

初婚過程によって再生産される人口の ダイナミカル・モデルとその応用

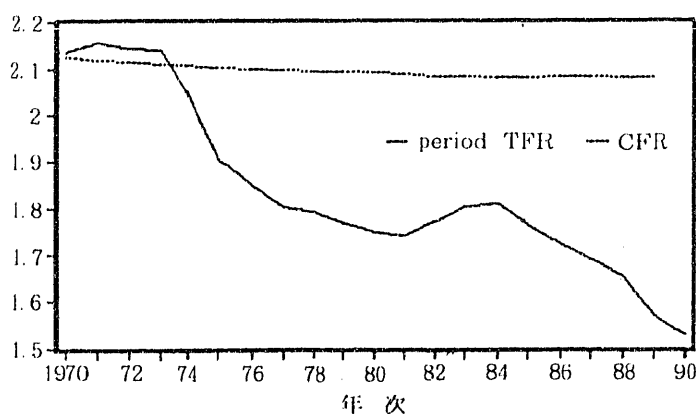
稲葉 寿

I はじめに

人間人口の再生産に関しては、その出生力の実現において社会的に制度化された結婚の果たす役割が極めて大きいことは言うまでもない。とりわけ日本人人口においては非嫡出生の割合は今日においても1%以下であるから、結婚は日本の女子人口の出生力実現の前提条件といってもさしつかえないであろう。すなわち日本人人口の出生力（fertility）は結婚力（nuptiality）¹⁾と結婚出生力（marital fertility）の合成の結果である。また婚姻件数に占める再婚の割合は戦後においては長期にわたってほぼ10%以下であったが、1960年以降漸増し、1988年に11.9%となっている。しかしながら再婚女子の平均年齢は37.87歳（1989年）²⁾と高いから、再婚過程の全出生に対する寄与はきわめて小さいものと考えられる。従って日本人人口を考察する限りでは「結婚」は「初婚」を意味すると考えて議論しても大きな誤差はない。約言すれば、日本人人口は第一次的には「初婚過程によって再生産される人口」として把握される。

このような場合、年齢別出生率やその要約指標である合計特殊出生率（TFR）の変化はこれら結婚および結婚出生力を規定するより基本的なパラメータの変動の結果として理解されねばならない。例えば日本人人口の期間合計特殊出生率（TFR）をみると、1970年度以降、一時的な反騰を経験しつつも今日に至るまで人口置き換え水準を下回って趨勢的には漸減を続けてきており、1990年には戦後最低の1.53を示すに至っている（図1-1）。その一方で1970年以後の出産力調査によってコー

図1-1 期間TFRと臨界出生率の変動



ホートの観測された結婚出生力指標である完結出生力は2.2前後で比較的定常的に推移し、1943-47年出生コーホートにおいても2.16という値を維持してきている。1990年において1945年コーホートは45歳に達し、再生産年齢にある女子人口はほぼ全て戦後生まれとなり、戦前・戦中期において形成された女子人口の配偶関係別人口構造（すなわち戦後の日本人人口のダイナミクスにとっての初期条件）が期間的出生力に与える影響はほぼ完全に払拭されるに至った。従って、こ

1) ここで「結婚力」は初婚から離別、死別にいたる全過程を考慮にいれたものと考えておく。

2) 廣嶋清志・山本道子、「日本の婚姻動向：1988～1989年」、『人口問題研究』、第46巻第4号、1991年1月、pp.74-85。

の時期において（再生産を終えた世代についての観察ではあるが）コーホートの観察が完結出生力の（一夫婦あたり二子という）低レベルでの安定性を示唆し、日本人の意識の上での皆婚指向に変化が見られない一方で、期間的指標が低下をつづけていることは、戦後生まれの女子人口の結婚力もしくは結婚出生力内部におけるタイミング変化がその主要な原因では原因ではないかと予期させる³⁾。実際、平均初婚年齢は漸増してきており、そのことによる出産時期の遅れだけでも期間TFRは低下するからである⁴⁾。またさらに晩産化はコーホートの完結出生力水準を低下させていると予想される。いずれにせよ完結出生力が十分低い状況においては、出生力変動の要因において結婚力の占めるウェイトは相対的に高くなり、その影響はこれまでになく顕在化してきていると考えられる。すなわち出生力の低下の要因を結婚力と結婚出生力の変化へと分解できるような理論的フレームが必要とされる所以である。

本稿では上記のような観点から、年齢別出生率に基づく古典的なロトカの安定人口モデルにかえて、結婚力と結婚出生力をもちいた動学的人口モデルを定式化する。このために、女子人口を未婚、初婚、離婚・死別の3状態に分割し、結婚年齢と結婚持続期間の関数としての結婚出生力を導入する。というのも有配偶女子のコントロールされた出生力においては現在年齢よりも結婚年齢、結婚持続期間およびパリティ構造（出産歴）がより基本的なパラメータであると考えられるからである⁵⁾。結婚出生力関数はさらにパリティ別の出生率に分解することが可能である。結婚出生力内部におけるタイミング変化の効果を追うためには、このパリティ別出生率をパリティ別人口に適用することが必要であるが、ここでは簡単のため結婚力の効果をもっぱら考察することとしてパリティ別の人口構造の導入はおこなわず、パリティについて集計された結婚出生力関数を用いる。また先に述べたように日本においては再婚および無配偶状態における出生の占める割合はきわめて小さいと考えられるから、まずここでは初婚による結婚出生力のみを考える。ただし再婚セクターを付加することによってモデルを拡張することは容易であることを注意しておこう。以上の仮定のもとでダイナミカル・モデルをまず定式化

3) 日本の出生力調査については以下を参照。

厚生省人口問題研究所，昭和62年第9次出生力調査第I報告書「日本人の結婚と出産」，1988，第II報告書「独身青年層の結婚観と子供観」，1989。

結婚出生力におけるタイミング効果の分析については以下を参照。

大谷憲司，「1970年代前半における合計結婚出生率低下の決定要因」，『人口問題研究』，第185号，1988年1月，pp.36-54。

4) 稲葉寿，「期間合計特殊出生率とコーホート出生率の関係について」，『人口問題研究』，第178号，1986年，pp.48-53。

5) 有配偶出生力に対するこのような判断は戦前のドイツ統計局に遡る。以下を参照。

森田優三，『人口増加の分析』，日本評論社，1944年。

ドイツ統計局は三つのパラメータのうち結婚持続期間とパリティの影響が最も大きく、また母の現在年齢は結婚年齢と結婚持続期間の和として得られるから従属的な変数であるとしている。ただし年齢は生理的な能力の変化・限界を示すために必要なパラメータである。結婚持続期間をとり入れた出生力関数のモデルとしては以下がある。

H. J. Page, "Patterns underlying fertility schedules: A decomposition by both age and marriage duration", *Population Studies* 31, 1977, pp.85-106.

Pageモデルの日本のデータへの適用は以下を参照。

高橋真一，「日本とスウェーデンの出生データ利用による出生力モデルの検討」，『国民経済雑誌』，第139号，第4号，昭和54年4月，pp.59-75。

また年齢，持続時間，パリティ構造を考慮した動学モデルについては以下を参照。

H. Inaba, "Duration-dependent multistate population dynamics"; In *Functional Analytic Approach to Age-Structured Population Dynamics*, Ph. D. Thesis, University of Leiden, 1989, pp.129-148.

し、それに基づいた結婚を考慮した再生産指標として純再生産率(NRR)と合計特殊出生率(TFR)を導入する。これは結局、結婚力と結婚出生力に基づいた安定人口モデルを構成したことに他ならない。最後に一つの応用として、得られた再生産指標をパラメータが時間的に変化する場合に計算して、期間的TFRの変動が初婚タイミングの変化によって引き起こされる様子を観察することとしたい。このようなモデルは、再婚過程やパリティ構造を欠いている点でなお現実と隔たっているにしても、結婚によって媒介されている人口再生産過程をより現実的に理解するための最初のステップとして独自の意義があると言えよう⁶⁾。また本稿では女子人口に対する one-sex model を考察することとし、両性の mating process を考察した two-sex model については稿をあらためて論ずることとしたい。

II 初婚によって再生産する人口のダイナミカル・モデル

以下においては、女性人口集団を考え、各個体(女性人口)は生涯に一回限り結婚して、結婚期間中においてのみ出産すると仮定する。また未婚男性人口は未婚女性が一定の確率で結婚可能なだけ十分に存在すると仮定する。 $p_0(t, a)$ を時刻 t において a 歳の未婚人口の年齢密度関数とし、 $p_1(t, \tau; \xi)$ を ξ 歳で結婚した人口の、時刻 t 、結婚持続期間 τ における密度としよう。 $p_2(t, a)$ を離婚経験者ないし寡婦の年齢密度関数とする。 $\lambda(a)$ を年齢 a における初婚確率、 $\mu(a)$ を死亡率(各状態間で死亡率の差はないものと仮定する)、 $\delta(\tau; \xi)$ を ξ 歳で結婚したひとが結婚持続期間 τ で(離別または死別によって)配偶者を失う確率、 $m(\tau; \xi)$ を初婚年齢 ξ 、結婚持続期間 τ での有配偶出生率(結婚出生力関数)、 r を新生児における女子割合とする(図2-1参照)。このとき以下の単性人口システムを得る。

6) 数学的モデルの形式的立場からすれば、ここで「結婚」を法律的な意味のそれに限定する必要はないことは明かであろう。近年の欧米諸国に見られるように法律的な意味における結婚によらない出生が無視しえない状況に対しては、結婚確率を安定的・持続的性的パートナーを有する状態への推移確率と再解釈することによって結婚・再生産モデルはなお有意義でありうる。ただしその場合、法律的な結婚よりもパートナーシップははるかに不安定であり、有配偶状態からの離脱・再加入のプロセスを考慮することがより重要となつてこようし、「初婚過程」のもつ統計的頑健性は失われるであろう。本稿と同様な方向性を持った結婚・出生力モデルについては以下の諸研究がある。

伊藤達也、「1960年以降のわが国出生変動についての人口学的一試論」、『人口問題研究』、第148号、1978年10月、pp.24-43。

伊藤達也・山本千鶴子、「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」、『人口問題研究』、第157号、1981年1月、pp.28-51。

阿藤誠・伊藤達也・小島宏、「マクロモデルによる結婚と出生力のシミュレーション」、『人口問題研究』、第179号、1986年7月、pp.16-34。

また結婚と出生力を結び付けた静学的分析として以下がある。

黒田俊夫、「結婚パターンの変動とその出生力に及ぼす影響の人口学的分析」、『人口問題研究』、第71号、1958年、pp.1-23。

James Trussel, A simple model of marriage and fertility, in *International Population Conference*, Manila 1981, Vol.1, Liege: IUSSP, pp.499-508.

James Trussel, Jane Menken and Ansley J. Coale: A general model for analyzing the effects of nuptiality on fertility, in *Nuptiality and Fertility*, Liege (Belgium): Ordina Editions, 1982, pp.7-27.

結婚持続期間を考慮していないが結婚およびパリティ構造を導入した動学的人口モデルとして以下がある。

Prithwis Das Gupta, Age-parity-nuptiality-specific stable population model that recognizes births to single women, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.71, No.354, pp.308-314 (1976).

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_0(t, a) = -\mu(a) p_0(t, a) - \lambda(a) p_0(t, a), \quad (2-1 a)$$

$$p_0(t, 0) = r \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} m(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi) d\tau d\xi, \quad (2-1 b)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau}\right) p_1(t, \tau; \xi) = -\mu(\xi + \tau) p_1(t, \tau; \xi) - \delta(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi), \quad (2-1 c)$$

$$p_1(t, 0; \xi) = \lambda(\xi) p_0(t, \xi), \quad (2-1 d)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_2(t, a) = -\mu(a) p_2(t, a) + \int_0^a \delta(\tau; a - \tau) p_1(t, \tau; a - \tau) d\tau, \quad (2-1 e)$$

$$p_2(t, 0) = 0. \quad (2-1 f)$$

全女子人口の年齢密度関数を $n(t, a)$ とすれば,

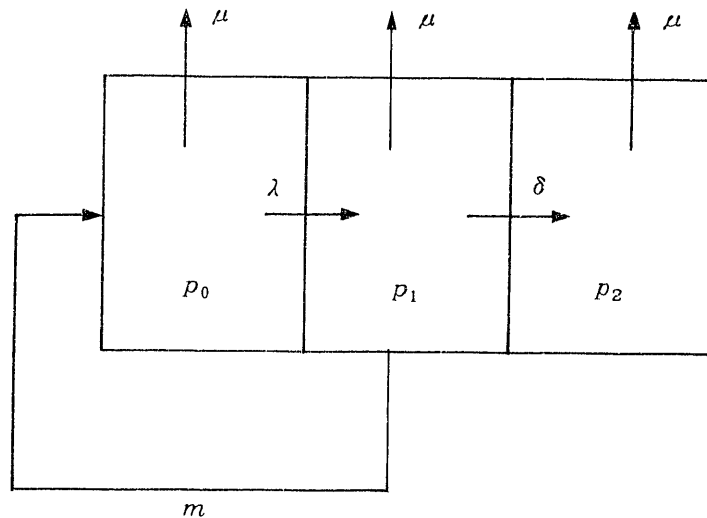
$$n(t, a) = p_0(t, a) + \int_0^a p_1(t, a - \xi; \xi) d\xi + p_2(t, a). \quad (2-2)$$

であり, 以下の方程式 (Mc Kendrick - Von Foerster equation) を満たすことは容易にたしかめられる.

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) n(t, a) = -\mu(a) n(t, a), \quad (2-3 a)$$

$$n(t, 0) = p_0(t, 0). \quad (2-3 b)$$

図 2-1



時刻 t における出生率を $B(t) := p_0(t, 0)$ とおく。初期時刻を特定しなければ各人口の分布は以下であたえられる。

$$n(t, a) = l(a)B(t-a), \quad (2-4 a)$$

$$p_0(t, a) = l(a)A(a)B(t-a), \quad (2-4 b)$$

$$p_1(t, \tau; \xi) = \lambda(\xi)A(\xi)l(\xi+\tau) \exp\left(-\int_0^\tau \delta(\rho; \xi) d\rho\right) B(t-\tau-\xi), \quad (2-4 c)$$

$$p_2(t, a) = n(t, a) - p_0(t, a) - \int_0^a p_1(t, a-\xi; \xi) d\xi. \quad (2-4 d)$$

ただしここで $l(a)$ は生残率関数であり、 $A(a)$ は a 歳での未婚残存率である：

$$l(a) := \exp\left(-\int_0^a \mu(\rho) d\rho\right), \quad A(a) := \exp\left(-\int_0^a \lambda(\rho) d\rho\right) \quad (2-5)$$

したがって (2-1b), (2-4c) から出生率 $B(t)$ に対する再生方程式 (renewal equation) を得る：

$$B(t) = r \int_0^\infty \int_0^\infty m(\tau; \xi) \lambda(\xi) A(\xi) l(\xi+\tau) \exp\left(-\int_0^\tau \delta(\rho; \xi) d\rho\right) B(t-\tau-\xi) d\tau d\xi. \quad (2-6)$$

初婚確率の密度関数を $\phi(\xi) := \lambda(\xi) A(\xi)$ として積分順序を入れ換えれば、

$$B(t) = \int_0^\infty r \int_0^a m(a-\xi; \xi) \phi(\xi) \exp\left(-\int_0^{a-\xi} \delta(\rho; \xi) d\rho\right) d\xi l(a) B(t-a) da. \quad (2-7)$$

よって、

$$\begin{aligned} \psi(a) &:= r \beta(a) l(a), \\ \beta(a) &:= \int_0^a m(a-\xi; \xi) \phi(\xi) \exp\left(-\int_0^{a-\xi} \delta(\rho; \xi) d\rho\right) d\xi, \end{aligned} \quad (2-8)$$

とおけば、 β は年齢別出生率であり ψ はこの人口の純再生産関数を与えていることがわかる。またこの人口の純再生産率 (NRR) を R_0 とすれば、再び積分の順序交換によって以下を得る。

$$R_0 = \int_0^\infty \psi(a) da = r \int_0^\infty \int_0^\infty m(\tau; \xi) \exp\left(-\int_0^\tau \delta(\rho; \xi) d\rho\right) l(\xi+\tau) d\tau \phi(\xi) d\xi. \quad (2-9)$$

再生方程式 (2-6) に初期条件を与えて $B(t)$ が決定されれば、(2-4) によりこの人口のダイナミクスは完全に決定され、強エルゴード定理が成り立つことがわかる (NOTE 2-1 参照)。すなわちこの人口のマルサス径数 r は以下のロトカの特性方程式の唯一の実現として定まる：

$$\int_0^\infty e^{-ra} \psi(a) da = 1. \quad (2-10)$$

このとき定数 B_0 が存在して $B(t) \sim B_0 \exp(rt)$ ($t \rightarrow \infty$) となり、各状態の人口は時間とともに一定の分布 (安定人口分布) に漸近する：

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p_0(t, a)}{\int_0^{\infty} n(t, a) da} = C(a) \Lambda(a),$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p_1(t, \tau; a - \tau)}{\int_0^{\infty} n(t, a) da} = C(a) \phi(a - \tau) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\sigma; a - \tau) d\sigma\right), \quad (2-11)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p_2(t, a)}{\int_0^{\infty} n(t, a) da} = C(a) \left\{ 1 - \Lambda(a) - \int_0^a \phi(\xi) \exp\left(-\int_0^{\xi} \delta(\sigma; \xi) d\sigma\right) d\xi \right\}.$$

ただし、ここで $p_2(t, \tau; a - \tau)$ は年齢 a 、結婚持続期間 τ の有配偶女子人口分布を示しており、 τ について 0 から a まで積分すれば有配偶女子の年齢分布を与える。また $C(a)$ は全女子人口についての規格化された安定年齢分布であり、以下であたえられる：

$$C(a) := \frac{\exp(-ra)l(a)}{\int_0^{\infty} \exp(-ra)l(a) da}. \quad (2-12)$$

NOTE 2-1: 再生方程式 (2-7) において、初期条件として過去の出生率 $B(t) = f(-t)$ 、 $-\omega < t < 0$ (ω は再生産年齢の上限) を与えれば、 $B(t)$ 、 $t > 0$ は以下のボルテラ方程式の解として決定される：

$$B(t) = G(t) + \int_0^t \psi(a) B(t-a) da, \quad t > 0, \quad (2-13)$$

$$G(t) := \int_t^{\omega} \psi(a) f(a-t) da, \quad 0 < t < \omega, \quad G(t) := 0, \quad t > \omega.$$

一方、システム (2-1) に初期分布を与えて初期値問題を考えれば $G(t)$ は仮定された初期人口分布の出生率への寄与として表現 (4-2) を用いて計算される。このとき注意すべきは、前者のような初期条件の与えかたにおいてはシステム (2-1) は少なくとも $-\omega < t$ で成立していると暗黙のうちに仮定しているが、後者においては (2-1) は $t > 0$ で成り立っていれば良く、 $t=0$ における初期人口分布は任意に与えることができる。この場合、与えられた分布は過去の出生率を用いて (2-4) のように表現されるとは限らない (システム (2-1) とコンシステントでない) ために初期条件の影響は $t=\omega$ まで残存することになる (第4節参照)。

NOTE 2-2: はじめに述べたように結婚出生力関数 $m(\tau; \xi)$ はパリティ別出生率の和として考えることができる。ここではハザード・モデルの考え方による結婚出生力関数の分解を考えよう⁷⁾。

7) ハザード・モデルの結婚出生率への具体的適用については注3の大谷論文および以下を参照。

大谷憲司, 「現代日本人女子の妊娠出生タイミングに関する Proportional Hazards Model 分析」, 『人口問題研究』, 第189号, 1989年, pp.1-17. 大谷論文のPH分析においては出生間隔の分布関数が「出生関数」と呼ばれていることに注意。

いま初婚年齢 ξ の結婚コーホートに属する女子の、結婚持続期間 τ における第 1 出生率 (hazard rate) を $\lambda_1(\tau; \xi)$ とすれば、結婚から最初の出生までの第 1 出生間隔の確率密度関数 $\phi_1(\tau; \xi)$ は

$$\phi_1(\tau; \xi) = \lambda_1(\tau; \xi) \exp\left(-\int_0^{\tau} \lambda_1(\sigma; \xi) d\sigma\right). \quad (2-14)$$

b 歳で第 n 出生 ($n \geq 1$) をおこなった女子が τ 時間後に第 $(n+1)$ 出生をおこなう第 $(n+1)$ 出生率を $\lambda_{n+1}(\tau; b)$ とすれば、第 $(n+1)$ 出生間隔の確率密度関数 $\phi_{n+1}(\tau; b)$ は以下のように与えられる:

$$\phi_{n+1}(\tau; b) = \lambda_{n+1}(\tau; b) \exp\left(-\int_0^{\tau} \lambda_{n+1}(\sigma; b) d\sigma\right). \quad (2-15)$$

このとき初婚年齢 ξ の結婚コーホートの結婚から第 n 出生にいたる時間間隔 (結婚持続期間 τ) の確率密度関数を $\phi_n(\tau; \xi)$ とすれば逐次的に

$$\phi_1(\tau; \xi) = \phi_1(\tau; \xi), \quad \phi_{n+1}(\tau; \xi) = \int_0^{\tau} \phi_{n+1}(\tau - \rho; \xi + \rho) \phi_n(\rho; \xi) d\rho. \quad (2-16)$$

そこで $\phi_n(\tau; \xi)$ の総和として $m(\tau; \xi)$ が得られる:

$$m(\tau; \xi) = \sum_{n \geq 1} \phi_n(\tau; \xi). \quad (2-17)$$

一般に、人間人口における意識的な出産コントロールは出生間隔ないし完結出生児数 (目標) の制御を通じて行われると考えられる。例えば社会経済的な環境変動に対する結婚出生関数の応答はまず短期的には ϕ_n に示されているパリティ拡大スケジュールにおけるタイミング変化として表れるであろう。それ故、出生力変動をより精細にトレースするためにはパリティ構造を取り入れてモデルを拡張していくことが必要である。

III 再生産力指標とその測定

年齢別出生率の表現 (2-8) より、この人口のコーホート合計特殊出生率 (TFR) は以下のように計算される。

$$TFR = \int_0^{\infty} \beta(a) da = \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} m(\tau; \xi) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; \xi) d\rho\right) d\tau \phi(\xi) d\xi. \quad (3-1)$$

また期間合計特殊出生率を TFR_b とすれば定義により

$$TFR_b = \int_0^{\infty} \frac{B(t, a)}{n(t, a)} da. \quad (3-2)$$

ただし、 $B(t, a)$ は年齢 a 歳の女子人口から単位時間あたり出生する新生児数であり、以下であたえられる。

$$B(t, a) = \int_0^a m(a-\xi; \xi) p_1(t, a-\xi; \xi) d\xi. \quad (3-3)$$

初期条件の影響を考慮しないかぎり人口分布は(2-4)で与えられるから、(2-4)、(3-3)を(3-2)に代入すれば TFR_p は恒等的に(3-1)で表示されるコーホートTFRに等しいことがわかる。したがって人口分布が(2-4)で与えられる限り期間TFRとコーホートTFRは常に一致している。

NOTE：ここで再生産指標としてのTFRの意義を再確認しておこう。理論的な立場からは、システムの閾値(ゼロ解の安定性の必要十分条件)としてその意義が直接的に明らかなのは純再生産率 R_0 であり、その計算過程に死亡効果を含まないTFRは、一見してはそれだけでは再生産指標として不完全のように見えるが、以下で定義される臨界値(critical value) β_{cr} を導入すればTFRも R_0 と同値な再生産の指標であることが明瞭となる：

$$\beta_{cr} := \left(r \int_0^{\infty} h(\sigma) l(\sigma) d\sigma \right)^{-1} = \frac{TFR}{R_0}. \quad (3-4)$$

ただしここで $h(\sigma)$ は正規化された年齢別出生率関数であり、 $\beta(\sigma) = TFR \times h(\sigma)$ である。すなわちTFRと β_{cr} の大小は、NRRと1の大小と同値である。 β_{cr} は通常、「純再生産率1に必要な合計特殊出生率」、「静止粗再生産率」あるいは漠然と「人口置き換え水準」等と呼ばれているものに他ならない。また宋健(Song Jian)らは β_{cr} を「女子臨界出生率」(female critical fertility rate)と称した⁸⁾。1989年の日本の期間的データでは $\beta_{cr} = 1.572 / 0.756 = 2.079$ である。 β_{cr} の変動は、出生性比、出生率のパターンおよび女子の再生産期間に至る生残率の変化に依存し、近年ではその値は2.08で安定している(図1-1参照)

初婚年齢 a の関数 $T(a)$ を以下のように定義しよう：

$$T(a) = \int_0^{\infty} m(\tau; a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (3-5)$$

$T(a)$ を用いれば出生コーホートのTFRを与える(3-1)は以下のように表される。

$$TFR = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a) da. \quad (3-6)$$

このとき $T(a)$ は初婚過程からの離脱(離婚または死別)を考慮にいれた、初婚年齢が a 歳という条件付きの結婚持続期間別初婚出生率の合計である。特に(3-6)から、もし結婚出生力関数 m と離・死別力関数 δ が初婚年齢から独立にあたえられるならば、TFRは(合計初婚率) \times (離・死別を考慮した合計結婚出生率)という積の形に書けることを示している。また(2-4)を用いれば以下の表現を得る：

$$\frac{m(\tau; a) p_1(t, \tau; a)}{p_1(t-\tau, 0; a) \frac{l(a+\tau)}{l(a)}} = m(\tau; a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right). \quad (3-7)$$

8) Song Jian, Yu Jingyuan, "Population System Control", Springer-Verlag: Berlin, 1988.

したがって $T(a)$ は初婚年齢 a ，結婚持続期間 τ の女子人口から生まれる新生児数を a 歳で結婚して $a + \tau$ 歳まで生残している女子人口で割って得た率を合計したものに他ならない。一方，ある時刻 t における出産力調査などの初婚の夫婦に対する retrospective な調査によって得られる初婚年齢 a の女子の完結出生力を $U(a)$ とすれば，

$$U(a) := \int_0^{\omega} m(\tau; a) d\tau. \quad (3-8)$$

ここで ω は出産期間の上限である。したがって，これまで仮定してきたように出生秩序が時間的に不変であれば，このような調査によって得られる $U(a)$ はつねに $T(a)$ よりも大である。また $U(a)$ は動態統計から算出される夫婦出生力指標（Gross-rate）による合計出生率ともみなされる。さらに初婚年齢 a ，結婚持続期間 τ における一結婚あたりの初婚年齢別・結婚持続期間別出生率（Net-rate）は

$$\frac{m(\tau; a) p_1(t, \tau; a)}{p_1(t - \tau, 0; a)} = m(\tau; a) \frac{l(a + \tau)}{l(a)} \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (3-9)$$

よって Net-rate によって計算された合計出生率を $S(a)$ とおけば，

$$S(a) := \int_0^{\infty} m(\tau; a) \frac{l(a + \tau)}{l(a)} \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (3-10)$$

従って

$$S(a) \leq T(a) \leq U(a), \quad (3-11)$$

であるから， $S(a)$ と $U(a)$ は $T(a)$ の下限，上限を与える⁹⁾。このとき $S(a)$ と $T(a)$ の差は死亡率に依存し， $U(a)$ と $T(a)$ との差は死別・離別率に依存するが，日本人人口においては再生産期間での女子死亡率は死別・離婚に比べれば低いレベルにあり， $l(a + \tau)/l(a)$ は 1 に近い値をもつから $S(a)$ は $U(a)$ よりも $T(a)$ を良く近似するといえよう（再生産期間を 20 年間とすれば $S(a)$ と $T(a)$ の差は高々数パーセント以内であろう）。 $S(a)$ を用いれば，(2-9) から純再生産率は以下のように表されることがわかる：

$$R_0 = r \int_0^{\infty} S(a) l(a) \phi(a) da. \quad (3-12)$$

線形近似による TFR の計算

これまでもっぱら初婚のみを考察してきたが，結婚持続期間別出生率 $m(\tau; a)$ が初婚，再婚にお

9) Gross-rate, Net-rate については以下を参照。

伊藤達也・坂東里江子，「1980年代前半における結婚出生力の動向」，『人口問題研究』，第189号，1989年，pp.51-69。

いて差がなければ S , T , U は再婚過程を考慮にいれようといれまいと同一の値をとる。しかし実際は初婚、再婚ではパリティ構造に違いがあるから各プロセスにおいて与えられるべき $m(\tau; a)$ は異なった関数であろう。したがって $m(\tau; a)$ の推定は初再婚別におこなう必要があるが、実際にはこれは実行困難である場合が多い。ただ日本においては再婚の平均年齢が高いから、低年齢層においては初婚を全結婚によって代替して計算しても誤差は少ないと思われる。しかし再婚出生力は初婚のそれに比べて低いと思われるから、高年齢層において再婚者割合が増加すれば全結婚によって計算された m は本来の初婚出生力を過小に評価することになるだろう。

Henry (1976)¹⁰⁾ によれば自然出生力の集団においては $U(a)$ は初婚年齢 a の一次関数とみなされる。こうした事態がおこる一つの単純な例としては、 $m(\tau; a)$ が再生産期間 $a+\tau \leq \omega$ において一定値 m であり、 $a+\tau > \omega$ でゼロである場合がある。このときは $U(a) = m(\omega - a)$ となり、 $U(a)$ は一次関数となる。一方で、Henry はコントロールされた出生力においてはそのような線形関係が成り立たないと述べているが、岡崎 (1941) 所載の戦前期日本のデータおよび Colin Clark による 1939 年の英国のデータ¹¹⁾ は、コントロールされた出生力においても一次関数による近似は低年齢の部分を除けば有効であることを示している (図 3-1)。また、より強いコントロールのもとにあると考えられる近年の日本人

図 3-1 結婚年齢別期待出生児数

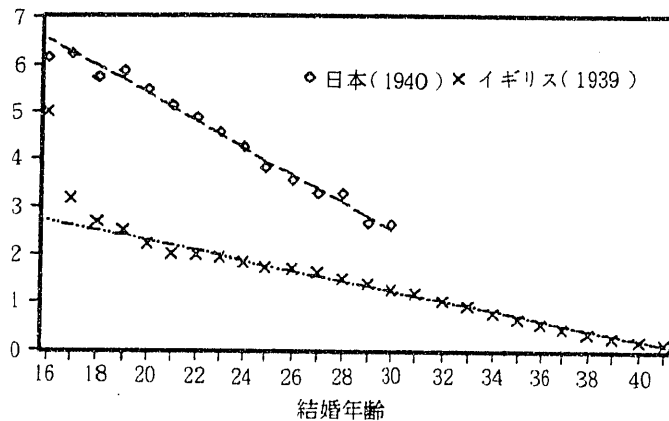
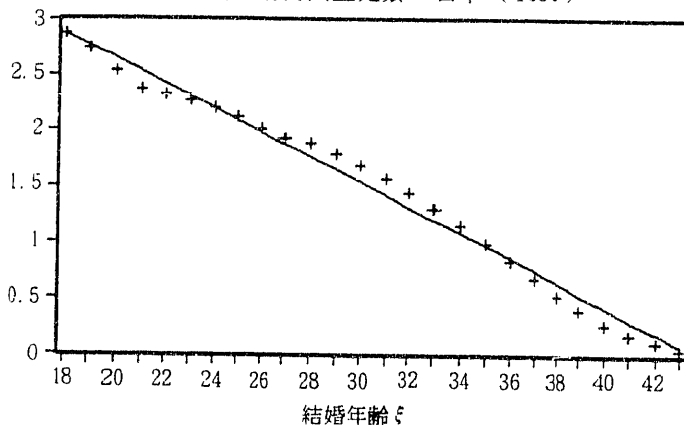


図 3-2 結婚年齢別期待出生児数 日本 (1989)



出生力についてしてみると、伊藤・坂東 (1989) (注 9 参照) の表 7 は 1985 年の人口動態統計から結婚年数 20 年における一結婚あたりの平均期待出生児数を計算しており、これは先に述べたように初再婚の別による $m(\tau; a)$ の差異を無視すれば $S(a)$ に相当すると考えて良いが、ここにおいても低年齢の部分を除けば直線近似のあてはまりは悪くない (図 3-2)。そこでいま $T(a)$ は一次関数であると仮定して

$$T(a) = u + va. \quad (3-13)$$

とにおいて (3-6) を用いれば、(コホート) TFR は以下のように計算される。

$$TFR = (1 - A(\infty))(u + va_0) \quad (3-14)$$

ただしここで $A(\infty)$ は生涯未婚率であり、 a_0 は以下であたえられる平均初婚年齢である。

10) Louis Henry, "Population: Analysis and Models", Edward Arnold, 1976.
また以下も参照。

柏崎浩, 「自然出生力と抑制された出生力」, 『遺伝』, Vol.44, No.12, 1990年, pp.20-24.

11) 岡崎文規, 『結婚と人口』, 千倉書房, 1941年。

Colin Clark, "Age at marriage and marital fertility", *Population Studies* 2, 1948-49, pp.413-426.

$$a_0 := \frac{\int_0^{\infty} a\phi(a) da}{\int_0^{\infty} \phi(a) da} \quad (3-15)$$

$v < 0$ であったから、(3-14)より平均初婚年齢の増加または生涯未婚率の増加はTFRの低下をもたらすことがわかる。そのさい、 $(1-A(\infty))v$ および u は平均初婚年齢および生涯未婚率の変化に対するTFRの変化率である。一般には再生産期間の限界付近では $T(a)$ は必ずしも単調ではなく、直線性からはずれる可能性が大きい。実際、岡崎(1941)所載のデータにおいては $T(a)$ は $a=17$ でピークをなし、それ以前ではかえって減少している。このことは客体数が少ないためにデータに信頼性がないことによるのか、実際に低年齢での結婚が(コントロール等によって)完結出生力の低下をもたらすものかは疑問である。しかしながらいま(3-13)右辺を比較的直線的とみなされる $T(a)$ データについての最小二乗近似式と考えて、残差項を $W(a) := T(a) - u - va$ とおけば、(3-14)による近似の誤差は以下のように評価される：

$$\int_0^{\infty} \phi(a) W(a) da. \quad (3-16)$$

従って再生産期間の限界近辺では ϕ 自体の値が小さいことから、その近傍で誤差 $W(a)$ が大きくとも(3-14)の近似度を低下させる恐れは少ないことがわかる。要するに初婚が集中している年齢層において $T(a)$ が一次関数でよく近似されるならば(3-14)は良い精度を持つと期待される。

また伊藤・坂東の表から最近の日本人人口の生命表を用いて $S(a)/l(a)$ を計算するとこれもまた a の一次関数とみなせることがわかる。したがってそのような場合にはTFRと同様にして、生涯未婚率と平均初婚年齢の関数として純再生産率 R_0 が計算される。

Example 3-1: 伊藤・坂東(1989)(注9参照)の表7は1985年の人口動態統計から計算した全結婚に対する $S(a)$ のデータを与えている。したがって、その示す出生力はほぼ戦後世代に属するコーホートが示してきた結婚出生力を合成したものと言ってよい。そこで結婚年齢別・結婚持続期間別出生力が戦後世代において一定であったと想定し(したがってクロスセクショナルなデータがコーホートのデータと一致するとして)、さらにこの $S(a)$ のデータによって $T(a)$ の値が代替されると仮定して、18歳以上の比較的直線的な部分のデータから (u, v) を回帰推定すれば、

$$T(a) \approx 4.8867 - 0.1118a. \quad (3-17)$$

相関係数は -0.994 である。 T_c をコーホートTFRとすれば

$$T_c \approx (1 - A(\infty))(4.8867 - 0.1118a_0). \quad (3-18)$$

そこで例えば日本人女子の1945年コーホートにおいては、 $A(\infty) = 0.05$ (生涯未婚率が5%)、平均初婚年齢24歳程度と推定されるから、コーホートのTFRは2.09となり、ほぼ臨界出生率にひとしいことがわかる。またこのとき平均初婚年齢の1歳の上昇はコーホートTFRを0.106(5.1%)低下させることがわかる。

上記のような計算法はTFRまたは R_0 の算出法としてはあくまで便宜的・近似的なものであり、結婚出生力関数そのものを与えることができれば直接的に数値積分を実行するほうがよいことは言う

までもない。しかしその一方で、初婚年齢と期待出生児数の間の線形関係はそれ自体検討に値する興味深い現象である。もしこの関係が初婚年齢分布にたいして独立であるならば、この関係からあるコホートにおける初婚年齢分布の変化にとまなう完結出生児数の変化を予想することが許されることになる。以下の節においてはこうした仮定のもとで初婚年齢分布の age-shift が TFR にもたらず影響を考察する。しかし現実においては初婚年齢の変動は出産に対するあらたな期待を形成し、これが従来の初婚パターンのもとで形成されていた初婚年齢・完結出生児数関係を変化させてしまう可能性があることを注意しておこう。

IV 初婚年齢変動の期間合計特殊出生率への影響

はじめに述べたように1970年代以降の日本においてはコホートの観測による結婚出生力が比較的安定していたにもかかわらず、期間合計特殊出生率は一時的な反騰を経験しつつもおおしく低下してきている。その原因を以下で考察してみよう。我々のモデルにおいては死亡率、離・死別率が一定であれば、期間合計特殊出生率の変動の原因としては以下のことが考えられる：(1)初期条件の影響、(2)コホートの結婚力の変化、(3)コホートの結婚出生力の変化。ここでは初婚タイミングのコホート上での変化をもっぱら以下でとりあげることにするが、まず初期条件の影響について簡単にふれておく。

一般にパラメータ時変モデルでは期間 TFR とコホート TFR は通常一致しないことは当然であるが、これまで考察してきたようなパラメータが時間に依存しないモデルにおいても初期時刻から再生産年齢の上限に相当する時間（約45年間）が経過するまでは、期間合計特殊出生率とコホート合計特殊出生率は一致しないのが普通である。すなわち、その時点までは期間 TFR は初期条件の影響を受けているのである。システム(2-1)が $t > 0$ において適用されるとすれば、年齢密度関数は

$$n(t, a) = \begin{cases} B(t, -a) l(a), & t - a > 0, \\ n(0, a-t) \frac{l(a)}{l(a-t)}, & a - t > 0. \end{cases} \quad (4-1)$$

$$p_1(t, \tau; a) = \begin{cases} p_1(0, \tau-t; a) \frac{l(a+\tau)}{l(a+\tau-t)} \exp\left(-\int_{\tau-t}^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right), & \tau > t, \\ p_0(0, a-t+\tau) \frac{l(a+\tau)\phi(a)}{l(a-t+\tau)A(a-t+\tau)} \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right), & \tau < t < a+\tau, \\ B(t-a-\tau)\phi(a)l(a+\tau) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right), & a+\tau < t. \end{cases} \quad (4-2)$$

いま β を再生産年齢の上限とすれば、 $m(a-\tau; \tau) = 0, a > \beta$ 。したがって(4-1) - (4-2) より $t > \beta$ においては時刻 t における期間 TFR を $T_p(t)$ とおけば、 $T_p(t) = T_c$ であるが、 $t < \beta$ では初期条件が原システムとコンシステント（すなわちシステムが実現できる分布）でないかぎり期間 TFR は一定値ではなく時間とともに変動することがわかる。しかしながらここでは初期条件からの影響についてはこれ以上扱わない。以下ではシステムはこのような期間的動態率に対する初期条件の影響を脱していると仮定する¹²⁾。

12) システムが線形であるから人口規模に対する初期条件の影響は永続することに注意。

次に以下では特にコーホート初婚力のタイミングの変動による期間出生力の変化を初婚モデルの応用として考察しよう。いま初婚確率密度 ϕ がコーホート定数 $t-a$ (すなわち出生年) に依存していると仮定しよう。このとき期間 TFR が以下であたえられることはパラメータが時間に依存しない場合と同様に示される：

$$T_p(t) = \int_0^{\infty} da \int_0^{\infty} d\tau m(\tau; a) \phi(a; t-\tau-a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\sigma; a) d\sigma\right), \quad (4-3)$$

ここで $\phi(a; \tau)$ は τ 年に出生した個体が a 歳で初婚をおこなう確率であり、初婚のハザード関数 $\lambda(a; \tau)$ (初婚力) によって

$$\phi(a; \tau) = \lambda(a; \tau) \exp\left(-\int_0^a \lambda(\sigma; \tau) d\sigma\right), \quad (4-4)$$

と表される。(4-3) は以下のように書き直せる：

$$T_p(t) = \int_0^{\infty} \beta(a, t) da, \quad (4-5)$$

$$\beta(a, t) := \int_0^a \phi(a-\tau; t-a) m(\tau; a-\tau) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\sigma; a-\tau) d\sigma\right) d\tau.$$

ここで $\beta(a, t)$ 時刻 t における年齢別出生率である。またこのとき τ 年生まれのコーホートの TFR を $T_c(\tau)$ とおけば

$$T_c(\tau) = \int_0^{\infty} \phi(a; \tau) T(a) da. \quad (4-6)$$

以下では特に

$$\phi(a; \tau) = \phi(a - f(\tau)), \quad (4-7)$$

と仮定しよう。このとき $f(\tau)$ は初婚確率密度を $f(\tau)$ 年だけ遅らせる (もちろん $f(\tau) < 0$ なら進ませる) シフト関数である。生涯未婚率を50歳時点での A の値と考える場合には、関数形態を変えずに age-shift をおこなえば、生涯未婚率は必然的に変化することになるが、ここでは簡単のため $A(\infty)$ を生涯未婚率と考えておく。また明らかに上記のシフトの下でコーホートの平均初婚年齢は $f(\tau)$ だけ高くなる。しかし期間的にみた平均初婚年齢の変化はそのように単純ではない。 $A_p(t)$ を期間的平均初婚年齢とすれば

$$A_p(t) = \frac{\int_0^{\infty} a \phi(a - f(t-a)) da}{\int_0^{\infty} \phi(a - f(t-a)) da}. \quad (4-8)$$

そこでいま $T_p(t)$, $A_p(t)$ 具体的に計算するために $f(\tau)$ は十分に小さいとして近似式

$$\phi(a - f(\tau)) \approx \phi(a) - \phi'(a) f(\tau), \quad (4-9)$$

を用いる。このとき (4-5), (4-9) より

$$T_p(t) = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a) da - \int_0^t \int_0^a m(a-\tau; \tau) \phi'(\tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) d\tau f(t-a) da, \quad (4-10)$$

$$A_p(t) = \frac{\int_0^{\infty} a\phi(a) da + \int_0^{\infty} \phi(a) [f(t-a) - af'(t-a)] da}{\int_0^{\infty} \phi(a) da - \int_0^{\infty} \phi(a) f'(t-a) da}. \quad (4-11)$$

一方, コーホート TFR は

$$T_c(\tau) = \int_0^{\infty} \phi(a - f(\tau)) T(a) da. \quad (4-12)$$

で与えられるから, 仮定 (3-13) を採用すれば,

$$T_c(\tau) = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a + f(\tau)) da = (1 - A(\infty))(u + va_0 + vf(\tau)). \quad (4-13)$$

Example 4-1: 例 3-1 と同様の想定の下に, 再び $T(a) = 4.8867 - 0.1118a$ と仮定しよう。そこで age-shift が発生する以前のコーホートでは平均初婚年齢 $= A_p(0) = a_0 = 24$, 生涯未婚率 $= A(\infty) = 0.05$ と設定する。これはほぼ $\tau = 0$ のコーホートを 1945 年コーホートと想定したことになる。コーホート上の age-shift は $\tau = 0$ より一定速度ですすむと仮定して, $f(\tau) = \varepsilon\tau$ ($\tau \geq 0$) とおく。 $\tau < 0$ については上述したようにパラメータは固定されていると仮定する。すなわち, $f(\tau) = 0$ ($\tau < 0$)。さらに時刻 $t = 45$ (1990 年) で期間的平均初婚年齢が 26 歳となったと想定してコーホート上での age-shift の速度を求めよう。45 歳以上での初婚発生確率は極めて小さいであろうから, (4-11) において積分区間をゼロ歳から 45 歳とおきかえて $f(\tau)$ を代入すれば, $t \geq 45$ において次式がなりたつ:

$$A_p(t) \approx \frac{(1 - 2\varepsilon)A_p(0) + \varepsilon t}{1 - \varepsilon} \quad (4-14)$$

これより $\varepsilon = 0.087$ を得る。また (4-10) から以下を得る。

$$T_p(t) = T_p(0) - \int_0^t \int_0^a m(a-\tau; \tau) \phi'(\tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) d\tau f(t-a) da, \quad (4-15)$$

とりわけ $t \geq 45$ においては $T(a)$ および $f(\tau)$ についての仮定を用いて以下のように計算される:

$$T_p(t) = (1 - A(\infty))((1 - \varepsilon)T(a_0) + \varepsilon v(t - h - a_0)). \quad (4-16)$$

ここで h は初婚から出生までの平均間隔である。本来は h は初婚年齢に依存するがここでは簡単のため

め一定値とした (Appendix 参照)。この仮定の下では (4-16) が示すように、 $\tau < 0$ であるコーホートの影響を脱したあとは age-shift が続く限り期間 TFR はリニアに減少する。一方、コーホート TFR は (4-12) より

$$T_c(\tau) = (1 - A(\infty)) (4.8867 - 0.1118(0.087\tau + a_0)). \quad (4-17)$$

いま仮にあるコーホート τ 以降、age-shift が停止したと仮定すれば、約 $\tau + 45$ 年の後、再生産期間にある人口が全て $t = \tau$ 以後出生したコーホートによってほぼ満たされるから $T_p(t) = T_c(\tau)$, $t \geq \tau + 45$ となる。

こうした仮定のもとで期間およびコーホートの TFR を計算したものが表 4-1 ~ 4-4 である。

表 4-1 : $A(\infty) = 0.05, h = 3$ として計算された期間 TFR

t	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54
T_p	1.74	1.73	1.72	1.71	1.70	1.69	1.68	1.67	1.67	1.66

表 4-2 : $A(\infty) = 0.1, h = 3$ として計算された期間 TFR

t	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54
T_p	1.65	1.64	1.63	1.62	1.61	1.60	1.59	1.59	1.58	1.57

表 4-3 : $A(\infty) = 0.05$ として計算されたコーホート TFR

τ	0	5	10	15	20	25	30	35	40	45
$f(\tau)$	0.00	0.43	0.87	1.30	1.74	2.17	2.61	3.04	3.47	3.91
T_c	2.09	2.05	2.00	1.95	1.91	1.86	1.82	1.77	1.72	1.68

表 4-4 : $A(\infty) = 0.1$ として計算されたコーホート TFR

τ	0	5	10	15	20	25	30	35	40	45
$f(\tau)$	0.00	0.43	0.87	1.30	1.74	2.17	2.61	3.04	3.47	3.91
T_c	1.98	1.94	1.90	1.85	1.81	1.76	1.72	1.68	1.63	1.59

想定の妥当性を検討しなければこの試算結果を現実の日本人口の動態と直接比較することには慎重でなければならない。しかし我々のモデルと想定においては、age-shift が発生する以前のコーホート TFR が臨界出生率 2.09 程度である場合、初婚パターンの age-shift とそれによるコーホート出生率の低下による期間 TFR の減少幅は、 $t = 45$ (1990 年) においてもその出生率の 16.7% にとどまっている

る。ところが現実の日本人人口においては1945年コーホートTFRは1.99¹³⁾であり、1990年の期間TFRは1.53であるから、その減少幅は23%に達する。また表からあきらかなように初婚の遅れにともなう期間TFRの低下は(初期条件の影響を脱した段階においてではあるが)毎年0.01というきわめて緩慢なものであり、この点も現実における近年の期間TFRの急激な動きとは対応していない。現実の日本人女子人口において戦争直後から今日に到るまで、期間的に測定された平均初婚年齢が2歳近く上昇してきている点を考慮すると、「晩婚化」による期間TFRの減少というメカニズムは、我国における戦後の人口転換の終息以後における期間TFRの減少トレンドの主要な要因の一つであると考えられるが、上述のことから age-shift という特殊な晩婚化の仕方ではTFR低下の全てを説明することは困難であると言えよう。すなわち最近年における日本人人口の期間TFRの低下を説明するためには、age-shiftにとどまらない期間的な、またはコーホートの初婚確率の低下(結婚パターンの変化)ないし結婚出生力の実体的な低下等があったと考える必要がありそうである。

V 結 語

欧米諸国においては戦間期および戦後の一時期において、戦争という異常事態のもとで結婚の促進や遅延が大量に発生し、出生率のirregularな動きを引き起こしたことにより、従来のロトカ、クチンスキー等による純再生産率等の再生産指標の不十分性が認識され、結婚過程を取り入れた再生産指標の開発に関心がもたれた。例えばPollard(1948)¹⁴⁾はKarmelおよびClark-Dyneによる指標として以下を紹介している：

$$K_0 := \int_0^{\infty} l(a)\phi(a) da \int_0^{\infty} m(\tau) d\tau, \quad (\text{Karmel})$$

$$C_0 := \int_0^{\infty} U(a)l(a)\phi(a) da \quad (\text{Clark-Dyne})$$

ここでは比較のため我々の記号を用いたが、 $\phi(a)$ は年齢 a 歳での結婚確率であって初婚確率ではない。またKarmelの公式における $m(\tau)$ は結婚年齢に依存しない結婚持続期間別出生率である。しかしこうした指標は背景となる動学的モデルを欠いているためにその意義は明かではない。これはちょうどジャープ・ロトカの安定人口理論を欠いたまま純再生産率概念を議論しているようなものである。我々のモデルの立場からすれば、結婚を初婚のみに限った場合、Karmelの公式は $m(\tau; a)$ が初婚年齢 a に独立であるという特別な場合におけるシステム(2-1)のNRRの r^{-1} 倍を与えている。一方、Clark-Dyneの公式は結婚期間中における本人の死亡、配偶者との離・死別を考慮にいない場合におけるNRRの r^{-1} 倍を与えていることになるが、いずれも中途半端な概念であり、マルサス・パラメータとの関係も明かでない。ただしこうした結婚の出生力に及ぼす影響を考慮しようとする問題意識は明らかに戦前期における我国の人口研究においても共有されており、先進諸国においてかなり普遍的なものであったことは注目しておくべきであろう¹⁵⁾。

13) 『わが国女子の出生力表：1950～88年 ——出生力構造の分析——』、厚生省人口問題研究所、研究資料第263号、1990年3月1日。

14) A. H. Pollard, The measurement of reproductivity, *Journal of the Institute of Actuaries* 74, 1948, pp.288-318.

15) 前掲、岡崎(注11)、森田(注5)、伊藤(注6)および以下を参照。

中川友長、「結婚と出生」、『人口問題研究』、第1巻8号、1940年、pp.1-14。

とりわけこうした問題関心を1970年代において復活させた伊藤達也の一連の業績は注目に値する。その1978年の論文において伊藤は動学的フレームを欠いているとはいえ、(3-6)、(3-12)に相当する再生産指標を提案している。

しかしながらこうした戦前戦後の一時期における結婚力と出生の関係への関心は戦後の欧米諸国の人口研究においては、かならずしも十分継承発展されたとはいえない。フリードマン (Ronald Freedman)¹⁶⁾ はその理由を以下のように述べている：「過去において出生力に関する多くの研究は結婚出生力に集中しており、結婚力の一般出生力ないし結婚出生力への影響については相対的にわずかな関心しか払われてこなかった。おそらくこれは、部分的には、西欧における人口学的転換が主として結婚出生力の低下によるものであり、結婚力のレベルは比較的安定していたという事実による。—中略—人口学者および他の社会科学者の関心の大部分は人口転換の間になぜ結婚出生力が低下したのかの説明にむけられ、不幸にも結婚力を無視することとなった。—中略—最近にいたるまでの結婚力の相対的な無視はおそらく、戦後の低開発諸国 (LDC) における人口政策の初期の関心の結果でもあろう。そうした国では家族計画は結婚出生力を低下させるという観点により、ほとんどすべて既婚カップルにむけられていた。」同時にフリードマンは近年における結婚力への関心の高まりの理由として以下の4つをあげている：(1)すでに出生率が低下してきているLDCの多くにおいては結婚力の低下が重要な、ときに主要な、出生力低下の決定因となりつつある；(2)結婚出生力を低下させるというLDCの政策が当初予想されたほど簡単に履行できるわけではないという認識とともに、(中国におけるように)結婚年齢の引き上げ等のその他の方法が考慮されるようになったこと；(3)実際の出生力は個人的、社会的必要が、非家族的・限定的な制度においてよりも家族的関係においてどの程度満たされるかに依存しているという認識の増大。経験的研究において家族制度の性質に対して再び関心がむけられたことは家族生活の中心的な側面としての結婚現象のあらゆる面への関心を引きだした；(4)西欧において、広範な社会的、経済的結果をとまなう結婚力それ自体のラディカルな変化が結婚力に対する政策的かつ科学的な興味を増大させてきていること。

日本においては、はじめに述べたように出生のほとんどが初婚過程においてなされてきているから結婚力の出生力との結びつきはきわめて強く、結婚出生力の低下を主な要因とする出生力転換が終息するにしたがって結婚力の変動が出生力の発現におよぼす影響は相対的に増大してきたと考えられる。この点に関してはつとに黒田 (1958)¹⁷⁾ は以下のように指摘している：「有配偶女子人口の見地から出生力に及ぼす影響を観察する限り、その影響は極めてかんまんであり、微弱であるように思われる。—中略—極めて低いコンスタントな出生水準が達成されるに到ったとき、結婚パターンの変動は、従来にみられなかった重要な役割を演ずるに到ることが予想される。」この黒田の発言は戦後日本において期間TFRが戦前に比べて急減するという人口転換が行われつつある時代を背景としたものであり、当時のように結婚出生力それ自体の低下が著しい場合においては結婚パターンの変動の効果は限定されたものであることを主張したものである。しかし夫婦出生力が2.0前後である今日、黒田の予想どおり結婚パターンが出生力に及ぼす影響は(変動要因に占める割合という意味で相対的に)よりおおきなものであることはまちがいない。我々の想定計算からすればage-shiftという特殊な結婚力におけるパターン変化が出生力に及ぼす影響は緩慢かつ微弱ではあるが、それが半世紀の長期にわたれば、コーホートTFRを置き換え水準から10%ないし20%程度削減する効果をもっており、「晩産化」のタイミング効果と相まって期間的TFR低下のおおきな原因となりうるということがわかる。しかしながら同時にこのことは、仮定されたような状況の下では、期間的観測が人口の再生産力の実体を過小に評価させてしまう危険があることを示唆している。

先に述べたように最近の期間TFR急減に関しては、ここで考察したような機械的なメカニズムに

16) Lado T. Ruzicka (ed.), *Nuptiality and Fertility*, Ordina Editions, 1979, pp.1-6.

17) 黒田俊夫 (注6) 参照.

よってはその要因の半分程度しか説明されないと考えられ、残りの部分は結婚力ないし結婚出生力自体の絶対的水準の低下によって説明されるべきであろう。これが一時的なものにとどまらず、生涯未婚率の上昇という形での皆婚慣行の変貌に帰結するのか、あるいは新たな結婚出生力の低下の開始を意味するものかの判断は今後の観測をまたねばなるまい。

Appendix

ここで (4-16) の導出過程を示しておく。(4-10) の第2項を $J(t)$ とおく：

$$J(t) := \int_0^{\infty} \int_0^a m(a-\tau; \tau) \phi'(\tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) d\tau f(t-a) da. \quad (\text{A-1})$$

このとき、 $f(t-a) = \varepsilon(t-a)$ を用い、また積分の順序交換をすれば以下を得る：

$$J(t) = \varepsilon t \int_0^{\infty} \phi'(\tau) T(\tau) d\tau \quad (\text{A-2})$$

$$- \varepsilon \int_0^{\infty} d\tau \int_{\tau}^{\infty} a m(a-\tau; \tau) \exp\left(-\int_0^{a-\tau} \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) da \phi'(\tau).$$

ここで $T(a) = u + va$ として、部分積分をおこなえば

$$J(t) = -\varepsilon v t \int_0^{\infty} \phi(\tau) d\tau - \varepsilon \int_0^{\infty} T(\tau) \{\tau + h(\tau)\} \phi'(\tau) d\tau. \quad (\text{A-3})$$

ただし、ここで $h(\tau)$ は初婚年齢 τ の人が初婚から出産に到る平均間隔（待機時間）であり以下で与えられる：

$$h(\tau) := \frac{1}{T(\tau)} \int_0^{\infty} a m(a; \tau) \exp\left(-\int_0^a \delta(\sigma; \tau) d\sigma\right) da. \quad (\text{A-4})$$

そこでもし $h(\tau)$ が τ に依存しない一定値であると仮定すれば、(A-3) の第2項は部分積分と $T(a) = u + va$ を用いて以下のごとく変形される：

$$\int_0^{\infty} T(\tau) (\tau + h) \phi'(\tau) d\tau = - \int_0^{\infty} (T(\tau) + v\tau + vh) \phi(\tau) d\tau. \quad (\text{A-5})$$

したがって $J(t)$ は

$$J(t) = -\varepsilon v (t - h - a_0) (1 - A(\infty)) + \varepsilon \int_0^{\infty} T(\tau) \phi(\tau) d\tau. \quad (\text{A-6})$$

以上からただちに (4-6) を得る。例えば δ が τ に独立であり、 $m(a; \tau) = f(a) g(\tau)$ と書ければ $h(\tau)$ は τ に依存しない。

A Dynamical Model for Populations Reproduced by First Marriage

Hisashi INABA

In Japan, there has been a strong tradition of monogamous marriage and very little childbearing among the non-married. According to Japanese vital statistics in 1989, illegitimate birth is only one percent to total birth. Moreover, the percentage of remarriages to all marriages is 12 percent and the mean of age at remarriage for women is 37.89. Since the contribution of women aged over 38 to total birth is less than 2 percent, we can say that almost all Japanese population are reproduced by legitimate first marriage. So Japanese fertility should be understood as a result of synthesis of nuptiality and marital fertility.

Under the situation mentioned above, in order to understand the dynamics of the Japanese population, we need to develop a dynamical model which allows us to analyse the effect of nuptiality and of marital fertility explicitly. For this purpose, we construct a population model in which childbearing occurs only within first marriage. Our one-sex model is described by the following system:

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_0(t, a) = -\mu(a) p_0(t, a) - \lambda(a) p_0(t, a), \quad (1a)$$

$$p_0(t, 0) = \gamma \int_0^\infty \int_0^\infty m(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi) d\tau d\xi, \quad (1b)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau}\right) p_1(t, \tau; \xi) = -\mu(\xi + \tau) p_1(t, \tau; \xi) - \delta(\tau; \xi) p_1(t, \tau; \xi), \quad (1c)$$

$$p_1(t, 0; \xi) = \lambda(\xi) p_0(t, \xi), \quad (1d)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial a}\right) p_2(t, a) = -\mu(a) p_2(t, a) + \int_0^a \delta(\tau; a - \tau) p_1(t, \tau; a - \tau) d\tau, \quad (1e)$$

$$p_2(t, 0) = 0, \quad (1f)$$

where $p_0(t, a)$ is the age-density of unmarried female population at time t , $p_1(t, \tau; \xi)$ the density of married female population at time t and duration τ elapsed since first marriage at age ξ , $p_2(t, a)$ the age-density of female population who has had dissolved her first marriage at time t , $\lambda(a)$ the force of first marriage,

$\mu(a)$ the force of mortality, $m(\tau; \xi)$ the marital fertility at duration τ by age at first marriage ξ , $\delta(\tau; \xi)$ the probability of dissolving first marriage at duration τ by age at first marriage ξ and γ is the proportion of female newborns.

First, we prove that the strong ergodic theorem holds for system (1), that is, we can construct a stable population theory based on nuptiality and marital fertility. In particular, it is shown that total fertility rate (TFR) of this system is given as

$$TFR = \int_0^{\infty} \phi(a) T(a) da, \quad (2)$$

where $\phi(a)$ is the probability of occurring first marriage at age a given by

$$\phi(a) := \lambda(a) e^{-\int_0^a \lambda(\sigma) d\sigma}, \quad (3)$$

and $T(a)$ is defined by

$$T(a) = \int_0^{\infty} m(\tau; a) \exp\left(-\int_0^{\tau} \delta(\rho; a) d\rho\right) d\tau. \quad (4)$$

$T(a)$ is total marital fertility rate by age at first marriage a that takes into account dissolution of couples.

Next, by using the above formula, we investigate the effect of age-shift of first marriage pattern to TFR, since delay of marriage has been thought to be one of major causes for long-term fertility decline in Japan. We conclude that although age-shift of first marriage pattern could decrease Japanese fertility, its effect seems to be insufficient to induce such rapid fertility decline as is observed recently in Japan. We think that it would reflect more substantial changes in nuptiality and marital fertility.