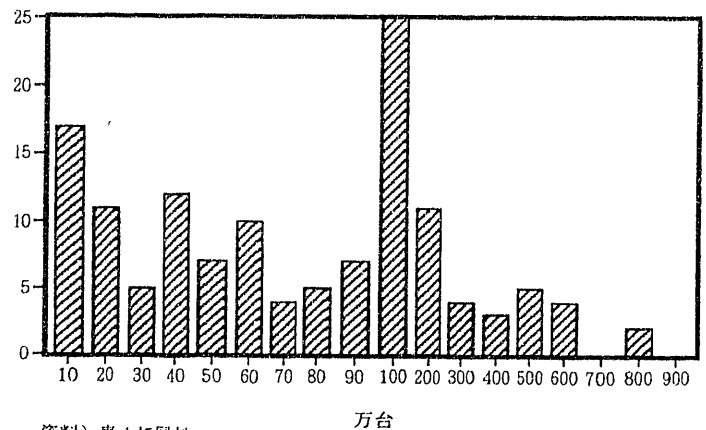
資料) 表1の資料, ならびに世界人口年鑑1978年(上)

図1 世界各国の人口の頻度分布 (10万以上1億未満)



資料) 表1と同じ.

図2 10万以上の首都人口の頻度分布



資料) 表1と同じ.

いが、1が23県と50%近くを占め、続いて8が17%を占める。東京都の場合は、先頭数字が小さい方が頻度が高いということがうかがわれる(表3)。

以上のように、いくつかの地理的人口において、先頭数字頻度漸減の法則が観察された。

Ⅲ 考察

ここでは、先頭数字頻度漸減の法則が成り立つ理由を考えてみる。

いま、1つの集団(人口1,000)を考え、その集団が一定の年間増加率 r で成長すると仮定する。人口が2,000になるまでにかかる時間 t は、次のようになる。

$$1000 \times (1 + r)^t = 2000 \text{ から,}$$

$$t = \log(2000/1000) / \log(1 + r)$$

同様に、2000から3000に要する時間、3000から4000になる時間を求めると表4のようになる。もちろん、桁の異なる人口に関しても同様の計算ができる。そして、先頭数字の期待頻度の比は所要時間の比になると考えられる。

表4 1集団(初期人口1,000)における増加率一定の場合の先頭数字変化の所要時間とその比(全体で100)

先頭数字	人口変化	所要時間	所要時間の比
1	1000 → 2000	$\log(2000/1000) / \log(1+r)$	30.1
2	2000 → 3000	$\log(3000/2000) / \log(1+r)$	17.6
3	3000 → 4000	$\log(4000/3000) / \log(1+r)$	12.4
4	4000 → 5000	$\log(5000/4000) / \log(1+r)$	9.7
5	5000 → 6000	$\log(6000/5000) / \log(1+r)$	7.9
6	6000 → 7000	$\log(7000/6000) / \log(1+r)$	6.7
7	7000 → 8000	$\log(8000/7000) / \log(1+r)$	5.8
8	8000 → 9000	$\log(9000/8000) / \log(1+r)$	5.1
9	9000 → 10000	$\log(10000/9000) / \log(1+r)$	4.6

もし、別の異なる集団がやはり一定の(異なる)増加率で成長をしているとすると、先頭数字に関して表4と同様の分布を期待できる。そして、人口変動が相互に独立であると考え、2つの集団をあわせた先頭数字の期待頻度の分布も表4と同様になる。このように考えると、一般的に n 個の集団の先頭数字の期待頻度の分布は、表4の所要時間の比と同じになると考えられる⁶⁾。

実際、表5は、1から1,000の間の初期人口をもつ1,000の集団に一定の年増加率(0%から10%まで)を与え続けた100年後の結果であるが、全体では表4の所要時間の比とほぼ同じになり、また、5-7桁においても、先頭数字の頻度は漸減していくことがわかる。

6) ちなみに、 $\log(2/1) = \log((10/9) \times (9/8) \times (8/7) \times (7/6) \times (6/5)) = \log(10/9) + \log(9/8) + \log(8/7) + \log(7/6) + \log(6/5)$ となることから、理論的には、先頭数字が1で始まる頻度は、5から9で始まる頻度の和に等しくなる。同様に、先頭数字が1で始まる頻度は、2と3で始まる頻度の和に等しくなることなどが導かれる。

表3 日本の諸集団の先頭数字頻度分布

数字	日本 ¹⁾	府県 ²⁾	東京都 ³⁾
総数	119	47	54
1	24	23	18
2	0	8	6
3	19	1	6
4	21	1	4
5	14	4	7
6	10	2	6
7	12	2	3
8	8	6	1
9	11	0	3

注1) 1872年から1990年までの日本人口

注2) 1985年国勢調査による都道府県人口

注3) 1985年国勢調査による区市郡支庁人口

さらに、一定の増加率でなくランダムに成長をしている集団であっても、先頭数字の比の最適推定値は、一定の成長率を考える場合の推定値、すなわち、表4の比と同じになると考えられる。

実際、表6は、1から100,000の間の初期人口に対して、ランダムな増加率（-50%から100%

まで）を与え続けたものであるが、6回ランダムな増加率を掛け合わせる頃から、表4の比とはほぼ同じになることがわかる。

したがって、ある数以上の集団があり、その集団が適当な増減を経験すると、あるいはまた、1集団の人口変動を時系列で観察し、先頭数字の頻度分布の観察を続けると、先頭数字頻度漸減の現象が見られるようになると言えるだろう。

表5 部分集団ごとの年増加率一定（0%~10%）の場合における100年後の人口の先頭数字頻度分布

先頭数字	全体	桁数							
		2	3	4	5	6	7	8	
1	292	1	9	60	77	69	68	8	
2	195	1	9	46	48	48	43	0	
3	121	1	9	31	29	27	24	0	
4	95	2	10	17	22	29	15	0	
5	86	2	9	14	25	24	12	0	
6	56	0	9	9	17	13	8	0	
7	58	1	11	14	16	11	5	0	
8	51	0	6	10	19	11	5	0	
9	45	0	12	11	7	14	1	0	

注) 初期条件は、0 - 1,000 の1,000個の一樣乱数

表6 部分集団がランダムな年増加率（-50%から100%）を次々に経験する場合の先頭数字の頻度分布

先頭数字	初期	試行回数									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	103	193	236	232	260	276	304	282	300	297	310
2	112	132	138	148	152	158	146	164	155	150	154
3	120	134	137	139	131	129	123	125	116	133	122
4	126	127	125	123	120	98	109	107	101	105	102
5	129	93	105	89	89	102	82	84	88	74	77
6	115	104	85	103	79	65	72	60	83	72	71
7	89	84	78	53	59	70	62	70	46	63	66
8	117	69	50	61	59	61	60	59	62	57	50
9	89	64	46	52	51	41	42	49	49	49	48

注) 初期条件は、0 - 100,000 の1,000個の一樣乱数

現実の人口で検討して見よう。表7は都道府県・男女・年齢別の人口を階級幅を50歳とし、5歳間隔で年齢階級をずらしてみたものである。初期人口の先頭数字頻度分布は、男女全体と男女別では理論値と大きく異なる。しかし、0-49歳から50-99歳に進むに連れて、それぞれ表4の理論値に収束していく様子が見てとれる（表4の理論値とのずれを見たカイ2乗値の変化も参照）。すなわち、死亡と移動をより経験すると先頭数字頻度漸減の現象が見られるようになる、と考えられるのである。

なお、先頭数字頻度漸減の法則は、途上国における地域別人口分布の信頼性や年齢別人口分布の正確性のチェックに用いることができるであろう。

表7 都道府県・男女・年齢別人口の先頭数字の頻度分布

(男女計)		(※)											
先頭数字	期待値	年 齢 階 級											
		0 - 99	0 - 49	5 - 54	10 - 59	15 - 64	20 - 69	25 - 74	30 - 79	35 - 84	40 - 89	45 - 94	50 - 99
1	30.1	33.2	36.6	37.2	37.0	35.3	33.6	32.6	30.6	31.3	30.2	30.0	29.8
2	17.6	9.5	4.9	4.9	5.1	5.5	5.5	6.0	8.5	10.0	10.2	12.3	14.0
3	12.5	10.2	7.7	7.4	7.7	7.9	8.9	9.8	10.2	11.3	11.3	12.3	12.8
4	9.7	9.4	8.1	7.9	7.4	8.1	8.7	9.4	10.4	10.0	9.8	10.0	10.6
5	7.9	10.7	11.5	11.7	11.7	12.8	12.8	12.3	11.9	11.7	11.9	10.9	10.0
6	6.7	7.4	7.2	6.8	7.2	6.2	6.6	6.6	6.6	6.2	6.6	7.0	7.7
7	5.8	8.5	9.8	9.8	10.0	10.4	10.2	10.0	8.9	8.5	9.1	8.3	7.2
8	5.1	5.0	6.2	6.6	6.2	6.6	6.6	6.4	6.2	5.7	5.7	4.7	3.8
9	4.6	6.1	8.1	7.7	7.7	7.2	7.0	7.0	6.6	5.3	5.1	4.5	4.0
(カイ2乗値)			20	20	20	20	18	16	10	7	7	4	2
(男 子)													
1	30.1	20.6	13.0	13.0	13.6	14.7	16.6	18.5	21.9	23.8	24.5	26.4	28.3
2	17.6	19.4	19.8	20.0	19.6	20.9	21.3	21.7	20.6	19.8	21.3	19.4	18.9
3	12.5	14.5	17.4	17.2	17.9	18.1	17.9	16.8	16.0	14.9	14.9	13.6	11.5
4	9.7	12.9	13.6	13.6	13.4	13.6	13.2	13.0	12.3	11.5	11.5	12.1	12.1
5	7.9	10.4	13.0	13.4	13.8	13.4	12.6	11.3	10.2	10.0	8.9	8.3	7.9
6	6.7	8.4	9.6	9.4	9.1	8.3	7.7	7.9	7.4	8.3	7.9	7.9	7.2
7	5.8	5.1	6.0	5.3	4.9	4.5	4.3	4.3	3.8	3.6	3.2	3.4	4.3
8	5.1	6.0	5.5	6.2	6.2	5.3	5.3	5.1	5.3	5.3	5.1	5.7	6.4
9	4.6	2.8	2.1	1.9	1.5	1.3	1.3	1.5	2.3	2.8	2.8	3.2	3.4
(カイ2乗値)			19	20	21	19	16	12	7	5	5	3	2
(女 子)													
1	30.1	20.1	12.3	12.1	12.6	13.2	13.8	14.3	17.0	20.6	21.5	25.7	27.9
2	17.6	18.6	18.9	18.1	17.0	17.7	18.7	19.6	20.0	19.6	18.3	18.5	18.3
3	12.5	16.4	16.4	16.4	17.7	17.7	17.9	17.4	17.2	17.0	17.0	16.6	16.4
4	9.7	12.8	14.3	14.3	13.8	13.4	13.6	13.8	13.0	11.5	12.3	11.3	11.3
5	7.9	10.5	13.2	13.6	13.6	14.3	13.6	12.1	11.3	10.4	10.0	8.9	7.9
6	6.7	8.9	11.1	11.3	11.3	11.1	10.0	10.0	9.6	8.5	7.9	7.0	6.8
7	5.8	5.4	6.4	6.4	6.4	6.2	5.7	5.7	5.1	4.7	5.1	4.3	4.5
8	5.1	4.1	5.1	5.3	5.3	4.5	4.9	4.9	4.7	4.7	3.8	3.8	3.2
9	4.6	3.1	2.3	2.6	2.3	2.1	1.7	2.1	2.1	3.0	4.0	3.8	3.8
(カイ2乗値)			21	22	23	22	20	17	13	7	6	3	3

資料) 1985年国勢調査結果より

注) カイ2乗値はそれぞれ割合について計算したものである。

書 評・紹 介

John C. Caldwell and Gigi Santow,
*Selected Readings in the Cultural,
Social and Behavioural Determinants of Health*
(Health Transition Series No.1)

The Australian National University, 1989, xix + 305pp.

本書は、オーストラリア国立大学の Health Transition Center が合衆国のロックフェラー財団の支援を受けて行ったプロジェクト、すなわち「健康に関する文化的、社会的、行動的決定要因の研究」の成果としてとりまとめられたものの一部である。本書はシリーズ全体として3冊刊行された研究成果の第1巻に当たるもので、他の第2巻と第3巻は、上述のプロジェクトの一環として行われたワークショップに提出された論文集からなっている。

さて、以前からオーストラリア国立大学では、死亡ならびに健康に関する研究を幅広く進めてきた。とくにコードウエルを中心として、文化的、社会的、あるいは行動的要因を重要視した健康・死亡研究を行い、発展途上国の死亡率転換に関する優れた研究業績を上げてきているところである。そのように長らく健康・死亡の研究にかかわってきた研究者達が、主として1985年以降に発表されたこの分野の主要な研究論文を厳選し、収録したのが本書である。

本書の構成についてふれて置こう。全体は4部構成からなっており、第1部では「死亡転換」と題して、発展途上国の死亡転換を論ずる際に必ずといって良いほど引用されるコードウエルの論文を始め、プレストの論文等が収録されている。第2部では、「教育」と題し、教育が死亡率、とくに乳幼児死亡率に及ぼす影響・効果に関する論文が4篇ほど収録されている。第3部では、「家族行動」と題して、家族における性差、役割構造と栄養・健康との関係(D'Souza論文)と社会人類学的視点から乳児死亡と家族行動をとらえた論文が収録されている。第4部では、「メカニズム：人類学的調査研究」と題し、乳児死亡率に関して、人類学的視点から村落集団を子細に分析した研究論文が3篇掲載されている。第5部では、「健康政策プログラム」と題し、プログラムの効果分析に関する論文が2篇ほど収録されている。

さて、本書の価値についてもう少しふれて置こう。死亡・健康研究の基本的な分析視点としては、従来から保健環境要因、経済要因、栄養要因などを主軸にした研究が行われていた。ところで、1970年代以降、とくに世界出生力データを用いた乳幼児死亡率研究を契機として、「教育」の死亡率に対する影響が明らかになり、本書の表題ともなっている文化的、社会的要因が重要視されるようになった。さらに、方法論的には、人口学のこれまで主流であったマクロ・データの形式人口学的研究からより子細な実態調査データに基づいた研究へと深化し、ヴィレッジ・デモグラフィと呼ばれるような人類学的な人口学へと発展してきている。そのような健康・死亡研究の深化を先導的に行ってきたのが、本書の編者であるコードウエルやサントウである。その意味において本書は、1970年代から1980年代末にかけての健康・死亡研究が切り開いてきた研究を後付け、研究の到達点を集大成したという性格をもっているのである。

本書に収録された論文は、いずれも高い評価を受けている論文で、途上国の健康・死亡研究に関心のある研究者にとっては、ぜひとも押さえておかなければならない基本的な論文集であるといえよう。また、本書のシリーズの第2巻と第3巻も健康・死亡研究にとって極めて重要なものであることを付記しておきたい。

(高橋重郷)

統 計

主要国の出生力指標

国や地域の出生力水準を簡潔に表す指標として代表的なものに、合計特殊出生率（TFR：total fertility rate）がある。本資料では、可能な限り最新の合計特殊出生率を入手し、また併せて、合計特殊出生率の算定の基礎となる女子の年齢別出生率（age-specific fertility rate）を収録した。

本統計資料は、3つの資料に基づいて編成した。最初の資料は最近刊行された国際連合「世界人口年鑑」（United Nations, *Demographic Yearbook*; 1989）の1989年版から得られる主要国の最新の年齢別出生率、総出生率（15～49歳女子人口総数に対する出生数）および合計特殊出生率である。第2の資料は、欧州理事会が公表している加盟国に関する人口年次報告書の1989年版（Council of Europe, *Recent Demographic Developments in the Member of Council of Europe, 1989*）から得られた1970年以降の時系列を含む最新の合計特殊出生率と純再生産率（NRR：net reproduction rate）のデータを掲載した。

第3の資料は、アメリカ合衆国に関するもので、合衆国の全国保健統計センターの人口動態月報（National Center for Health Statistics, *Monthly Vital Statistics Report, Volume 38, Number 3, June 1990*）に基づく1970年から1989年までの年齢別出生率と合計特殊出生率である。

なお、表示した国の配列は、それぞれの原典の配列をそのまま採用した。世界人口年鑑については国連方式、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、地域内の国あるいは地域はABC順である。また欧州理事会の資料については構成国のABC順である。データに関する詳細な解説はそれぞれ原典を参照されたい。

統計利用上の注意

世界人口年鑑によるデータについては、以下の諸点に注意し、利用されたい。

世界人口年鑑1989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、データの得られる国についてはその都市・農村別の女子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・地域の区分によっている。

一般的に、15歳未満および50歳以上の女子からの出生児数が少ないため、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歳の女子人口を分母として計算されている。同様に、母親の年齢を問わないすべての出生数に対する出生率は、15～49歳の女子人口を分母として算定されており、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、国連統計局によって率を算定する前に年齢の判明している母の出生分布に従って比例配分してある。しかし、出生数の10%以上が年齢不詳である場合の率については注記してある。

率の算出に用いられる人口は、センサスまたは実査に基づいたもの、あるいは推計による年齢別人口である。分母人口に用いられたデータの基準は、第1に出生数のデータと同年時の年央推計人口、第2は同年のセンサス結果、第3はその年の年央以外の時点についての推計人口である。

この表に示された率は、ある年における出生児数が少なくとも100件以上の国や地域に限定されている。年齢階級別の出生数が30以下のデータに基づく率は「◆」の符号が付されている。原典では、出生登録が発生件数の90%未満の不完全データと登録の完全性不明なデータはイタリック（斜字体）で示されているが、本統計では信頼性の面から掲載を省略した。この表に示されている率は各種の制約をもつが、とくに留意すべき点は、その登録システムが実際に発生した出生数のどれだけを把握しているかを示す登録率、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。さらにデータによっては、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。母の年齢別出生数の集計に対する登録の遅れの影響は、比較的高年齢の出生率に現れることがある。45歳以上の高年齢出生率は、必ずしもこの年齢の出生率の高さを示すものではなく、単に登録時の母の年齢を示すものであることがある。

なお、年齢不詳の按分方法には次の様な問題点があることに注意されたい。すなわち、嫡出出生時の母の年齢構成が非嫡出出生児のそれと異なること、母の年齢不詳は嫡出児より非嫡出児のほうに多いことである。

都市・農村別のデータの比較の問題は、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。とくに問題がない限り、各国の人口センサスで用いられた都市・農村の定義が人口動態統計においても用いられたと考えられる。しかし、いくつかの国または地域については、動態統計データと人口センサスで都市・農村の定義が異なっている可能性がある。そこで、比較可能性のもう1つの問題が生じる。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、常住地で集計するかによっても影響を受ける。

欧州理事会のデータには、純再生産率に関するものが含まれている。純再生産率は、名称が示すように再生産・置き換えの考えを取り入れた出生力指標である。通常、出生率の計算は女性を母集団として母親の年齢別に行うが、この年齢別の出生率を計算する場合の出生数を母集団に対応させて女兒だけに限定して計算し、さらに生まれてからその年齢に達するまでの死亡を考慮して生命表の生残数(l_x)を適用し、最後にそれらの年齢別の数値を再生産期間(15-49)について合計したものである。こうして得られた純再生産率は、計算に用いられた女兒出生率および生命表水準における母親世代から娘世代への置き換わりのレベルを表すものとなる。仮に純再生産率を2とすると、その出生・死亡秩序が持続するもとでは、母親世代に対して娘世代は2倍の人口となることを意味する。同様に、再生産率が1であれば母親世代と娘世代の人口規模は等しくなることになる。近年置き換えレベルを下回りつつあるといわれる欧州諸国の純再生産率データは格好の参考資料となろう。

欧州理事会のデータは、登録や精度について比較的問題がないと思われるが、国あるいは年次によって推定値(E)や暫定値(P)である場合があるので注意されたい。

アメリカ合衆国のデータについてみると、1984年以前は基本的にサンプル抽出データによるものである。また合衆国においては15歳未満の低年齢の出生率も表章されており、合計特殊出生率は15歳未満の率をも含めて計算されている。

(坂東里江子・高橋重郷)

表 1 - a 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料

国・地域 (年)	女子の年齢別出生率 (%)								合計特殊出生率
	総数	20歳未満	20~24歳	25~29歳	30~34歳	35~39歳	40~44歳	45歳以上	
〔アフリカ〕									
ケープベルデ (1985)	142.3	77.9	210.4	194.8	203.0	152.1	77.6	15.6	4.66
エジプト (1982) ⁴⁾	152.3	31.0	173.9	308.6	258.7	177.8	69.3	35.9	5.28
マラウイ (1977) ^{4) 5)}	206.7	135.6	280.3	275.5	241.3	195.8	126.0	118.1	6.86
モーリシャス (1988)	71.3	43.2	130.8	120.4	73.1	37.2	10.3	◆ 0.9	2.08
ロドリゲス (1987)	110.4	74.7	184.8	166.3	131.3	91.2	50.9	◆ 3.2	3.51
レユニオン (1986) ^{6) 7)}	86.4	48.8	134.0	164.0	112.3	59.5	21.9	◆ 2.1	2.08
ルワンダ (1978) ⁴⁾	236.3	49.7	300.3	400.5	374.6	307.8	197.8	116.7	8.74
セイシエル (1987) ⁺	107.1	67.6	157.8	163.5	124.5	75.2	◆ 20.9	◆ 1.8	3.06
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 (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 (1985)	84.9	67.7	136.3	143.4	98.0	38.3	11.8	◆ 0.8	2.48
バルバドス (1987) ⁺	54.8	47.1	90.3	86.3	63.0	28.0	6.3	◆ 0.9	1.61
バミューダ (1988)	55.4	40.4	86.0	119.7	85.1	33.7	◆ 4.2	◆ 0.5	1.85
英領バージン諸島 (1988) ⁺	68.8	◆ 47.7	108.2	150.1	91.6	◆ 15.9	◆ 28.3	◆ 2.1	2.21
カナダ (1988) ⁸⁾	52.9	23.1	79.8	122.5	77.1	24.9	3.6	0.1	1.66
コスタリカ (1984)	121.8	96.0	192.1	181.7	131.0	76.8	27.0	3.1	3.54
キューバ (1987) ⁴⁾	61.7	81.2	116.7	87.9	50.4	18.1	3.2	2.0	1.80
グリーンランド (1987)	74.6	66.1	125.9	114.1	73.7	33.9	◆ 3.1	—	2.08
グアデループ (1985) ^{6) 7)}	78.0	37.0	122.0	170.0	111.4	55.5	19.1	◆ 2.0	2.59
グアテマラ (1985) ⁴⁾	188.1	125.5	273.5	271.0	225.6	183.0	81.5	43.0	6.02
ジャマイカ (1982) ⁺	114.4	120.1	177.4	149.7	111.2	66.7	24.5	3.4	3.27
マルチニーク (1985) ^{6) 7)}	65.0	27.2	96.6	143.8	100.6	46.1	12.2	◆ 1.9	2.14
モントセラト (1982) ⁺	96.9	155.2	126.0	118.8	◆ 75.4	◆ 14.9	◆ 14.9	—	2.53
パナマ (1986) ⁴⁾	104.6	93.5	175.8	161.7	101.0	57.9	18.3	5.5	3.07
プエルトリコ (1988) ⁴⁾	73.9	71.6	158.1	142.0	76.7	28.4	6.3	0.5	2.42
セントキッツ=ネイビス (1986) ⁺	101.7	101.7	146.9	167.9	91.4	44.1	◆ 22.1	◆ 4.3	2.89
セントルシア (1986)	129.5	113.6	206.0	201.8	125.9	88.7	29.3	◆ 0.9	3.83
セントピセント=グレナディーン (1980)	140.8	144.9	219.5	188.1	134.1	65.4	28.1	◆ 5.4	3.93
トリニダード=トバゴ (1983)	112.6	89.8	184.8	178.0	115.3	68.6	16.4	1.6	3.27
アメリカ合衆国 (1986)	59.1	51.7	108.2	109.2	69.3	24.3	4.1	0.2	1.84
合衆国バージン諸島 (1980)	96.9	90.1	213.6	146.9	96.4	58.3	19.9	◆ 0.4	3.13
〔南アメリカ〕									
アルゼンチン (1985)	91.2	73.4	158.0	159.5	113.0	64.0	20.8	3.5	2.96
チリ (1988) ⁹⁾	82.9	62.0	141.6	137.3	95.9	51.3	14.2	2.2	2.52
ウルグアイ (1985) ⁺	75.8	57.3	129.7	136.7	100.3	55.7	17.6	1.6	2.49
ベネズエラ (1987) ¹²⁾	114.3	100.9	180.0	171.1	127.9	71.9	25.7	6.3	3.42
〔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
ブルネイダルサラーム (1988) ⁺	108.0	35.4	123.9	196.2	149.1	94.0	35.3	◆ 4.9	3.19
ホンコン (1987) ¹⁴⁾	46.6	6.2	41.3	102.6	77.1	26.1	4.2	◆ 0.2	1.29
イスラエル ¹⁵⁾ (1988) ⁴⁾	94.3	21.1	150.5	203.1	145.9	74.7	16.5	1.4	3.07
日本 ¹⁶⁾ (1990)	39.1	3.6	44.4	138.8	93.0	20.8	2.4	0.0	1.53
ヨルダン ¹⁷⁾ (1979) ⁺	219.7	79.3	245.3	254.2	326.1	340.6	272.5	149.2	8.34
クエート (1986)	132.2	44.2	176.6	213.7	179.6	128.5	50.5	13.7	4.03
マレーシア (1988) ^{4) 6)}	113.5	19.4	134.5	223.5	183.5	111.8	41.5	4.0	3.59
パキスタン (1976) ^{4) 19)}	206.0	56.3	271.2	348.2	305.3	225.7	127.6	72.5	7.03
シンガポール (1988) ²⁰⁾	67.3	7.5	65.2	148.6	121.2	45.2	7.2	◆ 0.0	1.97
スリランカ (1984) ^{4) 4)}	98.2	35.5	158.5	170.8	133.5	79.4	23.1	2.9	3.02
〔ヨーロッパ〕									
オーストリア (1988) ⁴⁾	45.1	22.5	92.9	99.4	54.0	18.6	3.6	0.2	1.46
ベルギー (1983)	49.2	15.9	101.8	124.6	53.8	15.3	2.9	0.2	1.57
ブルガリア (1987) ⁴⁾	55.0	77.1	178.1	91.0	32.4	9.9	2.1	◆ 0.1	1.95
チャネル諸島									0.00
グーンシイ (1986)	48.4	20.0	65.9	124.7	87.4	24.6	◆ 5.5	—	1.64
ジャーシイ (1986) ⁺	42.9	13.0	43.7	91.0	82.2	31.4	◆ 3.8	—	1.33

表1-a 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料（つづき）

国・地域（年）	女子の年齢別出生率（‰）								合計特殊出生率
	総数	20歳未満	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上	
チェコスロバキア(1987)	56.8	49.3	182.8	108.5	40.4	12.7	2.0	0.1	1.98
デンマーク ²¹⁾ (1987)	43.5	9.5	70.7	122.3	71.3	21.5	3.2	◆ 0.1	1.49
フェロー諸島(1987)	70.9	28.9	113.1	161.7	102.0	45.1	◆ 12.6	—	2.32
フィンランド(1986) ^{4) 22)}	48.3	12.9	71.0	119.8	77.8	31.1	6.9	0.4	1.60
フランス(1987) ^{4) 7) 23)}	56.3	10.1	86.3	143.3	85.3	31.4	7.3	0.4	1.82
東ドイツ ²⁴⁾ (1988) ⁴⁾	52.5	35.9	150.9	102.8	36.2	10.7	1.4	◆ 0.0	1.69
西ドイツ ²⁴⁾ (1987)	41.3	9.2	56.5	108.8	73.7	24.7	4.1	0.2	1.39
ギリシャ(1984) ⁴⁾	53.1	41.2	131.6	108.9	56.7	21.3	4.6	0.5	1.82
ハンガリー(1988) ⁴⁾	48.6	44.7	143.5	109.5	43.5	14.7	2.8	0.1	1.79
アイスランド(1988)	73.6	31.8	118.1	146.1	107.1	43.7	8.1	—	2.27
アイルランド(1988) ^{+ 25)}	64.0	14.9	70.8	140.7	125.1	63.5	17.6	1.1	2.17
イタリア(1984)	41.7	13.7	77.2	101.4	63.9	25.3	5.0	0.3	1.43
リヒテンシュタイン(1987)	45.3	◆ 5.3	44.6	105.6	88.1	40.5	◆ 3.8	◆ 1.2	1.45
ルクセンブルク(1987)	44.6	11.6	63.0	107.5	72.2	23.7	3.8	◆ 0.1	1.41
マールタ(1988) ²⁶⁾	61.9	11.3	84.5	158.0	103.5	45.3	10.3	◆ 0.6	2.07
オランダ(1988) ^{4) 27)}	47.6	7.2	51.3	127.7	94.9	25.2	3.4	0.4	1.55
ノルウェー(1987) ^{4) 7)}	52.7	17.7	91.0	131.7	79.6	24.6	4.0	◆ 0.3	1.74
ポーランド(1988) ⁴⁾	63.5	31.6	168.5	128.6	62.9	26.3	6.8	0.4	2.13
ポルトガル(1988)	47.7	26.4	90.6	98.9	59.0	24.5	6.9	0.7	1.54
ルーマニア(1985)	65.2	57.8	191.4	121.1	55.2	21.4	5.1	0.4	2.26
サンマリノ(1987) ⁺	36.5	◆ 11.8	74.7	73.2	49.7	◆ 16.0	◆ 3.8	◆ 1.4	1.15
スウェーデン(1981)	59.8	22.8	106.1	138.5	85.1	42.5	13.0	1.1	2.05
スウェーデン(1987)	52.2	11.0	83.6	139.0	95.2	33.2	5.7	0.2	1.84
スイス(1987) ⁴⁾	45.3	6.2	60.1	126.0	83.4	24.4	3.4	0.2	1.52
イギリス(1988)	56.0	32.3	94.9	124.4	82.6	28.0	4.8	0.3	1.84
ユーゴスラビア(1988)	60.9	41.9	150.8	122.8	55.9	20.4	5.4	0.6	1.99
〔オセアニア〕									
オーストラリア(1987) ⁺	57.5	20.6	85.2	139.8	90.6	28.9	4.8	0.3	1.85
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(1986) ⁺	104.3	53.0	197.1	180.1	102.5	57.1	17.2	5.2	3.06
グアム(1980) ²⁸⁾	110.9	74.6	194.1	174.5	116.8	53.5	25.0	◆ 2.5	3.21
ニューゼaland(1987) ^{+ 4)}	63.7	31.8	105.0	145.6	91.4	27.0	4.4	◆ 0.3	2.03
ソ連(1987) ^{4) 30)}	79.7	44.8	193.1	145.8	79.1	33.9	9.0	0.8	2.53

表1-b 主要国女子人口の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料
都市・農村居住別

国・地域	(年)	女子の年齢別出生率(%)							合計特殊出生率	
		総数	20歳未満	20~24歳	25~29歳	30~34歳	35~39歳	40~44歳		45歳以上
〔アフリカ〕										
エジプト	(1982)	129.6	26.7	139.0	278.9	230.1	142.5	47.0	21.2	4.43
都市部		172.9	35.3	212.2	336.6	283.2	204.8	86.3	46.5	6.02
マラウイ	(1977) ⁹⁾	208.2	119.1	272.1	273.0	241.4	194.3	113.5	101.0	6.57
都市部		206.5	137.1	281.1	275.7	241.2	195.9	126.7	118.9	6.88
ルワンダ	(1978)	201.7	53.1	265.1	336.3	283.3	223.6	130.7	62.1	6.77
都市部		238.0	49.6	302.2	404.0	379.3	311.1	200.2	118.5	8.82
〔北アメリカ〕										
キューバ	(1987)	57.2	68.4	110.8	88.5	51.5	18.1	3.1	1.4	1.71
都市部		74.4	110.3	132.2	86.1	47.1	18.1	3.6	3.8	2.01
ドミニカ共和国	(1980)	201.2	72.7	244.1	347.0	314.6	182.3	130.2	198.8	7.45
都市部		130.5	52.8	146.3	179.4	165.5	139.2	117.6	222.1	5.11
グアテマラ	(1981)	220.2	156.1	337.2	331.2	260.6	168.2	76.8	19.2	6.75
都市部		221.0	161.9	310.4	313.5	289.1	204.0	100.4	29.2	7.04
パナマ	(1986)	85.0	65.4	139.1	149.3	87.9	38.4	8.9	◆ 1.1	2.45
都市部		131.7	129.8	234.6	178.0	119.8	85.0	30.8	◆ 10.9	3.94
アメリカ	(1980)	65.0	49.9	126.7	125.4	69.6	27.7	6.5	◆ 0.5	2.03
都市部		139.1	130.2	278.1	215.9	121.9	60.9	20.2	◆ 3.8	4.16
〔南アメリカ〕										
エクアドル	(1987) ¹⁰⁾	79.9	46.5	124.2	125.4	96.4	60.3	26.2	6.5	2.43
都市部		95.6	61.4	148.3	138.4	113.3	92.2	54.6	13.3	3.11
パラグアイ	(1982)	55.0	28.8	77.8	89.5	74.3	47.9	21.9	6.3	1.73
都市部		35.2	18.0	51.5	53.5	46.2	35.9	19.6	8.6	1.17
ペルー	(1982) ¹¹⁾	85.8	49.7	135.2	136.9	103.1	73.0	26.9	4.9	2.65
都市部		79.6	47.8	123.1	118.7	102.2	87.0	41.4	11.3	2.66
〔アジア〕										
アフガニスタン	(1979) ¹²⁾	189.6	120.3	262.9	285.5	249.3	183.8	74.6	47.5	6.12
都市部		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	(1988)	105.3	46.3	181.3	174.1	121.7	63.6	19.1	9.2	3.08
都市部		155.1	88.3	259.8	264.3	159.2	109.9	40.7	18.3	4.70
イスラエル	(1988) ¹⁵⁾	92.6	21.4	150.5	198.5	140.5	71.7	15.5	1.3	3.00
都市部		107.7	18.9	150.7	244.3	188.3	96.1	24.5	◆ 2.0	3.62
日本	(1985) ¹⁶⁾	45.3	4.0	56.7	171.0	85.6	18.1	1.9	0.1	1.69
都市部		50.5	4.2	82.2	195.7	82.3	15.1	1.5	0.1	1.91
マレーシア	(1980) ⁶⁾	95.9	21.1	126.9	198.1	145.1	71.0	22.6	3.2	2.94
都市部		147.0	46.3	229.8	280.9	213.6	132.0	53.5	6.9	4.82
パキスタン	(1976) ¹⁹⁾	192.6	42.7	257.0	382.8	294.4	214.7	88.0	45.3	6.62
都市部		211.3	62.6	277.3	335.4	309.2	229.8	141.7	82.7	7.19
スリランカ	(1981)	236.6	76.5	338.4	424.6	352.9	205.6	63.4	8.8	7.35
都市部		76.9	28.0	127.9	137.2	97.4	60.4	17.3	2.7	2.35
〔ヨーロッパ〕										
オーストリア	(1981)	43.8	29.8	102.6	92.8	45.6	15.6	3.7	◆ 0.2	1.45
都市部		60.6	38.7	139.0	120.2	62.0	25.4	7.2	◆ 0.6	1.97
ブルガリア	(1987)	52.5	65.9	166.6	91.7	33.6	10.3	2.2	◆ 0.1	1.85
都市部		61.9	107.9	208.2	89.0	28.7	8.5	1.7	◆ 0.2	2.22

表1-b 主要国女子人口の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料（つづき）
都市・農村居住別

国・地域 (年)	女子の年齢別出生率 (%)								合計特殊出生率
	総数	20歳未満	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45歳以上	
フィンランド (1986)									
都市部	46.3	13.2	65.8	112.9	75.2	28.9	6.0	◆ 0.2	1.51
農村部	51.8	12.3	81.2	134.2	82.8	35.4	8.7	◆ 0.7	1.78
フランス (1982) ^{7) 23) 31)}									
都市部	61.9	16.7	112.6	142.9	78.5	29.1	6.1	0.5	1.93
農村部	55.3	12.3	117.0	147.1	70.6	24.1	4.5	0.3	1.88
東ドイツ (1981) ²⁴⁾									
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
ギリシャ (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 (1988)									
都市部	43.1	32.4	116.8	102.7	43.0	14.5	2.5	◆ 0.1	1.56
農村部	57.3	64.2	191.3	119.8	43.9	14.9	3.2	◆ 0.2	2.19
オランダ (1986) ²⁷⁾									
都市部	46.1	10.3	57.3	113.5	78.8	21.6	3.7	0.7	1.43
農村部	55.2	3.2	66.3	174.6	101.9	22.8	4.0	◆ 0.2	1.87
半都市部	48.4	3.6	56.7	153.8	92.8	20.3	2.9	0.2	1.65
ノルウェー (1980) ⁷⁾									
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 (1988)									
都市部	52.0	27.1	139.9	109.4	54.3	21.5	5.2	0.3	1.79
農村部	85.8	38.8	212.2	163.8	81.7	37.6	10.4	0.6	2.73
スウェーデン (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 (1986)									
都市部	53.6	25.8	83.8	124.5	78.8	22.7	3.6	◆ 0.2	1.70
農村部	113.6	62.7	248.9	263.2	127.8	31.9	6.8	◆ 0.4	3.71
(ソ連)									
ソビエト連邦 (1987) ³⁰⁾									
都市部	66.0	41.7	164.5	116.4	65.2	26.1	5.7	0.3	2.10
農村部	113.8	50.6	255.1	232.6	118.1	57.6	18.0	1.9	3.67

United Nations, *Demographic Yearbook*, 1989, New York, 1990. 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、母の年齢別出生数の各年齢別女子人口1,000についての率である。◆30あるいはそれ未満の出生数に基づく率。+発生年次ではなく、登録年次によるデータ。1)率は15-49歳女子人口により算定されたいわゆる「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・農村別の率は本表の後に掲載。5)1977年の人口センサス結果に基づく。6)産院の出生記録に基づく。7)ニューファンドランドを除く。ただし、率は総人口で計算。8)出生登録前に死亡した出生数を除く。9)母の年齢区分は、出生時の年齢というより母の生まれた年から逆算したもの。10)調査漏れの補正を除く。11)ジャングルのインディオ人口、1961年時の推定31,800人を除く。12)1979年の人口センサス結果に基づく。13)ベトナム難民を除く。14)東エルサレムおよび1967年6月以降イスラエル軍占領下にある地域に住むイスラエル人のデータを含む。15)日本にいる日本人についてのデータのみ。ただし率は、領域内に駐留する外国人・軍属とその家族を除く外国人を含む人口を分母にして算定。16)1967年以降イスラエル軍占領下にあ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)船舶上の一時的滞在者および基地施設内に居住する軍人・軍属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)国外の軍隊を含む。22)ドイツ連邦共和国(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。23)発生年次内に登録された出生数に基づく。24)率はマルタ人人口のみに基づき算定。25)オランダ人口登録簿に記載されている場合は、国外居住者を含む。26)合衆国軍人とその家族および契約被用者を含む。27)合衆国軍人とその家族および契約被用者を除く。28)国外の国民の出生を除く。

出典：United Nations, *Demographic Yearbook* 1989, New York, 1990

表2-a 欧州理事会構成国の

国名	1970	1975	1977	1978	1979	1980
オーストリア	2.291	1.826	1.630	1.603	1.598	1.651
ベルギー	2.253	1.736	1.705	1.691	1.689	1.689
キプロス	2.539	2.013	2.250	2.296	2.383	2.455
デンマーク	1.950	1.919	1.660	1.668	1.602	1.546
フランス	2.472	1.927	1.861	1.821	1.855	1.945
西ドイツ	2.016	1.451	1.405	1.381	1.379	1.445
ギリシャ	2.337	2.365	2.266	2.274	2.261	2.226
アイスランド	2.809	2.649	2.312	2.348	2.489	2.478
アイルランド	3.867	3.396	3.269	3.240	3.229	3.229
イタリア	2.425	2.208	1.975	1.870	1.762	1.686
リヒテンシュタイン	2.609	1.670	1.619	1.524	1.780	2.023
ルクセンブルク	1.970	1.530	1.450	1.490	1.480	1.510
マルタ	2.300	2.000	2.300	2.200
オランダ	2.572	1.664	1.579	1.583	1.563	1.602
ノルウェー	2.504	1.983	1.753	1.769	1.750	1.722
ポルトガル	2.759	2.517	2.448	2.231	2.112	2.190
スペイン	2.820	2.800	2.660	2.530	2.350	2.220
スウェーデン	1.937	1.779	1.648	1.600	1.657	1.678
スイス	2.030	1.610	1.530	1.510	1.520	1.550
トルコ	*5.000		4.330			
イギリス	2.450	1.810	1.690	1.760	1.860	1.890

注：*1971年。(E)推計値,(P)暫定値。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Development in the Member States of Council of Europe*, 1989, Strasbourg, 1989.

表2-b 欧州理事会構成国の

国名	1970	1975	1977	1978	1979	1980
オーストリア	1.070	0.861	0.772	0.762	0.757	0.781
ベルギー	1.060	0.818	0.809	0.801	0.806	0.810
キプロス	1.176	0.943	1.026	1.087	1.109	1.124
デンマーク	0.927	0.921	0.794	0.797	0.766	0.742
フランス	1.172	0.918	0.887	0.869	0.886	0.929
西ドイツ	0.948	0.680	0.659	0.648	0.650	0.679
ギリシャ	1.072	1.098	1.041	1.045	1.039	1.022
アイスランド	1.321	1.264	1.117	1.134	1.196	1.191
アイルランド	1.812	1.600	1.534	1.541	1.577	1.524
イタリア	1.123	1.023	0.911	0.859	0.819	0.783
リヒテンシュタイン
ルクセンブルク	0.933	0.725	0.687	0.706	0.701	0.716
マルタ	1.060	1.050	1.030	1.050	1.070	1.080
オランダ	1.226	0.797	0.755	0.758	0.750	0.768
ノルウェー	1.189	0.949	0.835	0.842	0.837	0.820
ポルトガル	1.230	1.190	1.140	1.050	1.020	1.030
スペイン	1.350	1.310
スウェーデン	0.924	0.851	0.785	0.767	0.794	0.805
スイス	0.970	0.770	0.730	0.720	0.720	0.740
トルコ	*2.000		1.870			
イギリス	1.150	0.860	0.800	0.830	0.890	0.910

注：*1971年。(E)推計値,(P)暫定値。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Development in the Member States of Council of Europe*, 1989, Strasbourg 1989.

合計特殊出生率：1970～88年

1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
1.673	1.658	1.559	1.522	1.473	1.448	1.428	1.442
1.674	1.613	1.562	1.540	1.504(E)	1.541(E)	1.540(E)	1.570(E)
2.365	2.498	2.482	2.481	2.382	2.399	2.316	2.414
1.437	2.427	1.377	1.400	1.447	1.480	1.496	1.561(P)
1.945	1.913	1.787	1.807	1.823	1.842	1.816(E)	1.821(P)
1.435	1.407	1.331	1.291	1.281	1.345	1.362	1.423(E)
2.091	2.024	1.940	1.823	1.675	1.615	1.515	...
2.332	2.263	2.243	2.081	1.933	1.933	2.071(E)	2.271
3.070	2.957	2.759	2.589	2.494	2.437	2.345	2.168
1.617	1.592	1.520	1.460(P)	1.410(P)	1.340(E)	1.320(E)	...
1.676	1.974	1.623	1.928
1.530	1.490	1.450	1.420	1.380	1.440	1.410	...
2.100	2.300	2.200	2.200	2.000	2.000
1.563	1.495	1.466	1.491	1.511	1.553	1.558	...
1.701	1.708	1.655	1.658	1.677	1.710	1.750	1.841
2.144	2.073	1.946	1.886	1.699	1.628	1.565	...
2.030	1.930	1.790(P)	1.690	1.610	1.520
1.632	1.617	1.609	1.652	1.733	1.789	1.838	1.961(P)
1.540	1.560	1.520	1.530	1.510	1.530	1.510	...
	4.050				3.760		
1.810	1.780	1.770	1.770	1.800	1.780	1.810	1.820

純再生産率：1970～88年

1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0.799	0.799	0.746	0.731	0.702	0.692	0.683	0.691
0.799	0.770	0.746	0.737	0.723	0.737	0.737(E)	0.752(E)
1.090	1.158	1.160	1.167	1.109	1.133	1.107	1.147
0.691	0.683	0.662	0.672	0.697	0.708	0.711	0.743(P)
0.929	0.914	0.856	0.867	0.873	0.883	0.872	...
0.675	0.660	0.625	0.605	0.604	0.632	0.640(E)	...
0.961	0.908	0.909	0.859	0.784	0.760	0.713	...
1.100	1.071	1.094	0.998	0.968	0.929	0.964	1.057
1.457	1.414	1.310	1.222	1.190	1.153	1.103	...
0.756	0.759	0.724
...
0.725	0.706	0.687	0.672	0.653	0.684	0.667	...
1.040	1.030	1.030	1.030	0.980	0.970
0.753	0.717	0.706	0.716	0.136	0.760	0.755	...
0.821	0.814	0.789	0.796	0.801	0.816	0.843	...
1.010	0.980	0.920	0.900	0.810	0.770	0.740	...
...
0.786	0.744	0.769	0.792	0.828	0.861	0.886	...
0.730	0.740	0.720	0.730	0.720	0.730	0.720	...
	1.740				1.670		
0.870	0.850	0.850	0.840	0.860	0.850	0.860(P)	...

表3 アメリカ合衆国女子の合計特殊出生率および年齢別出生率：1970～1988年

年次	TFR	10～14	15～19	20～24	25～29	30～34	35～39	40～44	45～49
1970 ²⁾	2.4800	0.0012	0.0683	0.1678	0.1451	0.0733	0.0317	0.0081	0.0005
1971 ²⁾	2.2665	0.0011	0.0645	0.1501	0.1341	0.0673	0.0287	0.0071	0.0004
1972 ¹⁾	2.0100	0.0012	0.0617	0.1302	0.1177	0.0598	0.0248	0.0062	0.0004
1973 ¹⁾	1.8790	0.0012	0.0593	0.1197	0.1122	0.0556	0.0221	0.0054	0.0003
1974 ¹⁾	1.8350	0.0012	0.0575	0.1177	0.1115	0.0538	0.0202	0.0048	0.0003
1975 ¹⁾	1.7740	0.0013	0.0556	0.1130	0.1082	0.0523	0.0195	0.0046	0.0003
1976 ¹⁾	1.7380	0.0012	0.0528	0.1103	0.1062	0.0536	0.0190	0.0043	0.0002
1977 ¹⁾	1.7895	0.0012	0.0528	0.1129	0.1110	0.0564	0.0192	0.0042	0.0002
1978 ¹⁾	1.7600	0.0012	0.0515	0.1099	0.1085	0.0578	0.0190	0.0039	0.0002
1979 ¹⁾	1.8080	0.0012	0.0523	0.1128	0.1114	0.0603	0.0195	0.0039	0.0002
1980 ¹⁾	1.8395	0.0011	0.0530	0.1151	0.1129	0.0619	0.0198	0.0039	0.0002
1981 ¹⁾	1.8150	0.0011	0.0527	0.1118	0.1120	0.0614	0.0200	0.0038	0.0002
1982 ¹⁾	1.8285	0.0011	0.0529	0.1113	0.1110	0.0642	0.0211	0.0039	0.0002
1983 ¹⁾	1.8025	0.0011	0.0517	0.1083	0.1087	0.0646	0.0221	0.0038	0.0002
1984 ¹⁾	1.8055	0.0012	0.0509	0.1073	0.1083	0.0665	0.0228	0.0039	0.0002
1985	1.8425	0.0012	0.0513	0.1089	0.1105	0.0685	0.0239	0.0040	0.0002
1986	1.8360	0.0013	0.0506	0.1082	0.1092	0.0693	0.0243	0.0041	0.0002
1987	1.8710	0.0013	0.0511	0.1089	0.1108	0.0713	0.0262	0.0044	0.0002
1988	1.932	0.0013	0.0536	0.1115	0.1134	0.0737	0.0279	0.0048	0.0002

注：1) 一部の州については100%、他の州については50%抽出の出生登録データに基づく。

2) 50%抽出の出生登録データに基づく。

出典：National Center for Health Statistics, *Monthly Vital Statistics Report*, Volume 39, Number 3, June 1990.

主要国の死亡指標

死亡は人口再生産にとって出生とならぶ重要な構成要素である。したがって、死亡の水準や年齢パターン、あるいは死因構造は人口変動を考える際の重要な基礎資料といえよう。さらに死亡に関する指標は、それぞれの国や地域の健康水準を知る重要な指標でもある。そのような意味から、本統計資料では、世界保健機構（WHO）の保健統計年鑑 1990年版（WHO, *World Health Statistics Annual*, 1990）から、各国の出生時平均余命などの生命表関数とともに、死因別死亡率のデータを収録することにした。なお、表示した国の配列は、WHOの原典の配列をほぼそのまま採用したが、一部変えたところもある。

統計利用上の注意

WHOの原表（表10）には、最近年次についての各国・地域（領土）別の生命表関数が主要な年齢について示されている。原資料に示されている生命表関数は平均余命と生存数であり、それぞれ0歳時、1歳時、15歳時、45歳時および65歳時についてのものである。

本統計では、生命表関数としてもっとも重要な0歳時余命（life expectancy at birth, e_0 ）を、また主要な年齢段階の生存の水準を示すものとして、乳幼児死亡の水準を示す1歳時、学齢期を過ぎた段階の15歳時、生産年齢を過ぎ高齢者に達した65歳時について、それぞれの生存数（number of survivors at exact age x , l_x ）を抜粋するとともに、生産年齢への到達から高齢者年齢までの生存者を示す15歳時から65歳時までの生存確率（probability of surviving from exact age 15 to 65, p_{15-65} ）を算定し、掲載した。

WHOの年鑑掲載の各国の生命表関数は、WHOが統一した作成方法を用いて計算したものである。WHOの生命表は、伝統的な5歳間隔の年齢について生命表関数を計算する簡略生命表（abridged life table）である。このため、WHOによる各国の生命表関数の値は作成方法の違いによって生じる比較の制約は無いという長所がある。しかしながら、各国が独自に計算・作成した同年次の生命表の値とは必ずしも一致しない。利用にあたってはその点についてとくに留意されたい。

死亡全体の水準を示すだけでなく、それぞれの国の疾病・死亡の状態を表すデータとして、同じWHOの資料（表12）から、年齢構成を標準化した年齢標準化死因別死亡率（訂正死亡率とも呼ばれる）のデータを掲載した。原典では、世界総人口とヨーロッパ人口を標準人口とする2種類の標準化死因別死亡率が掲げられている。しかし紙幅の制約から、本統計掲載の標準化死亡率では、ヨーロッパ人口を基礎にしたもののみを掲げている。近年の日本の高齢化の進行を前提にすると、ヨーロッパ人口を基礎にした数値の方が参考としてより役立つものと判断した。標準人口の年齢構成については、参考表を参照されたい。

別の問題としては、国によって、死因の定義が必ずしも一致しない場合があり、統計の利用にあたっては、とくにその点に留意されたい。また、これらの数値によって示される国・地域の死亡水準の順位を絶対的なものとしてとらえてはならない。一般的に、生命表の作成が可能なデータや死因別年齢別の死亡統計が得られるような国・地域では、それらが得られないところと比べ衛生・栄養水準は相対的によい場合が多い。したがってこれら統計の得られる国・地域の方が死亡水準も低い場合が多いことなどを考慮すべきである。

（坂東里江子・高橋重郷）

表 1 主要国の性別にみた出生児の

No.	国・地域 (年次)	0歳時余命 の男女差 女-男(年)	男			
			0歳時余命		生存数:	
			順位	e_0 (年)	1歳	15歳
〔アフリカ〕						
1	モーリシャス (1987)	7.3	52	65.0	97.05	96.12
2	サントメプリンシペ (1984-85)	2.4	57	60.7	92.80	84.56
3	セイシエル (1985-87)	8.7	54	64.1	98.00	97.15
〔アメリカ〕						
4	アルゼンチン (1986)	6.5	41	68.5	97.02	96.13
5	バハマ (1987)	7.2	46	67.6	97.05	95.95
6	バルバドス (1988)	5.8	33	70.2	98.05	97.76
7	カナダ (1988)	6.9	9	73.4	99.19	98.73
8	チリ (1987)	5.7	35	70.0	97.95	97.15
9	コスタリカ (1988)	4.8	20	72.1	98.29	97.59
10	キューバ (1988)	3.3	21	72.0	98.66	97.84
11	ガテマラ (1984)	3.5	56	61.1	92.76	86.94
12	マルチニーク (1985)	6.5	32	70.6	99.15	98.79
13	メキシコ (1986)	5.7	44	68.1	97.47	96.06
14	プエルトリコ (1987)	7.9	36	69.9	98.42	98.00
15	セントルシア (1986-88)	5.6	48	66.8	97.90	97.00
16	スリナム (1985)	8.1	55	63.6	96.69	95.50
17	トリニダード=トバコ (1986)	4.3	43	68.1	98.85	98.14
18	アメリカ合衆国 (1988)	7.0	24	71.6	98.90	98.37
19	ウルグアイ (1987)	6.4	38	68.8	97.34	96.53
20	ベネズエラ (1987)	5.0	37	69.3	97.23	96.20
〔ヨーロッパ〕						
21	オーストリア (1989)	6.8	19	72.1	99.09	98.62
22	ベルギー (1986)	6.8	27	71.4	98.86	98.37
23	ブルガリア (1989)	6.5	42	68.3	98.39	97.50
24	チェコスロバキア (1989)	7.7	45	67.7	98.72	98.21
25	デンマーク (1988)	5.7	18	72.2	99.18	98.79
26	フィンランド (1988)	8.1	31	70.7	99.33	99.01
27	フランス (1988)	8.4	14	72.9	99.11	98.67
28	東ドイツ (1989)	6.3	34	70.1	99.12	98.68
29	西ドイツ (1989)	6.6	16	72.6	99.15	98.77
30	ギリシャ (1988)	5.1	2	74.3	98.78	98.42
31	ハンガリー (1989)	8.4	51	65.5	98.30	97.73
32	アイスランド (1989)	7.0	12	73.2	99.48	99.30
33	アイルランド (1988)	5.5	23	71.6	99.05	98.57
34	イタリア (1988)	6.6	10	73.3	98.98	98.62
35	ルクセンブルク (1989)	6.0	29	71.3	99.08	98.55
36	マルタ (1989)	4.1	5	73.8	98.79	98.61
37	オランダ (1988)	6.8	6	73.7	99.20	98.79
38	ノルウェー (1988)	6.6	13	73.1	99.07	98.61
39	ポーランド (1989)	8.8	49	66.7	98.21	97.61

平均余命および生存数：最新年次

l_x (%)		女						生存確率 (%) P_{15-65}	No.
		0 歳時余命		生 存 数 : l_x (%)					
		順 位	e_0 (年)	1 歳	15 歳	65 歳			
65 歳	P_{15-65}								
60.00	62.43	53	72.3	98.07	97.28	76.16	78.28	1	
60.42	71.45	57	63.1	93.05	84.45	64.77	76.70	2	
57.23	58.91	49	72.8	98.38	97.63	76.12	77.97	3	
68.05	70.80	39	75.0	97.62	96.94	81.76	84.34	4	
64.00	66.70	41	74.8	97.23	96.27	76.84	79.82	5	
71.88	73.53	31	76.0	98.00	97.42	82.94	85.14	6	
78.10	79.10	6	80.3	99.37	99.05	87.73	88.57	7	
72.66	74.79	33	75.7	98.33	97.80	82.98	84.85	8	
79.22	81.17	28	76.9	98.77	98.28	85.98	87.48	9	
75.43	77.10	37	75.3	98.95	98.37	81.70	83.05	10	
60.74	69.86	56	64.6	93.53	87.52	67.42	77.04	11	
71.41	72.28	27	77.1	98.96	98.65	81.80	82.92	12	
67.56	70.33	45	73.8	97.90	96.72	79.00	81.68	13	
69.10	70.51	22	77.8	98.74	98.43	85.49	86.85	14	
63.02	64.97	52	72.4	98.42	97.79	75.77	77.49	15	
55.25	57.85	55	71.7	97.92	96.70	72.69	75.16	16	
65.31	66.55	51	72.4	98.92	98.37	75.50	76.75	17	
73.53	74.75	16	78.6	99.11	98.73	84.72	85.81	18	
69.18	71.67	38	75.2	97.87	97.26	82.82	85.16	19	
70.81	73.60	43	74.3	97.78	96.88	80.55	83.14	20	
75.11	76.15	14	78.9	99.25	98.97	88.04	88.96	21	
74.99	76.23	18	78.2	99.21	98.81	86.43	87.47	22	
67.30	69.03	40	74.8	98.77	98.13	83.68	85.27	23	
64.74	65.92	36	75.4	99.04	98.68	83.61	84.73	24	
75.58	76.50	21	77.9	99.30	98.99	83.85	84.71	25	
72.15	72.87	15	78.8	99.44	99.16	88.11	88.86	26	
75.25	76.26	3	81.3	99.33	99.01	89.10	89.99	27	
71.72	72.68	30	76.4	99.39	99.09	85.16	85.94	28	
76.85	77.80	13	79.2	99.36	99.08	88.01	88.83	29	
80.23	81.51	12	79.4	99.02	98.72	89.92	91.08	30	
58.13	59.48	44	73.9	98.57	98.16	79.24	80.73	31	
84.23	84.83	7	80.2	99.48	99.09	88.22	89.03	32	
76.02	77.12	26	77.1	99.20	98.92	85.39	86.32	33	
78.03	79.12	9	79.9	99.18	98.91	89.14	90.12	34	
75.10	76.20	25	77.3	99.22	98.98	87.40	88.30	35	
79.44	80.56	20	77.9	99.11	98.99	87.27	88.16	36	
79.86	80.83	4	80.5	99.44	99.16	88.93	89.68	37	
77.82	78.92	11	79.7	99.26	99.00	88.36	89.25	38	
62.43	63.96	34	75.5	98.63	98.19	82.72	84.25	39	

表1 主要国の性別にみた出生児の平均余命および生存数：

No.	国・地域 (年次)	0歳時余命 の男女差 女-男(年)	男			
			0歳時余命		生存数： l_x (%)	
			順位	e_0 (年)	1歳	15歳
40	ポルトガル(1989)	7.1	30	71.1	98.68	97.85
41	ルーマニア(1984)	5.6	47	67.1	97.36	95.99
42	スペイン(1986)	6.5	8	73.4	98.98	98.49
43	スウェーデン(1987)	6.2	3	74.2	99.33	99.02
44	スイス(1989)	7.2	4	74.1	99.20	98.79
45	ソビエト連邦(1988)	8.7	53	64.7	97.22	95.51
46	イギリス(1989)	5.5	15	72.7	99.05	98.65
47	ユーゴスラビア(1988)	6.0	39	68.7	97.40	96.69
	(中東地域)					
48	バレーン(1988)	1.8	22	71.8	97.77	97.12
49	クエート(1987)	3.3	17	72.5	98.13	97.33
50	イスラエル(1987)	3.7	7	73.6	98.76	98.25
	(アジア・西太平洋)					
51	スリランカ(1985)	5.7	50	66.2	97.35	95.71
52	オーストラリア(1988)	6.6	11	73.2	99.03	98.58
53	中国(一部の都市地域)(1989)	4.0	26	71.4	98.38	97.58
54	中国(一部の農村地域)(1989)	4.3	40	68.5	97.73	96.14
55	日本(1989)	6.3	1	76.2	99.52	99.12
56	ニュージーランド(1987)	5.9	25	71.4	98.92	98.30
57	シンガポール(1987)	5.2	28	71.3	99.13	98.61

注：表に関する説明ならびに出典については本文を参照されたい。

最新年次（つづき）

		女						
		0 歳 時 余 命		生 存 数 : l_x (%)			生 存 確 率 (%)	No.
65 歳	生 存 確 率 (%) P_{15-65}	順 位	e_0 (年)	1 歳	15 歳	65 歳	生 存 確 率 (%) P_{15-65}	
74.04	75.66	19	78.2	98.90	98.36	87.21	88.86	40
66.18	68.95	50	72.7	97.90	96.82	79.99	82.61	41
77.87	79.07	8	79.9	99.20	98.83	89.54	90.60	42
80.25	81.05	5	80.4	99.44	99.21	88.98	89.68	43
80.04	81.03	2	81.3	99.34	99.10	89.90	90.71	44
59.88	62.69	47	73.4	97.85	96.52	79.90	82.77	45
77.75	78.81	17	78.2	99.28	98.97	85.97	86.86	46
68.43	70.77	42	74.7	97.72	97.10	82.71	85.18	47
77.83	80.14	46	73.6	97.54	97.24	81.09	83.39	48
77.00	79.11	32	75.8	98.47	97.98	82.80	84.50	49
78.51	79.91	23	77.3	99.03	98.64	86.28	87.47	50
64.23	67.10	54	71.9	97.78	96.29	78.46	81.48	51
78.29	79.41	10	79.8	99.24	98.92	87.80	88.76	52
77.40	79.32	35	75.4	98.73	98.11	83.85	85.46	53
70.97	73.82	48	72.8	97.81	96.42	78.85	81.78	54
82.72	83.45	1	82.5	99.57	99.29	91.18	91.84	55
75.28	76.58	24	77.3	99.05	98.62	84.10	85.28	56
73.16	74.18	29	76.5	99.37	98.99	83.23	84.07	57

表2 主要国の主要死因別にみた標準化死亡率：最新年次

死 因	モーリシヤス (1987)	サントメ プリンシペ (1984-85)	セイシェ ル (1985-87)	アルゼン チン (1986)	バハマ ス (1987)	バルバド ス (1988)	カナダ (1988)
死亡総数	1283.3	1248.1	1326.6	1010.3	960.0	943.0	746.2
感染症および寄生虫症	21.9	245.2	73.4	29.4	27.1	21.6	4.4
悪性新生物	102.2	89.5	186.3	180.2	206.2	191.5	205.9
循環器系疾患	661.8	230.6	440.5	502.8	319.5	368.9	304.8
虚血性心疾患	212.7	28.3	66.4	106.5	110.2	102.1	182.3
脳血管疾患	191.8	89.5	108.2	108.6	98.7	113.4	53.7
呼吸器系疾患	122.1	118.3	143.9	57.5	71.0	50.5	61.2
慢性気管支炎、肺気腫及び喘息	58.0	43.7	28.1	8.7	6.0	9.7	9.0
消化器系疾患	53.8	71.6	42.5	48.3	57.0	43.6	27.8
慢性肝疾患および肝硬変	23.2	27.8	5.6	13.2	30.9	14.1	8.9
不慮の事故および有害作用	58.7	74.9	67.7	59.8	82.3	48.4	51.6
自殺・自傷	14.4	3.8	7.0	9.0	1.3	4.8	13.3

死 因	チ リ (1987)	コスタリ カ (1988)	キューバ (1988)	ガテマラ (1984)	マルチニ ーク (1985)	メキシコ (1986)	プエルト リコ (1987)
死亡総数	969.0	948.9	925.2	1277.3	952.5	1026.3	892.8
感染症および寄生虫症	30.5	23.9	11.0	230.7	17.2	74.6	16.2
悪性新生物	188.7	216.7	181.7	84.8	190.3	115.6	142.8
循環器系疾患	303.0	347.9	427.5	194.6	350.9	266.7	362.8
虚血性心疾患	113.2	176.5	245.8	48.2	24.5	72.0	162.0
脳血管疾患	100.8	89.6	92.9	44.1	163.6	65.0	52.1
呼吸器系疾患	113.7	114.8	84.0	199.0	52.1	104.9	97.5
慢性気管支炎、肺気腫及び喘息	27.3	22.6	16.8	13.4	8.4	32.3	10.3
消化器系疾患	64.5	47.5	32.3	52.4	54.6	96.2	58.4
慢性肝疾患および肝硬変	32.6	16.9	10.7	20.4	18.4	46.7	30.4
不慮の事故および有害作用	79.4	69.2	91.4	72.5	68.2	109.0	67.8
自殺・自傷	6.6	6.5	...	1.1	4.7	2.9	9.3

死 因	セントル シア (1986-88)	スリナム (1985)	トリニダー ド＝トバコ (1986)	アメリカ 合衆国 (1988)	ウルグア イ (1987)	ベネズエ ラ (1987)	スリラン カ (1985)
死亡総数	1305.2	1208.1	1219.4	820.8	1024.9	1003.8	1224.5
感染症および寄生虫症	50.6	48.4	21.4	11.9	20.2	47.9	53.0
悪性新生物	148.1	118.7	164.3	194.9	231.6	135.9	54.4
循環器系疾患	556.0	382.6	540.4	357.4	421.9	346.3	206.4
虚血性心疾患	75.7	133.7	228.5	188.1	136.4	137.1	51.6
脳血管疾患	174.0	101.9	164.7	53.6	127.9	89.2	33.3
呼吸器系疾患	86.5	90.2	77.2	67.7	68.8	78.7	68.5
慢性気管支炎、肺気腫及び喘息	19.6	39.7	18.7	9.1	13.8	14.9	29.1
消化器系疾患	50.6	61.3	45.9	30.3	41.8	45.3	26.3
慢性肝疾患および肝硬変	25.0	26.9	14.7	11.7	10.8	17.4	8.7
不慮の事故および有害作用	53.6	121.9	71.1	59.5	62.2	79.3	97.2
自殺・自傷	10.7	34.5	10.1	12.2	9.1	5.9	38.7

表2 主要国の主要死因別にみた標準化死亡率：最新年次（つづき）

死 因	オーストリア (1989)	ベルギー (1986)	ブルガリア (1989)	チェコスロバキア (1989)	デンマーク (1988)	フィンランド (1988)	フランス (1988)
死亡総数	821.2	879.1	1141.0	1158.0	866.3	881.7	714.8
感染症および寄生虫症	3.9	6.6	6.4	3.5	4.5	6.7	8.7
悪性新生物	199.0	224.4	156.4	245.3	235.4	174.9	205.4
循環器系疾患	400.3	341.5	694.3	626.0	365.2	433.3	224.3
虚血性心疾患	149.6	110.4	222.8	293.4	222.2	250.1	67.4
脳血管疾患	102.5	83.0	226.3	180.8	69.6	100.8	62.2
呼吸器系疾患	36.8	70.6	72.8	68.3	56.1	60.3	41.1
慢性気管支炎，肺気腫及び喘息	17.8	26.3	17.5	27.5	36.6	17.6	10.0
消化器系疾患	45.6	32.7	34.7	50.2	30.8	31.7	41.3
慢性肝疾患および肝硬変	26.2	12.6	17.3	23.2	12.4	9.7	19.6
不慮の事故および有害作用	67.2	64.3	61.9	79.3	69.6	88.8	72.6
自殺・自傷	23.0	21.0	15.6	18.2	24.7	27.5	19.7

死 因	東ドイツ (1989)	西ドイツ (1989)	ギリシャ (1988)	ハンガリー (1989)	アイスランド (1989)	アイルランド (1988)	イスラエル (1987)
死亡総数	1014.7	806.5	756.3	1229.6	684.7	965.4	853.4
感染症および寄生虫症	3.5	6.1	5.5	10.0	4.0	5.3	16.2
悪性新生物	184.7	207.7	159.6	259.6	191.6	223.7	161.9
循環器系疾患	553.6	371.8	376.4	624.5	308.3	456.2	375.3
虚血性心疾患	159.3	150.0	92.7	234.8	191.4	256.7	188.7
脳血管疾患	96.0	87.3	136.6	172.0	59.3	96.5	79.7
呼吸器系疾患	54.0	45.2	37.0	58.2	74.1	122.6	59.1
慢性気管支炎，肺気腫及び喘息	25.7	22.3	3.5	39.3	20.3	20.6	7.4
消化器系疾患	47.5	40.0	21.0	79.6	13.4	27.4	23.0
慢性肝疾患および肝硬変	18.5	20.1	7.6	50.4	1.1	3.6	7.9
不慮の事故および有害作用	66.4	43.6	44.3	115.4	44.2	42.7	54.8
自殺・自傷	23.9	14.5	3.8	40.0	9.3	8.4	7.7

死 因	イタリア (1988)	ルクセンブルク (1989)	マルタ (1989)	オランダ (1988)	ノルウェー (1988)	ポーランド (1989)	ポルトガル (1989)
死亡総数	770.4	902.9	843.2	747.9	788.3	1118.7	862.1
感染症および寄生虫症	3.4	4.7	5.5	4.0	5.4	9.1	8.1
悪性新生物	209.0	218.4	174.4	222.7	186.5	211.0	157.9
循環器系疾患	324.5	412.1	426.9	301.8	351.2	587.5	360.3
虚血性心疾患	97.4	125.1	210.6	141.4	196.1	118.9	76.5
脳血管疾患	102.3	137.0	111.7	67.9	84.8	73.5	194.1
呼吸器系疾患	47.2	52.8	66.0	49.3	68.8	48.5	57.3
慢性気管支炎，肺気腫及び喘息	23.9	14.9	12.6	16.7	15.0	27.0	12.8
消化器系疾患	43.5	48.9	27.3	25.9	23.7	35.1	41.9
慢性肝疾患および肝硬変	24.9	24.0	6.4	5.3	6.5	11.6	24.0
不慮の事故および有害作用	44.1	61.2	34.2	32.7	55.9	77.1	63.6
自殺・自傷	7.0	18.3	6.4	10.1	16.7	12.0	7.0

表2 主要国の主要死因別にみた標準化死亡率：最新年次（つづき）

死 因	ルーマニア (1984)	スペイン (1986)	スウェーデン (1987)	スイス (1989)	ソビエト連邦 (1988)	イギリス (1989)	ユーゴスラビア (1988)
死亡総数	1242.0	754.6	740.7	689.0	1159.9	850.4	1049.7
感染症および寄生虫症	8.8	8.1	4.0	9.0	19.9	4.2	13.8
悪性新生物	141.7	168.0	166.1	193.3	184.7	223.1	174.1
循環器系疾患	762.4	323.4	372.5	284.7	672.5	378.0	552.6
虚血性心疾患	182.0	75.7	213.7	109.4	360.3	222.9	89.3
脳血管疾患	188.1	106.8	68.8	57.8	229.2	92.0	146.2
呼吸器系疾患	139.2	66.1	50.1	41.8	85.2	94.5	47.1
慢性気管支炎，肺気腫及び喘息	52.1	11.8	12.5	18.1	36.7	15.0	25.0
消化器系疾患	55.1	44.9	23.6	20.7	32.5	27.3	41.2
慢性肝疾患および肝硬変	36.6	21.4	6.4	9.1	...	5.8	21.4
不慮の事故および有害作用	69.6	41.8	51.7	64.7	104.7	32.8	61.7
自殺・自傷	...	7.1	17.3	20.9	21.1	7.3	17.4

死 因	バレーロン (1988)	クウェート (1987)	オーストラリア (1988)	日 本 (1989)	ニュージーランド (1987)	シンガポール (1987)
死亡総数	1110.1	931.7	761.1	614.0	891.5	975.7
感染症および寄生虫症	11.8	29.8	4.7	8.6	4.9	31.8
悪性新生物	120.1	110.9	192.2	163.3	214.9	213.3
循環器系疾患	478.8	423.5	348.9	227.6	410.6	365.4
虚血性心疾患	332.0	185.6	200.5	37.4	248.6	190.7
脳血管疾患	44.8	37.6	77.9	93.0	88.8	109.2
呼吸器系疾患	100.3	76.0	56.7	67.9	93.5	176.7
慢性気管支炎，肺気腫及び喘息	15.1	11.4	14.6	10.7	19.8	14.1
消化器系疾患	38.8	23.3	26.9	29.3	23.9	23.9
慢性肝疾患および肝硬変	10.6	8.1	8.1	13.0	4.2	8.9
不慮の事故および有害作用	30.7	51.8	50.8	43.8	60.5	41.1
自殺・自傷	2.7	1.1	13.3	16.4	14.2	14.9

参考表 標準人口（ヨーロッパ人口基準）

年 齢	人 口	年 齢	人 口
総 数	100,000	40 - 44	7,000
0	1,600	45 - 49	7,000
1 - 4	6,400	50 - 54	7,000
5 - 9	7,000	55 - 59	6,000
10 - 14	7,000	60 - 64	5,000
15 - 19	7,000	65 - 69	4,000
20 - 24	7,000	70 - 74	3,000
25 - 29	7,000	75 - 79	2,000
30 - 34	7,000	80 - 84	1,000
35 - 39	7,000	85+	1,000

注：表に関する説明ならびに出典に関しては本文を参照されたい。

人口問題研究所の機構改革

平成3年10月1日付をもって、厚生省人口問題研究所の機構が一部改正され、内容は、人口動向研究部の中に新たに家庭動向研究室が設置された。それに関する厚生省令は次のごとくである。

◎厚生省組織規程の一部を改正する省令

厚生省組織令（昭和27年政令第388号）第96条第2項の規定に基づき、厚生省組織規程の一部を改正する省令を次のように定める。

平成3年9月26日

厚生大臣 下条進一郎

厚生省組織規程の一部を改正する省令

厚生省組織規程（昭和59年厚生省令第30号）の一部を次のように改正する。

第38条中「並びに」の下に「家庭機能の変化その他」を加える。

この省令は、平成3年10月1日から施行する。

これに関連して、人口問題研究所組織細則も次のように改正された。

◎人口問題研究所組織細則の一部改正

厚生省組織規程（昭和59年厚生省令第30号）第294条の規定に基づき、人口問題研究所組織細則の一部を次のように改正する。

（通則）

第1条 人口問題研究所の内部組織及び事務の分掌については、厚生省組織規程（昭和59年厚生省令第30号）の定めるところによるほか、この細則の定めるところによる。

（中略）

第17条 人口動向研究部に、次の3室を置く。

出生動向研究室

家庭動向研究室

死亡動向研究室

（出生動向研究室）

第18条 出生動向研究室においては、出生力の動向とその要因に関する調査研究「他室の主管に属することを除く。」及び出生率の推定と予測に関する基礎的研究をつかさどる。

（家庭動向研究室）

第19条 家庭動向研究室においては、家庭機能の変化とその要因に関する調査研究をつかさどる。

（死亡動向研究室）

第20条 死亡動向研究室においては、死亡構造の変動とその要因に関する調査研究及び死亡率、平均余命の推定と予測に関する基礎的研究をつかさどる。

（人口情報部の室）

第21条 人口情報部に、次の2室を置く。

人口解析センター

文献センター

(人口解析センター)

第22条 人口解析センターにおいては、人口統計の解析的研究、所の所掌に係る電子計算機の利用及び運行の管理に関することをつかさどる。

(文献センター)

第23条 文献センターにおいては、所の発行する資料の編集並びに人口問題に関する情報の収集、管理及び提供に関することをつかさどる。

(人口解析センター及び文献センターの長)

第24条 人口解析センターの長を、人口解析センター室長及び文献センターの長を、文献センター室長とする。

(文献センターの係)

第25条 文献センターに図書係を置く。

(図書係)

第26条 図書係においては、次の事務をつかさどる。

- (1) 図書及び資料の収集、管理に関すること。
- (2) 資料の配布に関すること。

附 則

この細則は、平成3年10月1日から施行する。

人 事 の 異 動

<発令年月日>	<異 動 事 項>	<所属・官職・氏名>
平成 3. 10. 1	国立佐倉病院事務部会計課会計班長に出向	庶務課会計係長 厚生事務官 角 茂
〃	国立がんセンター運営部会計課整備係長より転任	庶務課会計係長 厚生事務官 阿 部 進
〃	人口動向研究部家庭動向研究室長に昇任	人口構造研究部世帯構造研究室 厚生技官 西 岡 八 郎

また、平成3年10月1日より平成4年3月31日までの期間、家庭出生問題総合調査推進事業の一環として、リサーチ・レジデントの中野洋恵氏を受け入れた。

定例研究報告会の開催

(平成3年7月～9月)

<回>	<月 日>	<報 告 題 目>	<報告者>
10	9. 18	地域別世帯主余命の比較.....	山 本 千鶴子

公開シンポジウム 結婚と家族の接点 『人口問題研究』200号記念の開催

厚生省人口問題研究所は、7月5日（金）、中央合同庁舎5号館第6会議室において公開シンポジウムを開催した。当研究所は、昭和14年8月25日に設立された研究機関であるが、翌年の4月に『人口問題研究』の創刊号を刊行している。この機関誌が今年の10月に200号を迎えることになる。今回の公開シンポジウムは、これを記念して開催されたものである。

公開シンポジウムのテーマは、「結婚と家族の接点」とした。このテーマは、昨今、とりざたされている出生力低下の問題が結婚と家族の変化と深くかかわっているとの認識の下に、その相互関連を人口学的に分析することを目的として開かれた。シンポジウムは、当研究所の研究員による報告と森岡清美（成城大学教授・家族社会学）、利谷信義（東京大学社会科学研究所長・法社会学、家族法）をお迎えしての討論とをまじえて行われた。

（清水浩昭記）

人口問題審議会の委員の異動と第52回総会

人口問題審議会（厚生省）の委員は、このほど任期（2年）満了に伴う異動が行われたが、新しい構成メンバー（委員・専門委員）は次掲のとおりである。なお、新しいメンバーによる初の総会（平成3年7月12日開催）において、委員互選の結果、会長に山本正淑氏、会長代理に宮澤健一氏がそれぞれ選出された。

○人口問題審議会委員

（氏名）	（現職）
石井須美	三和電気工業（株）取締役会長
伊藤善市	東京女子大学文理学部教授
伊部英男	年金総合研究センター理事長
大石泰彦	東京大学経済学部名誉教授
大熊由紀子	朝日新聞社論説委員
岡崎陽一	日本大学法学部教授
尾崎美千生	毎日新聞社人口問題調査会事務局長
小澤雅子	東京工業大学工学部助教授
加藤寛	慶応義塾大学経済学部教授
木村治美	共立女子大学教授
日下公人	（社）ソフト化経済センター事務理事
河野稠果	人口問題研究所長
小谷直道	読売新聞社論説委員
小林登	国立小児病院院長
坂元正一	日本母性保護医協会会長
佐々波秀彦	国連地域開発センター所長
鈴木永二	三菱化成工業（株）相談役
袖井孝子	お茶の水女子大学助教授
高島隆平	朝日生命保険相互会社代表取締役会長
千葉一男	王子製紙（株）代表取締役社長
土居健郎	聖路加国際病院診療顧問
羽田春兔	日本医師会会長
人見康子	慶応義塾大学法学部教授

福 田 敏 一	明治学院大学学長
宮 澤 健 一	社会保障研究所所長
山 岸 章	日本労働組合総連合会会長
山 崎 倫 子	日本女医会会長
山 本 正 也	日本アクチュアリー会参与
山 本 正 淑	日本赤十字社社長
藁 科 満 治	日本労働組合総連合会会長代行

○人口問題審議会専門委員

(氏 名)	(現 職)
大 淵 寛	中央大学経済学部教授
國 井 長次郎	家族計画国際協力財団理事長
濱 英 彦	成城大学経済学部教授
阿 藤 誠	人口問題研究所人口政策研究部長
伊 藤 達 也	人口問題研究所人口情報部長
清 水 浩 昭	人口問題研究所人口動向研究部長
廣 嶋 清 志	人口問題研究所人口構造研究部長

上記の異動・改選後初の総会になる第52回人口問題審議会総会は、平成3年7月12日（金）午前11時より午後1時まで、中央合同庁舎第5号館特別第1会議室において開催され、次の3題の報告をめぐって質疑討論が行われた（カッコ内は報告者）。

1. 日本の将来推計人口（平成3年6月暫定推計）について（阿藤誠専門委員）
2. 健やかに子供を生み育てる環境づくりについて（角田博道 厚生省大臣官房政策課調査室長）
3. 国際人口移動に関する特別委員会の審議経過について（河野稠果委員）

公開シンポジウム 結婚と家族の接点 『人口問題研究』200号記念の開催

厚生省人口問題研究所は、7月5日（金）、中央合同庁舎5号館第6会議室において公開シンポジウムを開催した。当研究所は、昭和14年8月25日に設立された研究機関であるが、翌年の4月に『人口問題研究』の創刊号を刊行している。この機関誌が今年の10月に200号を迎えることになる。今回の公開シンポジウムは、これを記念して開催されたものである。

公開シンポジウムのテーマは、「結婚と家族の接点」とした。このテーマは、昨今、とりざたされている出生力低下の問題が結婚と家族の変化と深くかかわっているとの認識の下に、その相互関連を人口学的に分析することを目的として開かれた。シンポジウムは、当研究所の研究員による報告と森岡清美（成城大学教授・家族社会学）、利谷信義（東京大学社会科学研究所長・法社会学、家族法）をお迎えしての討論とをまじえて行われた。

（清水浩昭記）

人口問題審議会の委員の異動と第52回総会

人口問題審議会（厚生省）の委員は、このほど任期（2年）満了に伴う異動が行われたが、新しい構成メンバー（委員・専門委員）は次掲のとおりである。なお、新しいメンバーによる初の総会（平成3年7月12日開催）において、委員互選の結果、会長に山本正淑氏、会長代理に宮澤健一氏がそれぞれ選出された。

○人口問題審議会委員

（氏名）	（現職）
石井須美	三和電気工業（株）取締役会長
伊藤善市	東京女子大学文学部教授
伊部英男	年金総合研究センター理事長
大石泰彦	東京大学経済学部名誉教授
大熊由紀子	朝日新聞社論説委員
岡崎陽一	日本大学法学部教授
尾崎美千生	毎日新聞社人口問題調査会事務局長
小澤雅子	東京工業大学工学部助教授
加藤寛	慶応義塾大学経済学部教授
木村治美	共立女子大学教授
日下公人	（社）ソフト化経済センター事務理事
河野稠果	人口問題研究所長
小谷直道	読売新聞社論説委員
小林登	国立小児病院院長
坂元正一	日本母性保護医協会会長
佐々波秀彦	国連地域開発センター所長
鈴木永二	三菱化成工業（株）相談役
袖井孝子	お茶の水女子大学助教授
高島隆平	朝日生命保険相互会社代表取締役会長
千葉一男	王子製紙（株）代表取締役社長
土居健郎	聖路加国際病院診療顧問
羽田春兔	日本医師会会長
人見康子	慶応義塾大学法学部教授

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Shigemi KONO *Managing Editor:* Tatsuya ITOH
Associate Editors: Makoto ATOH Kiyosi HIROSIMA Hiroaki SHIMIZU
 Michhiko YAMAMOTO Noriko SHIRAIISHI

CONTENTS

Articles

Special Issue on Symposium of Commemoration of the 200th Number of
The Journal of Population Problems

A Bridge between Marriage and the Family

- Introductory Statement Shigemi KONO ... 1~ 2
Demographic Analysis of First Marriage Process Ryuichi KANEKO ... 3~ 27
Attitudes toward Marital and Intergenerational Relationships
..... Toru SUZUKI ... 28~ 40
Attitudes toward Marriage among the Unmarried Japanese Women
— From Viewpoint of their Expected Lifecourse Patterns —
..... Eiko NAKANO ... 41~ 52
Coresidence with Parents and Marriage in Recent Japan Kiyosi HIROSIMA ... 53~ 70
Comment Kiyomi MORIOKA 71
Comment Nobuyoshi TOSHITANI 72
Comment Makoto ATOH 73

Note

- Frequency Distribution of First Digit among Population Hiromichi SAKAI ... 74~ 78

Book Review

- John C. Caldwell and Gigi Santow, *Selected Readings in the Cultural,
Social and Behavioural Determinants of Health* (S. Takahashi) 79

Statistics

- Latest Fertility Statistics for Selected Countries 80~ 88
Latest Mortality Statistics for Selected Countries 89~ 96

- Miscellaneous News 97~101