

であり、0歳の人口密度（出生数）が決まる。これを上記方程式の境界条件とすれば、死亡、出生スケジュールが可変（ $t$ の関数）であっても、人口構造が完全に記述されることになる。実は、これらスケジュールを時間的に固定した特殊ケースが安定人口モデルである。逆に Preston and Coale(1982)は、この一般人口のモデルを安定人口モデルの一般化として提案した (generalized stable population model)<sup>5</sup>。

すなわち、時間  $t$  について可変な死亡・出生スケジュールをそれぞれ  $l_p(t, x)$ ,  $f(t, x)$  とし、時間の関数としての人口増加率、出生率、年齢構造係数をそれぞれ  $r(t, x)$ ,  $b(t)$ ,  $c(t, x)$  と表すと、安定人口モデルにおける基本方程式(5-1)～(5-3)に対応して、

$$1 = \int_0^{\infty} e^{-\int_0^x r(t, a) da} l_p(t, x) f(t, x) dx \quad (5-4)$$

$$b(t) = \frac{1}{\int_0^{\infty} e^{-\int_0^x r(t, a) da} l_p(t, x) dx} \quad (5-5)$$

$$c(t, x) = b(t) e^{-\int_0^x r(t, a) da} l_p(t, x) \quad (5-6)$$

が成り立つ。なお、 $l_p(t, x)$  は期間観察に基づく生存関数であり<sup>6</sup>、

$$l_p(t, x) = e^{-\int_0^x \mu(t, a) da}$$

である。

これらにより出生・死亡スケジュールが時間的に変動する一般の人口について、人口動態率と人口静態との数理的関係が安定人口モデルを踏襲した形で定式化されたことになる。安定人口モデルのこの理論的な拡張において重要なのは、年齢別人口増加率  $r(t, x)$  という新たな概念が導入されたことである<sup>7</sup>。人口構造を表す式(5-6)からわかるとおり、任意の時刻  $t$ 、年齢  $x$  における人口（密度） $P(t, x)$  は、その時刻の年齢別人口増加率（人口増加の年齢スケジュール）と出生数（密度）・死亡スケジュールを用いて、

<sup>5</sup> 正しくは「一般人口モデル」と呼ぶべきであろう。数理人口学の分野では、年齢以外の属性をも考慮したモデルの総称として構造化人口動態モデル structured population dynamics model と呼んでいる。

<sup>6</sup> 時刻  $t$  における期間生命表（仮設コーホートの生命表）から得られる生存関数のことで、コーホート生命表によるものと区別する。ちなみに安定人口モデルのように死亡が定常ならば、これらは同一である。

<sup>7</sup>  $r(t, x) = \frac{1}{P(t, x)} \frac{\partial P(t, x)}{\partial t}$  であり、さらに  $\nu(t, x) = -\frac{1}{P(t, x)} \frac{\partial P(t, x)}{\partial x}$  とおくと、

McKendrick-Von Foerster の方程式は、 $r(t, x) = \nu(t, x) - \mu(t, x)$  と表される (Arthur and Vaupel, 1984)。これは、自然増加＝出生－死亡、の形式を反映していて興味深い。

$$P(t, x) = B(t)e^{-\int_0^x r(t,a)da} l_p(t, x)$$

と表せる。ある年次の年齢別人口が、過去の出生、死亡の経過を知ることなく、当該年次の動態率の観察のみから形成できるということは、画期的なことであった。さらにはこれにより、各年齢において転出入も含めることができるから、閉鎖人口ですらある必要はなくなったのである。この一般化によって構造化人口動態モデルを応用した新たな統計手法が多数考案されつつある (Preston et al., 2001)。安定人口モデルという数理モデルが将来人口推計の実用モデルへと大きく近づいたものと言える。

この他の構造化人口動態モデルでは、多相生命表 multi-state life table、多地域安定人口モデル multi-regional stable population model、などによって多次元化への拡張が行われている。これらは、たとえば配偶関係別人口をはじめとする属性別人口の将来推計や、地域別人口推計に対して数理モデルとしての基礎を与えるものとなるだろう。

### (3) 人口動態事象モデルについて

上述のように人口変動は人口動態事象発生の直接の帰結であり、その発生の仕方が人口の動向を決めている。とりわけ事象発生のライフスケジュールは、人口の基本構造（性・年齢構造）を形成するものであるから、将来人口推計のような人口過程の再現においては、これらをモデル化することが必須となる。しかし、その際これまでみてきた人口動態メカニズムのモデル化と本質的に異なるのは、動態事象の発生メカニズムは論理的な定式化に加えて、経験的な法則を求める必要があるということである。たとえば、死亡のライフスケジュールを考えれば、それは各ライフステージにおける生存力が反映されたものであり、これはたとえば Lee-Carter モデルにおいては、年齢別対数死亡率の平均パターン( $a_x$ )および死亡変化の標準パターン( $b_x$ )に相当するが、それらは生物学的、または社会経済的発展の各年齢の死亡に及ぼす影響の様式に依存するものであり、そこで見られる法則性はすぐれて経験科学的法則である。したがって、それは現実のデータ収集とその分析によってのみ得られるものである。

人口動態統計のライフスケジュールを記述するモデルは、その表現形式の違いから三種に分類することができる。すなわち、1) 数理(数式)モデル mathematical models、2) 経験(数表)モデル empirical models、3) リレーショナルモデル relational models である。それらは統計モデルとしての観点からはそれぞれパラメトリックモデル、ノンパラメトリックモデル、セミパラメトリックモデルに相当する。1) 数理(数式)モデルはライフスケジュールを数式のみによって表現するものであり、それに含まれるパラメーターの値によって、特定の集団の経験を記述する。2) 経験(数表)モデルは、多くの経験から集約した共通パターンを標準化して数値表として表現したものである。任意の集団の経験に対しては、あてはまるものを選んで適用する。3) リレーショナルモデルは、それらの中間的な形式であり、数値表で

表現された標準パターンを、数式的変換により任意の集団の経験に当てはめるものである。

これらはやはり死亡分野のモデルにおいて典型的なモデルが存在し、それぞれ代表的なものとしては、1) ゴンパーツ(・メーカム) Gompertz-Makeham モデルや Heligman-Pollard モデル、2) コール・ディメイン Coale-Demeny、あるいは国連のモデル生命表、3) プラスのロジット生命表システム、リー・カーター Lee-Carter モデル、などを挙げることができる。

将来人口推計においては、すでにリー・カーター Lee-Carter モデルを例に説明したように、保存量と変化量を峻別した定式化を行う上で、リレーショナルモデルはたいへん有利であり、重要な位置を占めているといえる。将来人口推計における具体的な人口動態事象モデルの検討については、次年度の報告書に譲るが、ここでは死亡、出生、移動に関してそれぞれ基礎となる動態事象モデルについて簡単に見ておこう。

#### a. 死亡のライフスケジュールモデル

死亡モデルにおいては、すでに3タイプのモデルの代表例として上述した。ゴンパーツモデルは、中年以降の年齢層において死亡率が急速に上昇することに注目し、これを指数関数によって近似したものである ( $x$  歳における死力を  $\mu(x)$  とし、 $\mu(x) = Re^{ax}$ 、ただし  $R(>0)$ ,  $a(>0)$  はパラメーター)。このモデルは経験的に求められたものであるが、極値分布 (Gumbel 分布) の一種であり、死亡が並列的システムの破綻によって生じると見ることに相当する。後に Makeham(1860, 1874)は、これに事故死や感染症死亡などの年齢によらない偶発的死亡を表す定数項 (メーカム項) を加えて、 $\mu(x) = Re^{ax} + c$ 、( $c(>0)$  は追加パラメーター) とした。これは Gompertz-Makeham モデルと呼ばれ、今日でも中年以降の年齢層における死亡率のスムージングなどに広く用いられている。その後、これを拡張したモデルとして Beard のモデル、 $\mu(x) = Re^{ax} / (1 + be^{ax})$ 、 $b \geq 0$ 、およびこれにメーカム項を加えた Perks

のモデル、 $\mu(x) = (Re^{ax} + c) / (1 + be^{ax})$  が提案されている(Perks, 1932, Beard, 1971)。乳児

期、青年期等も含んだ全年齢の死亡スケジュールの記述にはより複雑なモデルが必要となるが、今日広く用いられているとしては、Heligman and Pollard(1980)、あるいは Mode and Busby, (1982)によるモデルがある。ともに8個のパラメーターを擁するモデルであるが、前者を例にとれば、生命表の  $x$  歳における1年間の死亡確率を  $q_x$  とし、

$q_x / (1 - q_x) = A^{(x+B)^C} + De^{-E(\ln(x/F))^2} + GH^x$  と表される。A~H はパラメーターである。数理

モデルは以上のように全年齢層の死亡スケジュールを表すために多くのパラメーターを必要とし、経験モデルなどに見られる自由度に比べ冗長である。これにより、これらが将来推計人口で用いられる例はあまり多くない。これに対して、コール・ディメインあるいは国連作成に代表されるモデル生命表は、大量の観察データから年齢間の相関を元に帰納的に標準的死亡スケジュールを求めたものであり、現実の変異に即したものであり、自由度は

最小限とすることができる。ただし、こちらは数値表による提示を行うため、記述形式が冗長であり、将来推計等における応用面では、数値間の補間などの処理が追加的に必要となる。また、必ずしも死亡スケジュールの変化メカニズムに関する理論的背景を持たないモデルであるので、わが国のようにこれまでどこでも経験されていない死亡レベルを扱う場合には、基本的にはモデルの想定範囲外となる。

死亡のリレーショナルモデルは、ブラスの Brass ロジット生命表システムが代表的なものである。これは死亡の生存関数にロジット変換を施したもののどうしを線形に関係づけるモデルであり、生命表における生存数  $l_x$  (ただし  $l_0 = 1$ ) を用いて、 $Y(x) = \ln \{(1-l(x))/l(x)\}$

とすると、任意の二つの集団  $i, j$  の死亡年齢パターン  $Y_i(x), Y_j(x)$  の間に、

$Y_i(x) = \alpha + \beta Y_j(x)$  なる関係があるとするものである。ここで、 $\alpha (= -\infty \sim \infty)$ 、 $\beta (> 0)$  は

二つのスケジュールの関係を表すパラメータである。したがって、この例における  $l_j(x)$  (ま

たは  $Y_j(x)$ ) を標準スケジュールとして定めれば、任意の死亡スケジュールはこの標準との

関係を表す二つのパラメータによって記述できることになる。このとき、パラメータ  $\alpha$  は標準に対する相対的死亡水準を表す ( $\alpha > 0$  ならば標準より高レベル、 $\alpha < 0$  ならば低レベル、そして  $\alpha = 0$  ならば同等レベル)。また、 $\beta$  は子ども時代と成人後の死亡レベルの関係を表す ( $\beta > 1$  なら相対的に高い成人後の死亡レベル、 $\beta < 1$  なら低いレベル、 $\beta = 1$  なら同等レベル)。将来人口推計において、近年最も重要なモデルは Lee-Carter モデルであり、これもリレーショナルモデルの一つである。その基本構造については上述したが、このモデルの特徴はパラメータの時間的推移について時系列分析の手法を融合し、将来値の不確実性の表現として確率を付した変動幅を提供することである。

#### b. 結婚・出生のライフスケジュールモデル

初婚・出生スケジュールについては、比較的精度の高いパラメトリックモデルが提案されている。その一つはコール-マクニール Coale-McNeil モデルである。初婚年齢、あるいは出生順位別の母の出生年齢の分布を次の確率密度関数  $g(x)$  で表現する (Coale and McNeil, 1972)。

$$g(x) = \frac{\beta}{\Gamma(\alpha/\beta)} \exp \left[ -\alpha(x - \mu) - \exp \{ -\beta(x - \mu) \} \right] \quad (6-1)$$

ただし、 $\Gamma(\cdot)$  はガンマ関数、 $\alpha (> 0)$ 、 $\beta (> 0)$ 、 $\mu (= -\infty \sim \infty)$  は分布の三つのパラメータを表す。実はこれは一般化対数ガンマ分布 the generalized log-gamma distribution の一形式に他

ならない。これに対して、生涯に事象を経験する者の割合  $C$  を乗じたもの ( $Cg(x)$ ) が、ライフスケジュール(年齢別初婚率、あるいは出生順位別年齢別出生率)となる。わが国の将来人口推計では 1992 年以來、この一般化対数ガンマ分布モデルの誤差を補正した形式を年齢別初婚率ならびに出生順位別出生率に対して適用している (Kaneko 2003)。

このほかに同様のモデルとして、ハーネス Hurnes モデルがある。これは  $P(x)$  を年齢  $x$  における累積初婚率、あるいは出生順位別累積出生率として、

$$P(x) = 1 / \left\{ 1 + \frac{(1 - P_0) \exp(A/\ln b)}{P_0 \exp(Ab^x/\ln b)} \right\}$$

と表される。ここで  $A$  は結婚適合性の初期値、 $b$  はその減退率を与えるパラメーター、 $P_0 = P(0)$  である。この関数が表す初婚あるいは出生年齢の分布は不完全分布であり、 $x \rightarrow \infty$  のとき、 $P(\infty) = P_0 / \{P_0 + (1 - P_0) \exp(A/\ln b)\}$  である。これが生涯に事象を経験する確率を与えることになる。Hurnes モデルは、ロジスティックモデルファミリーに属する拡散過程モデル diffusion process models の一種である。

有配偶出生率のモデルとしては、次式で与えられるコール-トラッセル Coale-Trussell モデルがある (Coale and Trussell 1974)。

$$r(x) = M n(x) e^{mv(x)}$$

ただし、 $r(x)$  は年齢  $x$  における有配偶出生率、 $M$  は出生力のレベル、 $n(x)$  は自然出生力における有配偶出生率の標準年齢スケジュール、 $m$  は出生調節の強度、 $v(x)$  は出生調節による効果の標準年齢パターンである。ここで自然出生力 natural fertility とは、意図的な出生調節の存在しない集団における出生力のことである<sup>8</sup>。なお、任意の二つの集団  $i, j$  についてこのモデルが成り立つとすると、それぞれ共通の  $v(x)$  について解くことができるのでこれを消去することによって、

$$\ln \frac{r_i(x)}{n(x)} = \alpha + \beta \ln \frac{r_j(x)}{n(x)}$$

が成り立つ。ただし、 $\beta = m_i/m_j$ 、 $\alpha = \ln(M_i/M_j^\beta)$  である。すなわち、Coale-Trussell モデルは、リレーショナルモデルであることがわかる。有配偶出生力の年齢スケジュールモデルは、結婚スケジュールと組み合わせることによって、出生の年齢スケジュールとなる。出生スケジュールモデルとしては、このほかにゴンパーツ変換を用いたリレーショナルモデルが提案されている<sup>9</sup>(Brass, 1983, Booth, 1984 など)。また、出生間隔や出生順位の進行過

<sup>8</sup> Henry(1961)は、出生調節を出生順位に依存して行われる出生抑制行為と考え、これが行われていない集団について年齢別有配偶出生率を詳しく調べた結果、水準の差を別にすればその年齢パターンはきわめて類似していることを見いだした。

<sup>9</sup> 年齢別累積出生率  $F(x)$ 、合計特殊出生率  $TFR$ 、 $Y(x) = -\ln\{-\ln(F(x)/TFR)\}$  として、任意の集団  $i$  の出生スケジュール  $Y_i(x)$  を、標準スケジュール  $Y_s(x)$  を用いて、

程 parity progression を対象としたモデルも多数提案されているが、Coale-Trussell モデルと比較すると用いられる機会は少ない。

### c. 移動のライフスケジュールモデル

人口移動もライフコース上の事象、たとえば就学、就業、結婚、離婚、定年などに伴って発生することが多い。したがって、移動もライフコース事象の一つとしてある程度安定したライフスケジュールを持つことが期待される。Rogers, Racquillet and Castro(1978)は、7個のパラメータを用いた人口移動のライフスケジュールモデルを提案した。すなわち、 $x$ 歳における転出率を  $f(x)$  として、

$$f(x) = a_0 + a_1 e^{-\alpha_1} + a_2 e^{-\alpha_2(x-\mu_2) - e^{-\lambda_2(x-\mu_2)}}$$

ここで、 $a_0$ 、 $a_1$ 、および  $a_2$  は移動水準を決めるパラメータ、また、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\lambda_2$ 、および  $\mu_2$  は形状を決めるパラメータである。右辺は3つの部分からできている。第1項は全体の移動水準を表し、第2項は就業前の年齢における移動スケジュール、そして第3項が就業年齢層におけるスケジュールを表すとした。その後、Rogers and Castro(1981)は、定年期の移動を考慮する必要がある場合に対して、4番目の項  $a_3 e^{-\alpha_3(x-\mu_3) - e^{-\lambda_3(x-\mu_3)}}$  を加え、11パラメータモデルとした。Rogers and Little(1994)は、このモデルをさらに発展させて、人口動態事象一般の発生スケジュールを表すモデルとして提案している。すなわち、中年以降の死亡率上昇を表すもう一つの指数関数、 $a_4 e^{\alpha_4 x}$  を追加し、全部で13個のパラメータを用いることで、死亡、結婚、出生、移動のすべて動態事象に対して適用可能な汎用年齢スケジュールモデル（多指数関数モデル multiexponential model）とした。これは人口動態事象のライフスケジュールモデルを統合する試みとして、その柔軟性、一般性には実用的な価値が認められる。たとえば将来人口推計においても、単一のモデルによって多様な事象の年齢スケジュールを柔軟に表せることの利点は大きい。

## 4. おわりに

将来人口推計は、現代社会において、科学的根拠に基づいた政策形成を行うために必須となる道具の一つである。少子高齢化、人口減少という大きな人口変動が生じつつあるわが国において、あるいは同様の先進諸国において、将来推計人口の重要性の高まりはかつてないものである。一方で、第二の人口転換と呼ばれるような歴史的で前例のないライフサイクル変化とこれにともなう出生率、死亡率、国際人口移動率変動のうねりは、従来の補外型の推計の有効性を低下させている。こうした時期にあたって、本研究では、将来人口推計の概念、理論、手法の再検討を行うものとしているが、本稿ではその基礎として、

---

$Y_i(x) = \alpha + \beta Y_j(x)$  によって表す。

将来人口推計の歴史、役割、課題、ならびに手法とモデルについて概観を行った。その中で、黎明期から戦後までの欧米における歴史の中にすでにその本質的な課題が認められ、それは現代的視点によって再検討を要することを見いだした。また、将来推計の理解にはその役割の明確化と「予測」との関係性の理解が必須であることなどが示された。さらに、将来人口推計の科学的手法開発は、突き詰めると人口動態事象の法則性の適切な定式化とそのパラメーターの時間的特性、時代変化との関係の把握に集約され、それは具体的には安定な特性（保存量）と変化する特性（変化量）との峻別によって行われるべきことなどを、Lee-Carter モデルを例に挙げながら示した。本稿の後半においては、将来人口推計において基礎となる構造化人口動態モデル、および人口動態事象モデル（ライフスケジュールモデル）の代表的なモデルを挙げ、それらの基本的構造や特性について検討した。これらは本研究プロジェクトにおける将来人口推計枠組みの検討に関する途中報告であり、主として基礎的な領域についての検討結果である。今後はより実際的な部分の検討を行うこととする。

## 2. 「日本の将来推計人口」の新たな枠組み－平成 18 年 12 月推計－

社人研の公表した「日本の将来推計人口」における推計方法は、これまでと同様にコーホート要因法を基礎としている<sup>10</sup>。コーホート要因法とは、年齢別人口の加齢にともなって生ずる年々の変化をその要因（死亡、出生、および人口移動）ごとに計算して将来の人口を求める方法である。すでに生存する人口については、加齢とともに生ずる死亡と国際人口移動を差し引いて将来の人口を求める。また、新たに生まれる人口については、再生産年齢人口に生ずる出生数とその生存数、ならびに人口移動数を順次算出して求め、翌年の人口に組み入れる（図3）。

このコーホート要因法によって将来人口を推計するためには、男女年齢別に分類された(1) 基準人口、ならびに同様に分類された(2) 将来の出生率（および出生性比）、(3) 将来の生残率、(4) 将来の国際人口移動率（数）に関する仮定が必要である。本推計では、これらの仮定の設定については、これまでと同様に各要因に関する統計指標の実績値に基づいて、人口統計学的な投影を実施することにより行っている。ただし、将来の出生、死亡等の推移は不確定であることから、本推計では複数の仮定を設定し、これらに基づく複数の推計を行うことによって将来の人口推移について一定幅の見通しを与えるものとしている。とりわけ、今回の推計ではこれまで単一であった死亡の将来推移についても3つの仮定を設定しており、出生3仮定との組み合わせで9つの推計を行い、これらによって「日本の将来推計人口」を構成している。

---

<sup>10</sup> コーホートとは同時期に出生や結婚などの人口学的事象を経験した集団のことである。本推計では、同年に生まれた集団（出生コーホート）の意味で用いる。

図3 コーホート要因法による人口推計の手順

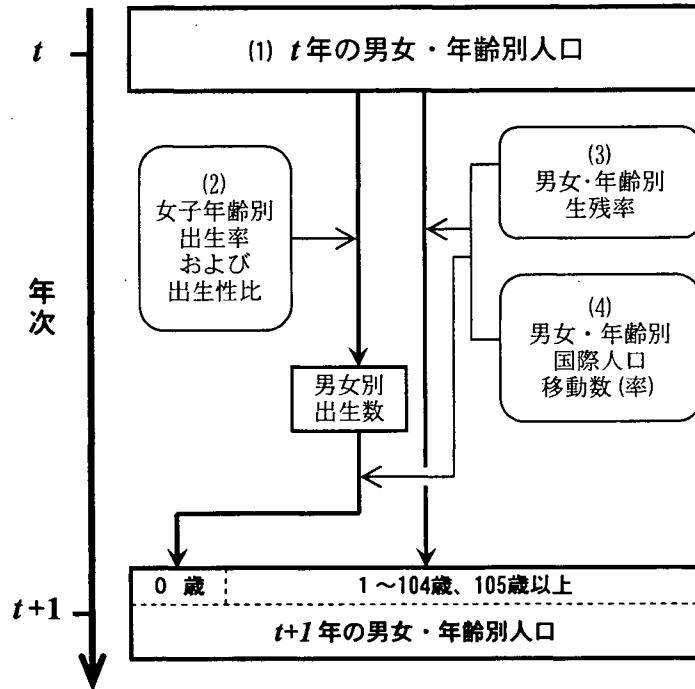


図3は、コーホート要因法による人口推計の基本手順示すものであるが、本推計では、外国人を含む日本の総人口を推計対象とし、図に示したフロー以外にも国際結婚における出生や帰化等によって発生する国籍の異動を含んでいる。すなわち、日本の将来推計人口は、国籍に関わらず日本に在住する総人口を推計の対象としているが、日本人と外国人では、婚姻や出生においてその発生の頻度や年齢パターンに違いがあり、近年では総人口を推計する場合においてもその違いの推計結果に対する影響の度合いが増加しつつある。

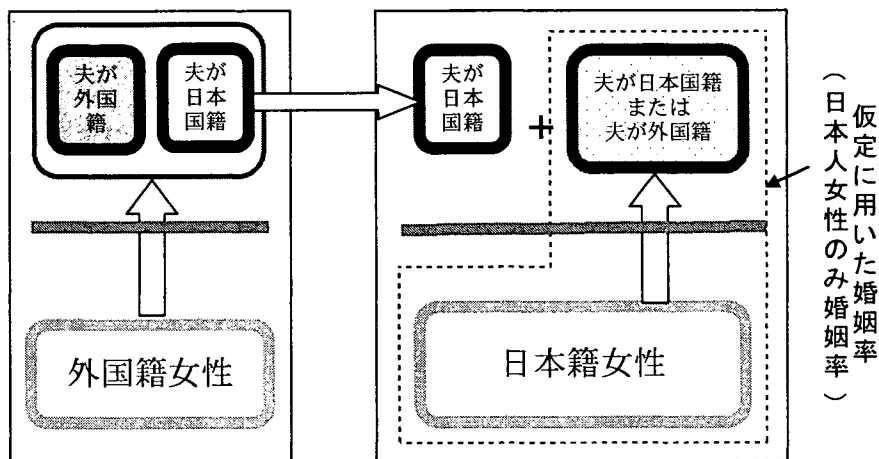
こうしたことから、今回の将来人口推計においては、この日本人と外国人の違い、ひいては推計対象となる総人口との違いを正確に反映することを目的として、新たな枠組みを導入した。以下では、この点を中心に今回の将来推計人口の枠組みについて説明をして行く。

まず婚姻については、わが国において通常人口動態統計によって定義・公表されている婚姻数を用いて婚姻率を算出し、これを日本人の婚姻率として用いている。ただし、人口動態統計による女性の婚姻数の定義は、日本国籍女性の婚姻だけではなく、日本国籍の男性と婚姻の成立した外国人女性の婚姻を含んでいる（図4）。これは夫、妻どちらかが日本国籍である場合の婚姻を網羅しており、日本人に対する統計としては望ましい面を持った定義である。しかしながら、婚姻に関する日本人女性の行動指標として婚姻率を利用する際には、注意が必要となる。なぜならば図4に明らかのように、率の算出にあたって、日本国籍の女性が分母となっているにも関わらず、分子にはこれを発生母体としない外国人女性の婚姻が含まれることになるからである。この定義に従えば、たとえば日本人女性の婚姻行動に変化がなくても、人口中の外国人女性の割合が増えたり、または外国人女性の



婚姻が活発になったりしただけで、この日本人女性の婚姻率が増加を示すことになる。これは今日のような精密な行動変化の測定・投影が求められる状況においては望ましくない。

図4 婚姻率の定義：人口動態統計率、および日本人女性率



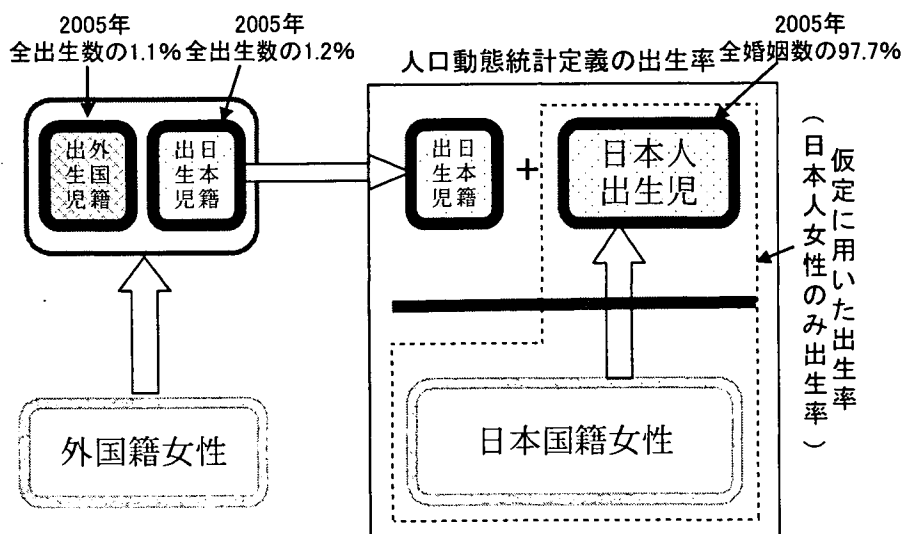
実際、2005年における婚姻では、外国人女性（妻）の婚姻が5.1%を占めており、日本人男性（夫）との婚姻は、4.6%に上っている（表1）。

表1 人口動態統計による婚姻総数の内訳：2005年

日本における婚姻総数	718,102	100.0%	100.0%
(1)日本人夫×日本人妻	672,784	93.7%	94.9%
(3)外国人夫×日本人妻	8,365	1.2%	
(2)日本人夫×外国人妻	33,116	4.6%	5.1%
(4)外国人夫×外国人妻	3,837	0.5%	

出生においても同様の状況が存在している。すなわち、わが国においては一般に広く用いられている人口動態統計による定義・公表の出生数を用いた出生率は、日本国籍女性から生まれる出生児だけではなく、日本国籍の男性を父親として外国人女性の生んだ出生児を含んでいる（図5）。この定義も、日本国籍を有する出生児に関する出生数をすべて網羅する点で日本人に対する統計としては望ましい点を有しているが、行動指標としてみた場合には、やはり分子と分母に不整合が存在する。そして、やはりこの定義に従えば、日本人女性の出生行動に変化がなくても、人口中の外国人女性の割合が増えたり、または外国人女性の出生が活発になったりすることで、日本人の出生率が増大し、これは精密な行動変化の測定・投影にとって望ましくない。

図5 出生率の定義：人口動態統計率、および日本人女性率



こうした状況に対処するため、社人研における前回の平成14年1月推計では総人口の出生率を求める際に、日本人について測定された出生率から換算できるように調整係数を設け、この係数を直近の実績に基づいて求めることで、より正確な総人口の推計が可能となった。ただし、総人口に占める日本人人口の割合は男女年齢（各歳）別に固定値とされた。この場合、外国人女性が増えることによる人口動態統計定義の出生率への構造的影響を将来にわたって正確に反映することには不利である。今回の推計では、その後の観察によって、国籍別（日本人および外国人の別）の婚姻・出生パターンの相違が推計結果与える影響の拡大があらためて確認されたため、国籍別の婚姻、出生のデータを整備し、また日本人人口割合を内生的に可変として推計する方法を採用した。すなわち、婚姻に対しては図4、出生に対しては図5に示した破線内の分子分母による婚姻率、出生率を算出することで、外国人女性の構造的、ならびに行動的影響を分離することとした。ただし、これには人口動態統計の再集計が必要であり、これが可能となる1985年以降(上記の定義となったのは1987年以降)について再集計・計算を行って、この結果を用いることとした。これにより、日本人女性の結婚・出生行動の変化を正確に捉え、ひいては総人口の将来推計をより精密に行うことができるようになった。

なお、この際に外国人女性の出生率・数ならびに外国人女性の出生に占める日本人児（父親が日本人の場合）の割合についての仮定が必要となる。これについては、以下の方法によった。まず、記号を下記のように定める。

日本人出生率： $f_j(x,t)$ .....年次 $t$ 、年齢 $x$ の日本人女性からの出生数に限定した出生率（婚外子を含む、年央人口を分母とする）

外国人出生率： $f_f(x,t)$ .....年次 $t$ 、年齢 $x$ の外国人女性からの出生数に限定した出生率（婚外子を含む、ただし婚外子は外国人児、年央人口を分母とする）

動態出生率:  $f_v(x,t)$  .....人口動態統計の定義による日本人出生による出生率(年央人口)  
 外国人出生中の日本国籍出生割合:  $c_j(x)$  .....年齢  $x$  の日本国籍出生の標準割合

日本人、外国人、総人口の女性平均人口:  $\bar{P}_J(x,t)$ ,  $\bar{P}_F(x,t)$ ,  $\bar{P}_T(x,t)$

出生年齢パターン・モーメント:  $\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$  など

以上により、下記の①～④の工程により、日本人女性出生率、外国人女性出生率・数、  
 ならびに外国人女性の出生に占める日本人児の割合、さらには人口動態統計定義の出生率  
 (合計特殊出生率) を求める。

① 日本人女性出生率を用いて、コーホート別投影手法によりその将来出生率(年次別、  
 年齢別) を求める ( $f_j(x,t)$ )。

日本人女性出生率とは、日本国籍を有する女性(日本人女性と呼ぶ) から生れた出生数を分子とし、日本人女性の平均人口を分母とする率を指す。また、日本に居住する女性(国勢調査の対象となる女性)のうち日本人女性でない人口を外国人女性と呼び、これから生れた出生数をこの平均人口で除した率を外国人出生率と呼ぶ。ただし、外国人女性から生れた児のうち、日本人男性を父親とする者は日本人となる。人口動態統計ではこれを含む日本人国籍を有する児を分子、日本人女性を分母とする率を出生率としている。

② 外国人女性の将来出生率  $f_F(x,t)$  を求める (期間出生率-標準年齢パターン法)。

直近5年の実績出生率(日本人、外国人)を標準年齢パターンとし( $f_j^*(x)$ ,  $f_F^*(x)$ )する。

この日本人の標準年齢パターンと将来出生率  $f_j(x,t)$  のモーメント変化  $\Delta\alpha_{j,t} = \alpha_{j,t} - \alpha_j^*$ 、

$\nabla\beta_{j,t} = \frac{\beta_{j,t}}{\beta_j^*}$ 、 $\nabla\gamma_{j,t} = \frac{\gamma_{j,t}}{\gamma_j^*}$  と同様の変化が外国人出生率にも生ずるものとして、下記のよ

うに適用し、外国人出生率  $f_F(x,t)$  を求める。

$$f_F(x,t) = \frac{\nabla\gamma_{j,t}}{\nabla\beta_{j,t}} f_F^*\left(\frac{x - \Delta\alpha_{j,t}}{\nabla\beta_{j,t}}\right)$$

ただし、工程①②は出生順位別に行うものとする。

③ 日本人出生数  $B_J(t)$ 、外国人出生数  $B_F(t)$  を求める。

工程①により求めた日本人出生率  $f_j(x,t)$  と日本人女性(期間平均)人口  $\bar{P}_J(x,t)$  の積和により日本人女性より生ずる出生数(日本人出生児数の大部分)を求める。次に工程②により求めた外国人出生率  $f_F(x,t)$  と外国人女性(期間平均)人口  $\bar{P}_F(x,t)$  の積和により外国人女性より生ずる出生数(日本人出生児と外国人出生児が含まれる)を求める。この外国人女

性の出生児総数に日本国籍児の割合  $c_j(x)$  (年次に付一定)を用いて、日本人出生数と外国人出生数を分け、それぞれ日本人出生数  $B_J(t)$ 、外国人出生数  $B_F(t)$  を求める。

$$B_J(t) = \left[ \sum_{x \in X_R} f_J(x,t) \bar{P}_J(x,t) \right] + \left[ \sum_{x \in X_R} c_j(x) f_F(x,t) \bar{P}_F(x,t) \right]$$

$$B_F(t) = \sum_{x \in X_R} (1 - c_j(x)) f_F(x,t) \bar{P}_F(x,t)$$

$X_R$  は再生産年齢範囲 (ここでは 15 歳以上 50 歳未満) を表す。なお、外国人女性の日本国籍児出生割合  $c_j(x)$  は、過去の年齢別パターンを観察した結果 1997 年以降極めて安定したパターンを示している (図 6 (1) のドット)。以下に直近 5 年間 (2001~05 年) の平均パターンをモデル化した関数を示す (図 6 (1) の曲線)。

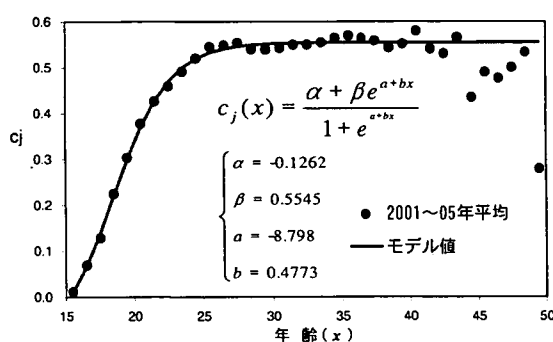
$$c_j(x) = \frac{\alpha + \beta e^{a+bx}}{1 + e^{a+bx}}, \quad (\alpha = -0.1262, \beta = 0.5545, a = -8.798, b = 0.4773).$$

$$(\text{または、直近 10 年間に対して、} c_j(x) = \frac{\alpha}{1 + e^{a+bx}}, \quad \alpha = 0.544, a = 12.425, b = -0.646)$$

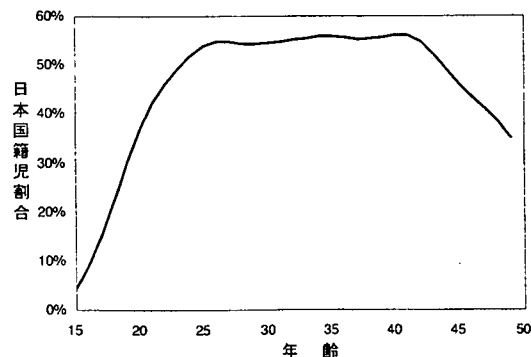
こうしたモデルによれば、日本国籍児出生割合のパターンに年次的な変化がある場合にパラメータの変化として表現できる。ただし、今回の観察では上述のように近年このパターンは安定しているので、本推計においては年次的に一定で推移するものとし、そのパターンには 2000~05 年間の実績値を用いた。ただし、各年齢でのこの間の最大および最小値を除き、その平均値を補整した (図 6 (2)、表 2 (2))。

図 6 外国人出生数における日本人出生児割合  $c_j(x)$  : モデル値と年齢別平均値

(1) 2001~05 年



(2) 2000~05 年



注：(a) 年齢別にみた外国籍女性から生れた日本人児(父親日本人)の割合。(b) 2000~05 年最大および最小値を除く平均値を補整したもの(H18 年 12 月推計に用いた仮定値)。

表2 年齢別にみた外国人出生数における日本人出生児割合  $c_j(x)$

: 1987~2005年、5年ごと平均値とモデル値

(1) 1987~2005年、5年ごと平均値とモデル値

(2) H18年12月推計値\*

年齢	1987~90年	1991~95年	1996~00年	2001~05年	モデル値	モデル値
15	0.0000	0.0000	0.0511	0.0111	0.0085	0.0448
16	0.4167	0.3183	0.0772	0.0687	0.0674	0.0795
17	0.6065	0.3379	0.1491	0.1281	0.1396	0.1339
18	0.6940	0.4646	0.2030	0.2240	0.2196	0.2088
19	0.7452	0.5489	0.2982	0.3026	0.2990	0.2954
20	0.8058	0.6117	0.3896	0.3773	0.3696	0.3775
21	0.7556	0.6570	0.4383	0.4256	0.4266	0.4418
22	0.6802	0.6625	0.4833	0.4584	0.4690	0.4851
23	0.6419	0.6767	0.5196	0.4908	0.4988	0.5113
24	0.5491	0.6413	0.5433	0.5196	0.5188	0.5263
25	0.4989	0.6170	0.5509	0.5444	0.5319	0.5345
26	0.4554	0.5768	0.5614	0.5479	0.5403	0.5388
27	0.4373	0.5600	0.5532	0.5537	0.5456	0.5412
28	0.4142	0.5366	0.5416	0.5392	0.5489	0.5424
29	0.4107	0.5117	0.5427	0.5385	0.5510	0.5431
30	0.4186	0.4966	0.5411	0.5418	0.5523	0.5434
31	0.3909	0.4917	0.5368	0.5494	0.5531	0.5436
32	0.4143	0.4946	0.5226	0.5492	0.5536	0.5437
33	0.4334	0.5114	0.5156	0.5541	0.5539	0.5437
34	0.4389	0.5016	0.5221	0.5638	0.5541	0.5437
35	0.4303	0.5066	0.5212	0.5695	0.5543	0.5437
36	0.4875	0.5220	0.5131	0.5640	0.5543	0.5438
37	0.4855	0.5229	0.5297	0.5580	0.5544	0.5438
38	0.4890	0.5642	0.5489	0.5430	0.5544	0.5438
39	0.4456	0.5560	0.5332	0.5511	0.5544	0.5438
40	0.4994	0.5811	0.5458	0.5794	0.5544	0.5438
41	0.5214	0.5785	0.5394	0.5404	0.5544	0.5438
42	0.4652	0.6062	0.5592	0.5303	0.5545	0.5438
43	0.5621	0.6132	0.5295	0.5654	0.5545	0.5438
44	0.5012	0.5519	0.5700	0.4347	0.5545	0.5438
45	0.0833	0.4706	0.4782	0.4897	0.5545	0.5438
46	0.7500	0.4299	0.3620	0.4764	0.5545	0.5438
47	0.0000	0.5000	0.1875	0.5000	0.5545	0.5438
48	1.0000	1.0000	0.2999	0.5333	0.5545	0.5438
49	0.0000	1.0000	0.2500	0.2786	0.5545	0.5438
Cj(TFR)	0.4840	0.5550	0.5141	0.5202		

年齢	割合
15	0.0445
16	0.0904
17	0.1494
18	0.2218
19	0.2982
20	0.3666
21	0.4196
22	0.4597
23	0.4918
24	0.5188
25	0.5375
26	0.5459
27	0.5458
28	0.5429
29	0.5418
30	0.5437
31	0.5472
32	0.5509
33	0.5542
34	0.5574
35	0.5589
36	0.5562
37	0.5523
38	0.5527
39	0.5559
40	0.5605
41	0.5596
42	0.5459
43	0.5197
44	0.4889
45	0.4601
46	0.4341
47	0.4099
48	0.3834
49	0.3504

\* Cj(TFR)は、外国籍女性の合計特殊出生率に占める日本人児のみによる合計特殊出生率の割合。

$c_j(x)$ は、モデル値は直近5年間(2001~05年)の平均パターンをモデル化したもの(モデル値は各満年齢の中央における値である)。モデル式、パラメータ値は本文参照。

\*2000~05年最大および最小値を除く平均値を補整したものの。

④ 人口動態統計定義の日本人出生率  $f_v(x,t)$  を算出する。

$$f_v(x,t) = f_j(x,t) + \frac{\bar{P}_F(x,t)}{\bar{P}_J(x,t) - \bar{P}_F(x,t)} c_j(x) f_F(x,t)$$

以上により、将来各年次における国籍(日本人・外国人)別出生数を算出することができる。これら出生数は、本推計においては国籍に共通の死亡状況(生命表)を経験しつつある年齢の人口として加齢をして行き、その間には国籍別に仮定された国際人口移動(ただし出入国ではなく、純増に換算された変化)、また帰化などによる国籍異動を経験して行くことになる。これらの手順によってすべての年齢において、日本人、外国人の構成が現実的なものとして記述され、これらの構成比変化に依存する動態事象の構造的変化を正確に

反映することより、総人口についても正確な推移が再現されることになる。

国際人口移動の仮定については、実績の動向が日本人と外国人では異なった動向を示していること、またそもそも日本人と外国人の人口移動は異なる要因が働いていると考えられることなどから、日本人と外国人を分けて設定を行った。すなわち、日本人については年齢別入国超過率を用いて人口規模に比例的に発生させ、外国人については率を用いず、直接年齢別入国超過数を求めている。外国人については率を用いない理由は、仮に率を用いると外国人の出入国数が日本人人口の年齢構造に依存して決まるなどの矛盾が生ずるからである。日本人と外国人、それぞれについての具体的な仮定設定の方法は、以下の通りである。

まず、日本人の国際人口移動については、概ね出国超過傾向を示していることから直近5年間の平均的な入国超過率を用いることとした。すなわち、1995～2005年について男女年齢別日本人人口を分母とした日本人の入国超過率を求め、その期間に発生した特異的事象の影響や偶然変動により国際人口移動が一時的あるいは短期的に大きく変動した年次を除いた。具体的には、2001年の同時多発テロ事件と2003年の新型肺炎（SARS）による影響を考慮し、2001年から2004年を除外した。また他の年次においても、それらの影響や偶然変動を取り除くために年齢ごとに最大値および最小値を除き平均値を求めて、さらにこれを平滑化して用いた。

一方、外国人の国際人口移動については、近年入国超過を示し、かつ増加傾向にあることから、主な国ならびに男女別に1995年以降の動向を考慮し、短期的な変動を除いた後に実績の年次推移に対して指数曲線をあてはめることにより2025年まで投影を行った。また以降は一定とした。また、外国人の国際人口移動の年齢分布を与えるための外国人入国超過の男女年齢別分布については、その実績が近年は安定していることから、1999年から2005年の6か年分割の平均値を求め、これを平滑化することにより本推計の仮定値として設定した。以上の外国人の男女別入国超過数とその男女年齢別分布を組み合わせることにより、外国人の国際人口移動に関する男女年齢別入国超過数の仮定とした。

本推計ではさらに、日本人・外国人別の国籍の異動を考慮しなくてはならない。国籍異動による日本人の純増の実績をみると、日本に在住する外国人の増加にともなって近年増加傾向がみられる。そこで1995年から2005年間について国内の外国人人口を分母にして、男女年齢別国籍異動の純増率の平均値を求め、平滑化した後にこれを外国人が日本国籍を取得した率とみなした。本推計においてはこの率を一定とし、国籍異動の仮定値とした。

なお、推計の出発点となる基準人口は、総務省統計局『平成17年国勢調査』による平成17（2005）年10月1日現在男女年齢各歳別人口（総人口および日本人人口）を用いた。ただし、年齢「不詳」の人口を各歳別に按分して含めた。年齢「不詳」の按分は都道府県ごとに行い、これを合計して全国の人口としている。

## おわりに

以上のように、社人研において新たに行われた「日本の将来人口推計」では、日本人と外国人の出生ならびに国際人口移動の傾向の違いを考慮し、その影響を正確に推計人口に反映させるために、推計モデルの基本構造にまで関わる新たな枠組みの導入を行った。すなわち、まず基礎データに関して国籍別（日本人・外国人の別）の過去の実績値を再集計、再計算によって整備し、それぞれの行動特性を構造要因から分離することによって正確に捉えることに努めた。また、それらの指標（パラメータ）に即した推計モデルを構築し、日本人と外国人の増減、入れ替わり等が現実の現象に即して正確に表現できるよう本章に説明を行った新たな枠組みを導入した。今後国際化の進展とともに総人口に対する国籍別構成の影響は増大し、また多様化すると見られるが、今回導入したシステムによって、これらを正確に反映した将来人口推計が可能になったものとする。それらは、公的推計の枠組みを超えて、学術的あるいは政策的なシミュレーションへの応用の発展局面において、とくに重要となると考えられる。

## 【引用文献】

- Booth, H. 1984, "Transforming Gompertz's function for fertility analysis: the development of a standard for the relational Gompertz function", *Population Studies*, Vol. 38: 495-506.
- Brass, W., 1979. "Note on how to improve the United Nations population projections." In *Prospects of Population, Methodology and Assumptions*, United Nations publication (ST/ESA/SER.A/67).
- Brass, W., 1983, "The use of the relational Gompertz model to estimate fertility", in *International Population Conference, Manila 1981: Solicited Papers*, Vol. 3: 345-362, IUSSP; Liège, Belgium.
- Cannan, E., 1895. "The probability of a cessation of the growth of population in England and Wales during the next century." *The Economic Journal*, 5(20):505-515.
- Coale, A. J., 1968, "Convergence of a human population to a stable form", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 63: 395-435
- Coale, A.J., McNeil, D. R., 1972, "The distribution by age of the frequency of first marriage in female cohort", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 67: 743-749.
- Coale, A. J., Trussell, J., 1974, "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human population", *Population Index*, Vol. 40(2): 185-258.
- Cohen, J. E., 1979, "Ergodic theorems in demography", *Bulletin of the American Mathematical Society*, 1(2): 275-295.
- Henry, L., 1961, "Some data on natural fertility", *Eugenics Quarterly*, Vol. 8(2): 81-91.
- Kaneko, R., 2003, "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements," *Demographic Research*, Vol. 9-10:223-262. <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol9/10/9-10.pdf>
- Leslie, P.H., 1945, "On the use of matrices in certain population mathematics." *Biometrika*, 33:183-212.

- McKendrick, A. G., 1926, "The application of mathematics to medical problems". *Proceedings of the Edinburgh Mathematical Society*, Vol. 44: 98-130.
- Notestein, F.W., 1945, "Population: The long view." In Schultz, T. W.,(ed.). *Food for the World*, pp. 36-69. University of Chicago Press: Chicago, IL.
- O'Neill, Brian., and Balk, Deborah,2001, "World Population Futures." *Population Bulletin*, Vol. 56, No. 3, The Population Reference Bureau.
- Pearl, R, and Reed. L.J., 1920. "On the rate of growth of the population of the United States since 1790 and its mathematical representation." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 6:275-288.
- Preston, S. H., Coale, A. J., 1982, "Age structure, growth, attrition, and accession: A New Synthesis". *Population Index*, Vol. 48(2): 217-259.
- Preston, S. H., Heuveline, P. and Guillot, M., 2001, *Demography: Measuring and Modeling Population Process*, Blackwell Publishers; Oxford, UK/Malden MA.
- Rogers, A., Castro, L., 1981, *Model Migration Schedules*, International Institute for Applied Systems Analysis; Laxemburg, Austria.
- Rogers, A. and Little, J. S., 1994, "Parameterizing age patterns of demographic rates with the multiexponential model schedule", *Mathematical Population Studies*, Vol. 4(3): 175-195.
- Rogers A., Racquillet R. and Castro R. J., 1978, "Model migration schedules and their applications", *Environment and Planning A*, Vol. 10(5): 475-502.
- Sharpe,F.R., Lotka, A.J., 1911, "A Problem in Age-Distribution".*Philosophical Magazine*,21,435-438.
- von Foerster H., 1959, "Some remarks on changing populations", in F. J. Stahlman (ed.), *The Kinetics of Cellular Proliferation*, pp.328-407, Grune and Stratton; New York.
- Watterlar, Christine., 2006, "Demographic projections: History of methods and current methodology." In G. Caselli, J. Vallin, G. Wunsch(eds.), *Demography: Analysis and Synthesis, A Treatise in Population*, Elsevier Inc.



### (3) わが国の人口減少と人口モメンタム

石井 太

#### はじめに

わが国の人口は今後、長期的な人口減少過程に入ろうとしている。これまで増加を続けて来た総人口の増加率は近年ほぼゼロに近い値で推移しており、今後はマイナスとなって人口減少へと転じることとなる。わが国は、これまでも、江戸時代の飢饉の時などにおける一時的な人口減少を経験したことはあった。しかしながら、今回の人口減少の大きな特徴は、これが一時的な現象には留まらないという点にある。「日本の将来推計人口(平成18年12月推計)」(国立社会保障・人口問題研究所 2007b)の出生中位・死亡中位推計によれば、2005年以降人口はわが国の人口は一貫して減少を続け、2055年には8,893万人、2100年には4,459万人(参考推計)まで減少していくものと見込まれる。

本稿では、人口モメンタムという概念を通して見た、わが国の人口減少に関して述べる。

#### 1. 人口減少と出生水準

人口の増減は、出生、死亡、移入、移出の大小によって決定される。ここで移出入がないとした場合、長期的な人口増減に与える主要因となるのは出生率の水準である。人口が長期的に増加及び減少しない状態を維持するために必要な出生率(TFR:合計特殊出生率)の水準を「人口置換水準」とよぶが、これは、現在のわが国においては概ね2.1の水準となっている。

この水準は以下のように理解される。女子単性人口モデルにおいて、一人の女性が、再生産年齢の上限までにおける死亡率も考慮した上で、平均的に期待される女兒の平均出生数を表す値を純再生産率(NRR)と呼ぶが、このNRRが1の時、1人の女性からちょうど1人の次世代の女性が再生産され、人口は長期的に増加も減少もしない状態へと推移していくこととなる。しかしながら、通常の出生率であるTFRは、その分子には男児・女兒の両方が含まれることと、死亡率を考慮していない指標であり、両者には以下のような近似的関係が存在する。

$$TFR = \frac{1 + SRB}{p(A_M)} NRR$$

SRB: 出生性比(女兒1に対する男児1出生数の比率)

$p(A_M)$ : 女子の0歳から平均出産年齢( $A_M$ )までの生残率

ここで、近年のわが国の指標においては、 $p(A_M) \approx 0.99$ 、 $SRB \approx 1.05 \sim 1.06$ であること(国立社会保障・人口問題研究所 2007a)から、 $NRR = 1$ に対応するTFRの水準は概ね2.1となるのである。したがって、この水準は、とくに若年層における死亡率が高い人口においてはより高いものとなる。図1は、わが国の出生数、出生率と人口置換水準の推移を示したものであるが、これを見ると、例えば1947年の人口置換水準は2.71と2.1よりはかなり高い水準であったことがわかる。

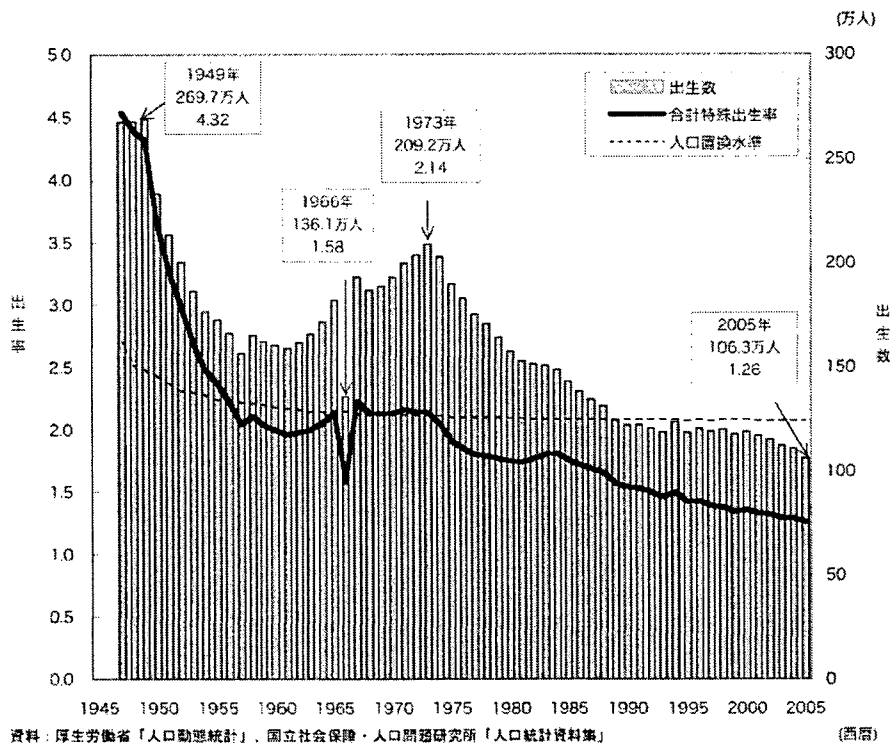


図1 出生数・合計特殊出生率・人口置換水準の推移

さて、さらに近年のわが国の出生率と人口置換水準の関係に着目すると、わが国の出生率はこの30年間程度、人口置換水準を下回りながら低下を続けてきたことがわかる。そして、今まさに、この帰結としての人口減少を迎えようとしているのである。また、将来人口推計においては出生率について3通りの仮定設定がされているが、そのいずれにおいても今後50年間の出生率は人口置換水準を下回る設定となっており、どの推計結果でも今後の総人口は長期的に減少するものと見込まれている。このように、人口減少は、今後のわが国の人口動向の最も大きな特徴の一つといえることができる。

しかしながら、この将来の人口減少は出生水準の仮定設定だけの問題なのだろうか。仮に出生水準を人口置換水準より高い水準とすれば、この人口減少は回避しうるのだろうか

か。一方で、わが国の出生率はこの30年間程度人口置換水準を下回っていたにもかかわらず増加を続けてきた。人口置換水準が人口を維持するための水準であるのに関わらず、なぜ、これまで総人口は増加してきたのであろうか。これらのメカニズムに関連するのが「人口モメンタム」という概念である。

## 2. 人口モメンタムとは

現在、発展途上国等では、出生率が人口置換水準よりも高く、人口増加が継続してきた人口がしばしば見られる。このような人口においては、ある時、出生率が直ちに人口置換水準まで低下したとしても、その時点の総人口規模で人口が一定となるのではなく、より大きい人口水準まで人口の増加が続いてしまう。これは人口が持つ慣性ともいえるべき現象であるが、これを捉えるために人口学では人口モメンタムという概念を考える。

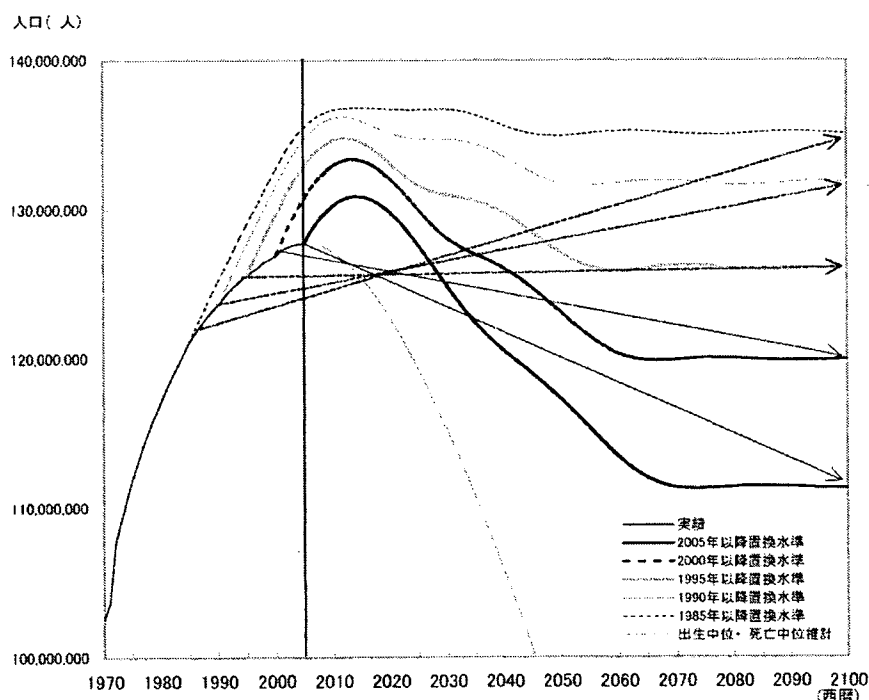


図2 出生率が人口置換水準となった場合の人口見通し

図2は、いくつかの時点から出生率が直ちに人口置換水準となった場合（死亡率一定、国際人口移動はゼロとする）の人口の見通しを示したものである。このうち、最も上側にある線は1985年時点で出生率が人口置換水準となった場合の総人口の見通しである。これによれば、総人口は1985年時点の水準で一定となるのではなく、その後もしばらく増加を継続し、1985年時点よりもかなり高い水準まで増加しながら一定の水準へと収束していくこととなる。

そこで、仮に出生率が、基準となる時点より直ちに人口置換水準となった（死亡率一定、国際人口移動はゼロとする）ものと仮定し、それに基づく「仮想的な人口推移」が究極的に静止してゆく先の人口水準を求めたとき、その究極的水準の基準時点での人口水準に対する比率を人口モメンタムと呼んでいる。これはその時点の人口構造が持つ、総人口を増加・減少させ続けようとする慣性・惰性のようなものを表す概念となる。

この人口モメンタムは Keyfitz (1971) により最初に分析された概念であるが、その際に、長期的に静止人口を導くための出生率の変換として、Keyfitz のシナリオというものが仮定されている。それは、閉鎖人口において、出生の年齢パターンは同一のまま、年齢別出生率を一律に純再生産率で除すことにより人口を静止させる変換を考え、その後は死亡率及び変換後の出生率を一定とするものである。先に示した図 2 も、この前提に基づき作成されている。女子単性人口モデルにおいて、Keyfitz のシナリオの下では、人口モメンタムは以下のような式で表される (Preston et al. 2001)。

$$M = \int_0^{\beta} \frac{c(a)}{c_s(a)} w(a) da$$

ここで、

$c(a)$  : 総人口に占める  $a$  歳の割合 (密度)

$c_s(a)$  : 定常人口に占める  $a$  歳の割合 (密度)

$$w(a) = \frac{\int_a^{\beta} p(y) m^*(y) dy}{A^*}$$

$p(a)$  : 生命表上の 0 歳から  $a$  歳までの生残率

$m(a)$  :  $a$  歳の (女兒) 出生率

$$m^*(a) = m(a) / NRR$$

$$A^* = \int_0^{\beta} a p(a) m^*(a) da : \text{女子生命表定常人口上の平均出産年齢}$$

$[\alpha, \beta]$  : 再生産年齢区間

である。

なお、先に述べた  $NRR$ : 純再生産率は、ここでの記号を用いると、

$$NRR = \int_{\alpha}^{\beta} p(y) m(y) dy$$

と表される。

さて、この人口モメンタムの概念に基づいて図 2 をもう一度考えてみると、1985 年以降出生率を人口置換水準とした場合では、最終的な人口水準が 1985 年の水準よりも高い