

---

## 特 集 I

---

将来人口推計（全国推計）に関連した研究（その4）

# 将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて

金子 隆 一

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所による将来人口推計（平成18年12月推計）に採用された出生仮定設定の枠組みについて、詳細な記述と解説を行ったものである。近年先進諸国をはじめ脱工業化段階に至った国々で共通して見られる出生率低下の潮流の中で、将来人口推計は一方では社会的要請の増大、他方では長期見通しの指針の喪失に同時に直面している。わが国における将来人口推計においては、記述力に優れた数理モデルと精度の高い実績データの組み合わせによる出生仮定設定の枠組みを採用することで、科学的客観性の維持を図ろうとしている。直近の推計においては、さらにいくつかの重要な改良がなされた。本稿ではこれらを含めた出生仮定設定の手法的側面を通察することにより、その特徴と利点さらには限界を浮き彫りにし、さらなる発展の可能性を探ることとする。

## はじめに

今日の将来人口推計において最もその不確実性を高めている要素は、出生率仮定の設定であると言ってよいだろう。現代では出生率は結婚や出産に関わる人々の行動選択によって決まる部分が大きく、またそうした選択は加速的とも見える昨今の社会経済的情勢の変化に敏感に反応する。ときには出生率の変化自身が新たな社会変動の潮流を生み、再び人々の出生行動に影響を及ぼすことさえ指摘されている（「低出生率の罨」説, Lutz et al. 2005）。かつての人口転換理論が想定したような、出生率の人口置換水準への収束という長期動向の指針にもとづいた将来人口推計は過去のものとなった。現在では、これに代わる出生率動向の普遍的な定量的指針は見あたらない。

近年提唱されている第二の人口転換理論（Lesthaeghe and Van de Kaa 1986, Lesthaeghe 1995, Van de Kaa 1987）などは、現代の先進国において見られる出生率低下をともなった社会システムの変化を体系的に捉えようとする努力であり、これらの国々の脱工業化段階における人々の伝統的規範意識から自己実現重視の価値観への転換にともなう男女パートナーシップの変容と家族形成、さらには出生の遅れと率の低下などについて統一的な理解を促す点で優れており、広く受け入れられつつある。しかしながら、この理論は従来の人口転換理論のように将来の出生率の落ち着くべき水準について指し示すことはしない。このように、現在において将来人口推計が出生率の見通しについて依拠すべき理論というものは喪失されたままであり、科学的客観性を維持した仮定設定を行うとす

れば、現在までに蓄積された出生率やその要因に関する実測データに内在する法則性や規則性を見出してモデル化し、内在する時系列パラメータを将来に向けて投影する方法以外にはない。そこでは、いかに記述力に優れたモデルを開発・選択し、正確な実測データと組み合わせるかが、システム開発の指針となる。また、結果の不確実性については、複数の仮定か、あるいは分布を持った仮定によって、幅ないし分布を擁した将来人口を推計することによって対処することとなる。

以下では、国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）が実施した将来人口推計（平成18年12月推計）に採用された出生仮定設定の枠組みについて、できるだけ詳細な記述を試みることにする。

## 1. 年齢別出生率の推計方法ー 一般化対数ガンマ分布モデルー

社人研で行なっている将来人口推計は、コーホート要因法に準拠している。コーホート要因法とは、年齢ごとの人々の加齢にともなって生ずる年々の人口変化を、その要因（死亡、出生、および人口移動）ごとに算出することを繰り返して、将来に渡る人口推移を求める方法である。この方法では、年次ごとに推計される出生数が、その後に加齢を繰り返す推計人口の出発点となる。したがって、正確な出生数を推計することが正確な将来の人口を見通すための基礎となる。そして各年次の出生数は、親となる世代の人口とりわけ女性人口に依存する。女性の出生頻度は年齢によって大きく異なるため、女性人口の年齢構成はとくに重要である。したがって、当該年次に再生産年齢（15～49歳）にある女性たちが各年齢で生む出生数を別々に推計し、その合計として年次出生数を求めることが効果的である。その際、女性たちの各年齢における出生数は、その年齢の女性人口（年間延べ人口）に対して、対応する年齢別出生率を乗じて算出することになる。したがって、以下ではまず、この女性の年齢別出生率の推計方法について説明する。

本推計では年齢別出生率を推定するために、コーホート出生率法を用いている。これは女性の出生コーホートごとにそのライフコース上の出生過程を観察し、出生過程が完結していないコーホートについて、完結に至るまでの年齢ごとの出生率を推定する方法である。将来の各年次の年齢別出生率ならびに合計特殊出生率は、コーホート別の率を年次別の率に組み換えることによって得る。直接年次別の出生率を推計せずに、まずコーホート別の出生率を推計する理由は、それが前者に比べ、安定的に推移することが期待されるからである。年次別の出生率では各年齢の値はそれぞれ異なる集団（コーホート）の出生行動の結果を表しているが、コーホート別の年齢別出生率では移出入や死亡の効果を除けば、同一の集団（コーホート）の生涯にわたる一貫した出生行動のシリーズを表している。たとえば、年次別出生率は出生年齢の変動（タイミング変化）に反応して合計値（合計特殊出生率）が変動しやすいのに対し（テンポ効果）、コーホート合計特殊出生率ではタイミング変化の影響を受けない<sup>1)</sup>。

1) 丙午（ひのえうま）の年（1966年）の出生率変動などが例に挙げられる。同年、迷信による出生忌避により合計特殊出生率は前年の74%に減少したが、同時期に出産期を迎えていた女性世代のコーホート合計特殊出生率にはほとんど変動がみられなかった。

本推計において、コーホートの出生過程は年齢別初婚率と出生順位別の年齢別出生率によって構成される。また、個々の年齢別初婚率・出生率は、関連する行動の特徴を表す指標（パラメータ）から生成できるよう、ある種の適合的な数理モデルを採用している。すなわち、コーホートの平均初婚年齢、生涯未婚率、完結出生児数、および各出生順位の平均出生年齢等をパラメータとして、一般化対数ガンマ分布モデルと呼ばれるモデルによって年齢別初婚率・出生率を生成している。これにより近年のわが国の出生動向の特徴である晩婚化、晩産化、また今後見込まれる生涯未婚率の上昇、さらには夫婦出生力の低下、離再婚の影響などを反映したコーホート出生率を生成することが可能となっている。

一般化対数ガンマ分布モデルは、出生順位  $n$ 、年齢  $x$ （連続年齢）の出生率を  $f_n(x)$  と表すと、

$$f_n(x) = C_n \cdot g(x; u_n, b_n, \lambda_n) \quad (1)$$

で与えられる。ただし、

$$g(x; u_n, b_n, \lambda_n) = \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(\lambda_n^{-2})} (\lambda_n^{-2})^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[ \lambda_n^{-1} \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) - \lambda_n^{-2} \exp \left\{ \lambda_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right] \quad (2)$$

である。ここで、 $\Gamma$ 、 $\exp$  はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 $C_n$ 、 $u_n$ 、 $b_n$  および  $\lambda_n$  は、それぞれ出生順位  $n$  の出生率関数のパラメータである。 $g(x)$  は、一般化対数ガンマ分布の確率密度関数である。式(1)で表される本モデルは、コールマクニールモデルとして知られるものの拡張形式に当たる（金子 1993, Kaneko 2003）。なお、本推計では出生順位の分け方は、第1子～第3子それぞれと、第4子以上をまとめた四つのグループとした。

さらに本推計では、わが国の年齢別出生率の特徴をより精密に再現するために、実績値との比較による誤差の標準パターン（ $\xi_n$ ）を抽出し、これによって補正を行っている。その結果、コーホートの年齢別出生率関数  $f(x)$  は、

$$f(x) = \sum_{n=1}^4 C_n \left\{ g(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \xi_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \quad (3)$$

として与えられる。なお、この補正は実際には累積出生関数の経験補正関数として与えられる。また、その経験補正関数は、今回、直近年次までのデータを用いて新たに算出された。これら詳細については、付論1を参照されたい。

図1に、本モデルによって生成された3つのコーホート年齢別出生率と実績値<sup>2)</sup>との比較を示した。今回入手可能であった平成17（2005）年までの実績値を用いると、(a)昭和35（1960）年生まれコーホート、(b)昭和45（1970）年生まれコーホート、および(c)昭

2) モデルの推定に用いる出生率実績値は、1月から12月の出生数に対して7月1日人口を分母としているため、10月1日人口を分母としている人口動態統計の公表数値とは異なる。

和55（1980）年生まれコーホートに対して、それぞれ45歳、35歳、25歳までの実績出生率が得られた。

図1 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1960年生まれ

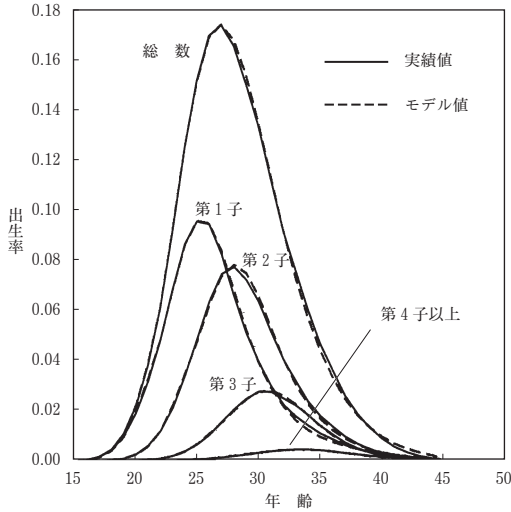


図2 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1970年生まれ

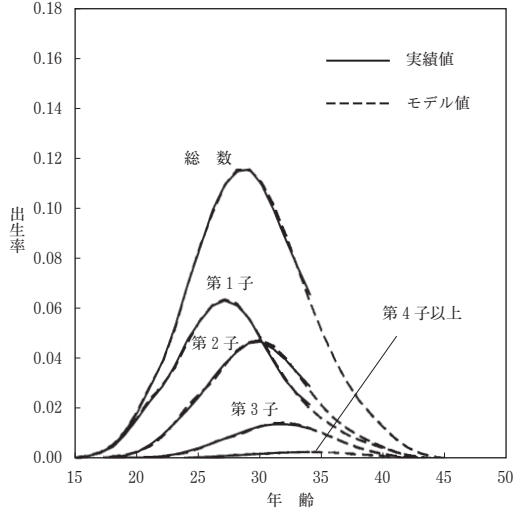
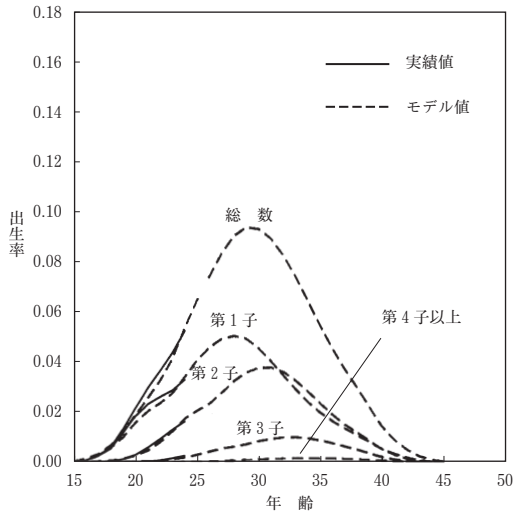


図3 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1980年生まれ



(a)の場合(図1)には、出生過程はほぼ終了していると考えられ、モデルによって推計すべき期間はわずかである。(b)(図2)では、まだ出生過程途中ではあるものの、モデルの実績への適合性は良好であると判断されるので、一般にみられる出生率の年齢パターンの安定性を考慮すると、今後(36歳以降)の出生履歴がモデルの推計値から大きく離れることはないと考えられる。これに対して(c)のコーホート(図3)では、実績値が少な

いたため現時点までの実績値とモデルの適合性からは年齢範囲全体にわたる適合性の善し悪しの判断はできない。実際、(a)、(b)のケースでは統計手法（最尤推定法）によってモデル値（パラメータ値）を機械的に推定することが可能であり、またその結果は比較的安定的であるが、(c)のケースでは統計手法によって機械的に求めたパラメータの推定値は不安定であり、多くの場合結果を一意に特定することが難しい。当然ながら、この傾向は年齢が若いために実測される出生率過程が短いコーホートほど著しい。そのようなコーホートの今後の出生過程を推計するためには、その不安定さを補うため何らかの仮定を外生的に与える必要がある。また、現時点で15歳に達していない年少のコーホートについては、そもそも出生率の実績が全く得られないのであるから、統計的手法によって将来値を決めることはできない。したがって、こうした年少コーホートや、まだ生まれていないコーホートに対してはその将来の出生過程全般にわたって仮定を設けることになる（これらの仮定設定の仕方については次節以降において説明する）。

さて、以上のようにして一連のコーホートの年齢別出生率が推計されれば、年次ごとの年齢別出生率はこれを年齢ごとに組み換えることによって得られる。たとえば、2005年における15～49歳の年齢別出生率は、1990年生まれコーホートの15歳の出生率、1989年生まれコーホートの16歳の出生率、…、1956年生まれコーホートの49歳の出生率をつなぎ合わせたものである<sup>3)</sup>。このようにして推計期間のすべての年次について年齢別出生率が得られる。

## 2. 参照コーホートと出生力要素の仮定設定

上述のように、ある程度出生過程を終えたコーホートについては、出生の数理モデルについて最尤推定法を適用することにより、その全出生過程（年齢別出生率）を統計的に推定することができた。しかし、出生率過程の浅いコーホートや出生実績がまったく得られないコーホートについては、こうした統計的手法によって将来値を求めることはできず、何らかの外生的な仮定を与える必要がある。本推計では、いくつかの出生力の要素について個別に趨勢と見通しを調べ、仮定値を設定する方法を採用している。その際、特定のコーホート（参照コーホートと呼ぶ）に目標を絞って仮定値を設定し、他のコーホートについてはこの仮定値と、実績ならびに上述の安定的な推定値の趨勢とを結ぶことによって設定を行うこととしている。この目標となる特定のコーホートを参照コーホートと呼んでいる。

本推計においては、女性1990年生まれのコーホートを参照コーホートとした。このコーホートは推計時点で満15歳であり、出生過程の入り口にあるとともに、各種出生力指標の実績ならびに安定的な推定値の趨勢の延長として見通せるほぼ限界点に位置する。以下ではこの参照コーホートに対する仮定設定の方法について説明を行う。

参照コーホートにおける50歳時累積出生率、すなわちコーホート合計特殊出生率 *CTFR* は、

---

3) 実際には年次  $t$  年の満  $x$  歳の年齢別出生率には、年次  $(t-x)$  年生まれと、年次  $(t-x-1)$  年生まれの2つのコーホートが関わるため、算出の際にはこれらのコーホートの出生率の平均値によって当該出生率を求めている。

$$CTFR = (1-\gamma) \cdot CEB(\theta_0) \cdot \delta \quad (4)$$

と表される。ここで、 $\gamma$  は生涯未婚率，すなわち  $(1-\gamma)$  は年齢別初婚率の50歳時点における累積値である<sup>4)</sup>。また、 $CEB(\theta_0)$  は妻の初婚年齢分布パラメータ  $\theta_0 = (\mu_0, b_0, \lambda_0)$  に依存して決まる初婚どうし夫婦の完結出生児数（妻50歳時点における平均出生児数）である。さらに、 $\delta$  は、離死別再婚ならびに婚外子のコーホート出生率に対する効果を表す係数であり、初婚どうし夫婦の完結出生力を既婚女性の完結出生力に結びつける役割を果たす（離死別再婚効果係数と呼ぶ）。以前のモデルでは既婚女性の完結出生児数は、初婚どうし夫婦の完結出生児数に比例して変化することが想定されており、離死別再婚効果係数はその比例係数として定数が与えられていたが、最新のモデルでは、コーホート毎に変化するものとしている。

この式(4)は、まず  $(1-\gamma)$  として表される妻50歳時点までに初婚する確率に初婚どうし夫婦の完結出生数を乗ずることによって、離死別再婚がまったく生じなかった場合のコーホート合計特殊出生率を求め、これに離死別再婚の発生の効果によって補正を与えたものと見ることができる。ただし、実際にはこれ以外に婚外子（非嫡出出生）の影響が存在するため、本モデルではこの効果を離死別再婚効果に含むものとしている。すなわち、既婚女性と経産女性を合わせたグループの完結出生児数が初婚どうし夫婦の完結出生児数に対応して変化することを想定していることになる。

出生仮定は実際には出生順位別に設定される。すなわち、初婚年齢分布に依存して決まる第  $n$  子完結出生確率（妻50歳時点において第  $n$  子を出生している確率）を  $CEB_n(\theta_0)$ 、第  $n$  子出生に対する離死別再婚効果係数を  $\delta_n$  とすると、コーホート合計特殊出生率  $CTFR$  は、出生順位 ( $n$ ) 別合計特殊出生率  $C_n$  の出生順位に関する和として、

$$\begin{cases} CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n \\ C_n = (1-\gamma) \cdot CEB_n(\theta_0) \cdot \delta_n \end{cases} \quad (5)$$

として与えられる。ただし、 $k_n$  は最高出生順位であり、本推計においては  $k_n = 4$  とし、 $n=4$  については、上述のように4子以上をまとめたものとした。したがって、これらの要素に関する仮定値が設定できれば、参照コーホートの完結出生力である出生順位別合計出生率  $C_n$  が求まり、前節で示した一般化対数ガンマ分布モデルの一つのパラメータが定まることになる。

今回の出生率仮定のモデルにおいては、これらの出生力要素のうち、初婚どうし夫婦の完結出生児数  $CEB(\theta_0)$  については、さらに2つの要素に分解することとした。実は各初

4) 生涯未婚率は本来静態統計（国勢調査など）によって測定されるものであるが、本推計においては50歳時点における累積初婚率の補数とし、動態統計に基づいた定義を採用した。なお、本稿の統一的標記に従えば、生涯未婚率  $\gamma$  は  $1-C_0$  であり、したがって  $C_0 = 1-\gamma$  であるが、生涯未婚率は出生過程全体における重要なパラメータであることから、特別に記号を与え、 $\gamma$  を用いることとしている。

婚どうし夫婦の最終的な平均出生児数は、ほぼ妻の初婚年齢に依存して決まっており、従来のコーホートではこの夫婦の最終的な出生児数を妻の初婚年齢によって安定的に予測することができる（詳しくは後述）。したがって、この予測値を妻初婚年齢  $a$  の関数として  $CEB^*(a)$  と表すことにすると、各女性コーホートの夫婦完結出生児数の予測値  $CEB^*(\theta_0)$  は、そのコーホート女性の初婚年齢  $a$  の分布を  $g(a;\theta_0)$  と表すことによって、

$$CEB^*(\theta_0) = \int_{\alpha}^{\beta} g(a;\theta_0) CEB^*(a) da \quad (6)$$

と表すことができる<sup>5)</sup>。なお、 $\alpha$ 、および  $\beta$  は、女性再生産年齢の開始と終了の年齢を表し、本推計では  $\alpha=15$ 、 $\beta=50$  としている。

実績値の観察によれば、式(6)は1950年代生まれコーホートまでについては比較的よく当てはまる。これは妻の初婚年齢と夫婦の最終的な出生児数との関係が堅牢であることを意味している。したがって、これらのコーホートの夫婦完結出生児数  $CEB(\theta_0)$  については、 $CEB(\theta_0) \cong CEB^*(\theta_0)$  が成り立つ。これに対して1960年代以降に生まれたコーホートでは同じ初婚年齢であっても、最終的な夫婦の出生児数に低下が見られるようになる。すなわち、これらコーホートでは、実数  $\kappa$  ( $0 \leq \kappa \leq 1$ ) を考えて、 $CEB(\theta_0) = CEB^*(\theta_0) \cdot \kappa$  と表す必要が生ずる。したがって、参照コーホートの合計特殊出生率の算定式(4)は、あらためて、

$$CTFR = (1-\gamma) \cdot CEB^*(\theta_0) \cdot \kappa \cdot \delta \quad (7)$$

と表されることになる。本推計では、 $CEB^*(\theta_0)$  を期待完結出生児数、 $\kappa$  は理論値からのずれと解釈できることから結婚出生力変動係数と呼んでいる。この式も実際の算定にあたっては、式(4)同様に出生順位別に行われる。すなわち、

$$\begin{cases} CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n \\ C_n = (1-\gamma) \cdot CEB_n^*(\theta_0) \cdot \kappa_n \cdot \delta_n \end{cases} \quad (8)$$

と表される。

これらの算定式に表される出生力要素の仮定設定の方法については、以下に順次説明を行う。なお、上述のように参照コーホートとしては1990年生まれ女性コーホートを選んだ。参照コーホートの出生率と、そこに至るまでの実績データを元に数理モデルによって得た出生率の統計的推定結果とを結ぶことによって、本推計に必要なコーホートの全出生過程（年齢別出生率）に関する仮定値が得られることになる。なお、出生率ならびに出生力要

5) ただし、初婚どうし夫婦のうち妻が50歳まで結婚を継続した場合の妻の初婚年齢分布を、一般女性の初婚年齢分布と同じと仮定している。

素の変化は参照コーホート以降も続く可能性が高いため、2005年出生コーホートまでは趨勢が持続するものとした。それ以降の出生コーホートは、推計時点で生まれていない世代であり、彼女らが生涯を通して経験する結婚・出生行動を現在の状況から見通すことは困難である。したがって本推計では、2005年出生コーホート以降の出生力は、同コーホートの水準で一定に推移するものとした。

また、出生率の将来推移は不確実性が高いことから、出生仮定については3つの仮定（中位、高位、低位）を設け、それぞれについて将来人口推計を行うこととした。これにより出生変動にともなう将来人口の変動幅に関する見通しを与えるものとしている。また、今回の推計では、出生率動向の測定の精密化を図る観点から、日本人女性に発生する結婚、ならびに出生に限定した初婚率、出生率を新たに算定し、これを対象として動向の把握を行った<sup>6)</sup>。総人口の出生動向については、これに外国人出生との関係を加味することで推計を行った。本推計における外国人ならびに総人口の出生率の扱いについては、金子・三田（2008）および本稿の付論2を参照されたい。以下に記述する結婚、出生に関する指標は、すべて日本人女性に発生する結婚、出生に関するものである。

### 3. 平均初婚年齢と生涯未婚率に関する仮定設定

晩婚化、非婚化といった結婚行動の変化は、1970年代半ばからの出生率低下の全過程に深く関わり、現在も進行中であるとみられる。将来の出生率に関する見通しを得る上では、結婚動向を見極めることが重要な作業となっている。実際、上述の参照コーホートの合計特殊出生率算定式においても、非婚化を測る生涯未婚率 $\gamma$ がより直接的で重要な位置を占めている。一方で、晩婚化を測るパラメータ $\theta_0$ は、初婚年齢分布を決定することにより夫婦完結出生児数に影響を与える。しかしながら、年齢別初婚率について一般化対数ガンマ分布モデルによる統計的推定が可能なのは、ある程度まで初婚過程を終えたコーホートに限られている。とくに参照コーホート以降の年少コーホートに至っては、初婚率の実績値がまったく得られないのであるから、統計的推定を行うことはできない。こうした場合、年長コーホートですでに得られている実績値ならびに統計的推定値の時系列的趨勢を観察し、これを将来に向けて投影することによって仮定値を策定することになる。しかし、上述のように結婚動向は将来の出生水準を大きく左右するため、できるだけ精度の高い仮定値を設定することが求められる。そのためには、仮定設定に対して複数の方法によるアプローチや検証を行うことが望ましいと考えられる。

本推計では、初婚のさまざまな指標について検討を行った結果、年齢別初婚ハザード率の時間的变化について一定のパターンがみられることに注目した。すなわち、近年日本人

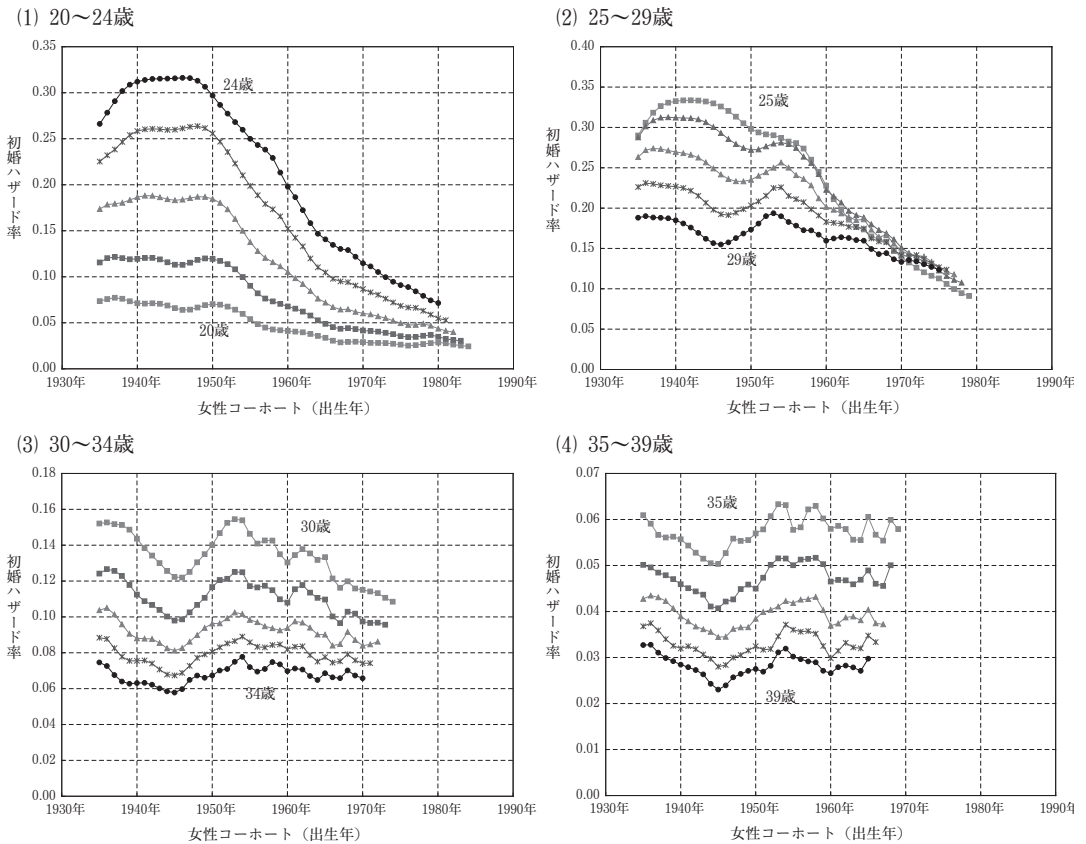
---

6) 「人口動態統計」による出生率は日本国籍児を対象とするため、日本人女性から発生した出生児に加え、外国人女性から発生した日本国籍児数（日本人を父とする児）を含んでいる。したがって、この率は日本人・外国人の人口構成に依存する。日本人女性の出生行動を把握する観点からは日本人女性に発生した出生に限定した率を別途算出し用いる必要がある。同様に「人口動態統計」による初婚率は日本人女性の初婚以外に、日本人男性と結婚した外国人女性の件数が含まれており、日本人女性の初婚行動を把握するためには、日本人女性の初婚件数に限定した率を別途算出する必要がある。また初婚率の算出にあたっては、婚姻届出の遅れの補正を行う必要があり、本推計では別途この補正を行っている。



女性の初婚ハザード率は20歳代で急速に下降している反面、30歳代以上ではあまり変化がみられない（図4）. 一般に晩婚化が進行する際、若年のハザード率が下がり、これを補うかたちで後の年齢のハザード率が上昇することになる。しかし、わが国の場合、後年齢でのハザード率には、あたかも上限があるかのような推移がみられる。こうした動きは、結果として生涯未婚率の動向を大きく左右する。すなわち、若年齢での初婚ハザード率の低下は、後年齢での上昇が伴わなければ、それは非婚化、すなわち生涯未婚率の上昇をもたらすことになる。

図4 年齢別にみた女性コーホートの初婚ハザード率の推移

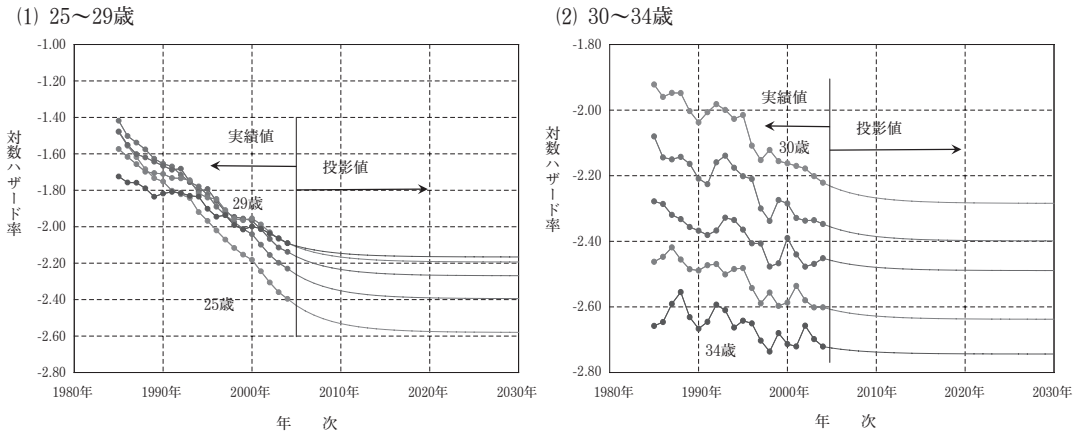


注：日本人女性の初婚（日本人男性と結婚した外国人女性を含まない）について算出。

そこで今後に初婚過程を完了する（50歳に達する）女性コーホートの生涯未婚率を見通す方法として、これら年齢ごとのハザード率の年次変化を観察し、それらの趨勢に対して数理関数の当てはめによる投影を行い、参照コーホートに対して得られた年齢別初婚ハザードから年齢別初婚率を再構成することによって、その生涯未婚率を推定した。投影に際しては実績値の推移に対して二重指数関数を用いた。観察によれば、変化の少ない30歳代以降の年齢に対しては指数関数による当てはめ（対数ハザードへの直線の当てはめ）でも十分高い再現性を示したが、20歳代でのハザードの低下パターンをよりよく表現するために

は二重指数関数が適していた。当てはめには1985年から2004年までの20年間の初婚率の実績値を用いた。主要な年齢階級における投影の結果を図5に示す。

図5 年齢別にみた女性コーホート初婚ハザード率の実績（1985～2004年）と投影



このようにして求めた将来年次の年齢別初婚率を、一般化対数ガンマ分布モデルによって投影された年齢別初婚率と比較し、整合性が高いことを確認した上で、上記で得られた参照コーホートの生涯未婚率を仮定値として採用した。その際、直近20年（1985～2004年）のハザード率の趨勢に対して、変化が参照コーホートに向けて収束するケースを中位仮定とし、ほぼ直線的に変化が継続するケースを低位仮定とした。また、ハザード率が直近10年（1995-2004年）の平均水準に止まるケースを高位仮定として設定した。また、これらに対応する一般化対数ガンマ分布モデルの平均初婚年齢を合わせてそれぞれのバリエーション（中位、高位、低位）の仮定値とした。

上記の手続きによって得られたコーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の仮定値は、出生3仮定の各バリエーションについて、それぞれ以下のとおりである。

（中位仮定）

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は昭和30（1955）年出生コーホートの24.9歳から平成2（1990）年出生コーホートの28.2歳を経て、平成17（2005）年出生コーホートで28.3歳に至り以後は変わらない。生涯未婚率は昭和30（1955）年出生コーホートの5.8%から平成2（1990）年出生コーホートの23.5%を経て、平成17（2005）年出生コーホートで23.6%に至り以後は変わらない。

（高位仮定）

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成2（1990）年出生コーホートの27.8歳まで進み、平成17（2005）年出生コーホートまでほぼ同水準で推移し以後は変わらない。生涯未婚率は平成2（1990）年出生コーホートの17.9%を経て、平成17（2005）年出生コーホートで17.1%に至り以後は変わらない。

(低位仮定)

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成2（1990）年出生コーホートの28.7歳を経て、平成17（2005）年出生コーホートで28.8歳に至り以後は変わらない。生涯未婚率は平成2（1990）年出生コーホートの27.0%まで進み、平成17（2005）年出生コーホートで27.4%に至り以後は変わらない。

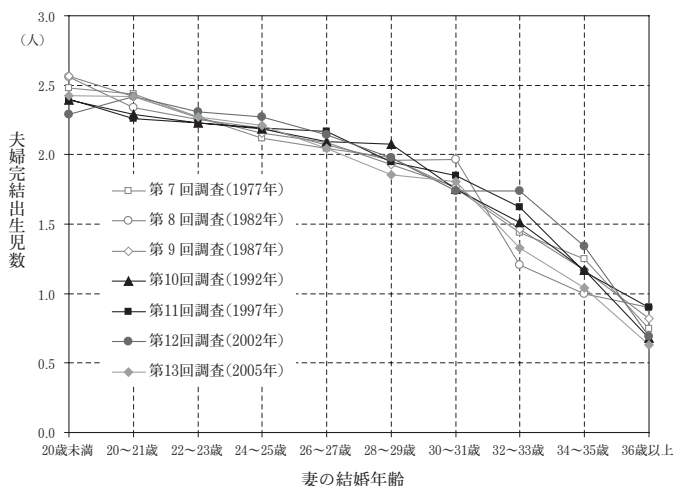
#### 4. 夫婦完結出生児数の仮定設定

夫婦完結出生児数とは、一般に夫婦が最終的に生んだ子ども数の平均値を指すが、本推計では初婚どうし夫婦における妻50歳時の平均出生子ども数として定義している。したがって、初婚どうし夫婦であっても離死別等で妻が50歳に至らなかった夫婦の経験は含まれていない。これらによる効果は、後述の離死別再婚効果として一括して取り扱われる。

夫婦完結出生児数は、夫、妻の結婚年齢によって異なる。とりわけ妻が若くして結婚した夫婦では完結出生児数は多く、逆に遅く結婚した夫婦では少ない。この関係は、出生動向基本調査から得られる初婚年齢別にみた妻40歳代の夫婦の平均出生子ども数（図6）から定量的に推定される<sup>7)</sup>。こうして定式化された妻の初婚年齢による夫婦完結出生児数の回帰モデル<sup>8)</sup>を用いると、前節において求めた将来コーホートの年齢別初婚率に対応する夫婦の平均完結出生児数を推計することができる。こうすることによって、いわゆる晩婚化などの結婚年齢分布変化にともなう構造的な夫婦出生力変化を求めることができる。

しかしながら、調査によれば近年夫婦の子どもの産み方には変化がみられ、とくに1960年生まれ以降の世代では、妻の初婚年齢から期待される完結出生児数に比べて、実測される完結出生児数の方が少なくなる傾向が見られる（図7）。60年代以降に生まれたコーホートはまだ出生過程の完結に至っていないが、途中経過を見るかぎり先行コーホートより水準が低下しており、完結出生児数にも影響が及ぶものと見られる。したがって、夫婦出生力の将来仮定値については、結婚年齢変化の構造的効果だけでなく結婚後の行動変化による出生力変化を捉える必要がある。

図6 妻の結婚年齢別、夫婦完結出生児数  
第7～13回出生動向基本調査

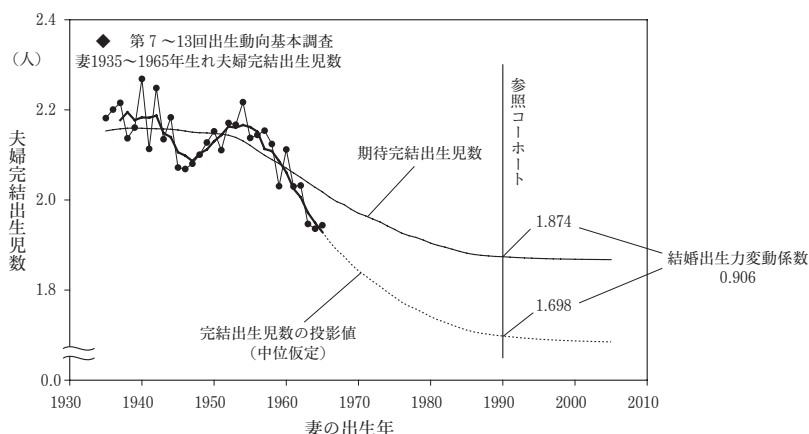


注：出生動向基本調査による初婚どうし夫婦を対象とする。ここで夫婦完結出生児数は妻40-49歳（第7回調査のみ40-44歳）の夫婦の平均出生子ども数を表す。

7) 実際には、妻の初婚年齢と出生順位ごとの出生頻度を求め、出生確率を推定している。

8) ロジスティック回帰モデルによる。本モデルについては、金子（2004）参照。

図7 妻の出生年別にみた夫婦完結出生児数の実測値、期待値および投影値



本推計においては、こうした結婚後の行動変化にともなう出生力変化を上述のように期待夫婦完結出生児数に対する係数で表現し、結婚出生力変動係数 $\kappa$ と呼んでいる。すなわち、夫婦完結出生児数は、期待夫婦完結出生児数と結婚出生力変動係数の積として表される。したがって、その将来仮定値はそれぞれの要素の投影の結果として求まる。

まず期待夫婦完結出生児数は、上記のモデルとあらかじめ推定された女性コーホートの初婚年齢分布（前節参照）を用いて投影を行う。これより参照コーホートの初婚年齢分布にもとづく期待夫婦完結出生児数  $CEB^*$  は、中位1.87人、高位1.91人、低位1.82人と推定された。

つぎに、結婚出生力変動係数 $\kappa$ の投影は、出生動向基本調査から求まる妻1935-65年生まれコーホートの夫婦出生順位別完結出生確率の推移に数理関数を当てはめることを行った。ただし、高位仮定については、参照コーホートにおいて従来<sup>9)</sup>の水準<sup>9)</sup>に戻るものと想定し、結婚出生力変動係数が参照コーホートにおいて1.0に復帰するものとした。中位仮定、低位仮定においては、妻1953-65年の実測値の趨勢を用い、指数関数を当てはめて、低下傾向が減衰する推移を中位仮定とし、参照コーホートに向かってほぼ直線的に低下する推移を低位仮定とした。その結果、参照コーホートにおける結婚出生力変動係数 $\kappa$ の値は、中位仮定で0.906、高位仮定では1.000、低位仮定で0.838となった。

以上の結果得られた将来の夫婦出生力に関する仮定値は、前節において記述した初婚年齢分布変化の3仮定のバリエーションに対応して、それぞれ以下のとおりとなった。

（中位仮定）

期待完結出生児数は、昭和30（1955）年出生コーホートの実績値2.12人から、中位として仮定された初婚年齢分布の変化によって順次低下し、参照コーホートである平成2（1990）年出生コーホートの1.87人に至り、平成17（2005）年出生コーホートまでほぼ同水準で推移するが、以降は1.87人で変わらない。一方、夫婦の出生行動の変化を示す結婚出生力変動係数は、妻昭和10（1935）～29（1954）年出生コーホートの夫婦を基準（1.0）

9) 本推計では、妻1935～54年生まれコーホートの水準。

として以後低下し、参照コーホートの0.906を経て、平成17（2005）年出生コーホートで0.902に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、昭和30（1955）年出生コーホートの実績値2.16人から、参照コーホートである平成2（1990）年出生コーホートの1.70人を経て、平成17（2005）年出生コーホートで1.69人まで低下し、以後は変わらない。

（高位仮定）

期待完結出生児数は、高位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.91人を経て、平成17（2005）年出生コーホートまでほぼ同水準で推移するが、以降は1.91人で変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻が昭和10（1935）～29（1954）年出生コーホートを基準（1.0）として以後一旦低下するが、参照コーホートまでに再び1.0に回復して以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.91人を経て、平成17（2005）年出生コーホートまでほぼ同水準を維持し、以後は1.91人で変わらない。

（低位仮定）

期待完結出生児数は、低位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.82人を経て、平成17（2005）年出生コーホートの1.81人まで低下し、以降は変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻昭和10（1935）～29（1954）年出生コーホートの夫婦を基準（1.0）として以後低下し、参照コーホートの0.838を経て、平成17（2005）年出生コーホートで0.825に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.52人を経て、平成17（2005）年出生コーホートの1.49人まで低下し、以後はで変わらない。

## 5. 離死別再婚効果の仮定設定

本将来人口推計では上記のように結婚行動と結婚後の夫婦出生行動に関する見通しから、将来の女性の出生率（合計特殊出生率）の仮定設定を行っている。その元となる結婚動向の実績は、人口動態統計から推定を行い、また夫婦出生力の実績は全国標本調査（出生動向基本調査）から測定を行っていることはすでに述べた通りである。ただし、後者において、離死別者の出生力については、直接推計に用いるのに十分な測定精度の得られるだけの標本数を確保することは難しく、離死別者（および再婚者）を含んだ既婚女性の出生力を得るためには、初婚どうし夫婦の出生力を基礎として、これに離死別再婚の効果を表す係数を乗じて推定することとしている。これが離死別再婚効果係数 $\delta$ （出生順位 $(n)$ 別には $\delta_n$ ）に他ならない。

これまでこの離死別再婚効果は比較的安定的ではあったが、本来は決して固定のものではなく、離死別再婚の動向によって左右されるべきものである。とりわけ1990年代以降、離婚の急速な増加が見られ、仮に初婚どうし夫婦の出生力が一定であったとしても、離死別再婚者を含んだ既婚女性の平均の出生力は低下が見込まれ、離死別再婚効果係数も今後変化して行くものと見るべきである。一方で、再生産年齢層（出生の起こり得る年齢層）

における死別は長期的に低下傾向にあり、近年係数に対する影響は比較的小さい（ただしこの動向は離別の動向とは異なる方向への影響を持つ）。

この離死別動向の出生力に対する影響の見通しを策定するにあたっては、言うまでもなく離婚行動の把握が必須であり、その指標として、また離別、死別者の出生力に関する諸指標の算定の基礎として、離別と死別等を分けたできるだけ詳細な人口統計の必要性が増している。これについては、2005年に実施された第13回出生動向基本調査において、夫婦調査では再婚者の、独身者調査では離別者、死別者の出生児数を調査しており、これら配偶関係の女性の出生力が把握されている。その結果によれば、離死別や再婚を経験した女性、また初婚であっても夫が再婚である女性では、初婚どうし夫婦のまま50歳を迎えた女性（妻）に比べると完結出生児数は低くなっている。たとえば、1955年生まれ女性の50歳時における配偶関係の経歴を分類し、各経歴についての構成比ならびに平均子ども数を測定した結果を表1に示した。

表1 1955年生まれ女性コーホートの50歳結婚経歴構成および平均出生児数

結婚経歴の種類（女性50歳時点）			女性構成比 1955年生まれ		平均 子ども数	初婚どうし 出生との比	
独 身	未 婚 ( <i>s</i> )		$\gamma$ (5.8%)		$C_s$ ( $\approx 0.00$ )	$R_s$ ( $\approx 0.00$ )	
	離 別 死 別	離 別 ( <i>d</i> )	$P_d$ (11.8%)	$P_{dw}$ (14.5%)	$C_{dw}$ (1.58)	$R_{dw}$ (0.76)	
		死 別 ( <i>w</i> )	$P_w$ (2.7%)				
有 配 偶	既 婚 者	初婚以外 夫婦 ( <i>r</i> )	離別後 ( <i>rd</i> )	$P_r$ (5.7%)	$C_r$ (1.86)	$R_r$ (0.90)	
			死別後 ( <i>rw</i> )				$P_{rw}$ (0.2%)
		妻初婚×夫再婚 ( <i>fr</i> )		$P_{fr}$ (5.1%)		$C_{fr}$ (1.90)	$R_{fr}$ (0.92)
		初婚どうし ( <i>ff</i> )		$P_{ff}$ (68.9%)		$C_{ff}$ (2.07)	$R_{ff}$ (1.00)

注：平均子ども数については、第13回出生動向基本調査（夫婦および独身者）における40～49歳の女性（1956～65年生まれ）についての集計から得た。各標本数は、未婚者264、死別／離別238、妻再婚124、妻初婚夫再婚223、初婚どうし2,610。

初婚どうし夫婦を基準とした場合の各配偶経歴の完結出生児数の比を  $R$  とし、表1のように分類すると、式(4)に用いた離死別再婚効果  $\delta$  は、

$$\delta = \frac{1}{1-\gamma} \{P_{ff} + P_{fr}R_{fr} + P_rR_r + P_{dw}R_{dw}\} \quad (7)$$

によって与えられる。

参照コーホートをはじめとする将来コーホートの離死別再婚効果係数を得るためには、当該コーホートの結婚経験者に占める50歳時離婚経験者割合の将来見通しが必要となる。これらは近年の離婚発生の実績に基づいて設定が行われた。その詳細については岩澤(2008)を参照されたい。その結果として、参照コーホート（1990年生まれの女性コーホート）に対して設定された離死別再婚効果係数  $\delta$  の値は、それぞれ中位仮定0.925、高位仮定0.938、低位仮定0.918である。

## 6. コーホート出生仮定値と将来年次の年齢別出生率

以上により、参照コーホートに対する出生仮定値の要素が揃ったことになる。表2には、コーホート合計特殊出生率と出生力要素の各指標の実績値（1955年生まれコーホート）と平成14年推計、平成18年推計の出生中位仮定における参照コーホート仮定値をまとめた。同表には、平成18年推計における各指標の今後の動向見通しに関する考え方も示されている。

表2 女性コーホート出生要素の仮定値（中位仮定）と動向に関する考え方

出生力要素 (指標)		実績値	平成14年推計 中位仮定値 参照コーホート =1985年生まれ	実績値から 参照コーホートに 至る動向の見通し	平成18年推計 中位仮定値 =1990年生まれ	(参考) 前假定義による 平成18年推計 中位仮定値
結婚 (女性)	結婚年齢 (平均初婚年齢)	24.9歳 (1955年生) 人口動態統計 (届出遅れ補正値)	27.8歳	上昇傾向が続く	28.2歳	(同定義)
	生涯未婚 (生涯未婚率)	5.8% (1955年生) 人口動態統計50歳 時累積初婚率	16.8%	平均初婚年齢の上昇にと もなう構造的な生涯未婚 の増加に加え、 <u>選択的な 生涯未婚傾向も進む(1)</u>	23.5%	20.4%
夫婦完結 出生力	晩婚化効果 の影響 (初婚年齢別 完結出生児数)	2.16人 (1953~57年生) 出生動向 基本調査	1.72人	晩婚化が進行し、平均初 婚年齢の上昇にともない 夫婦完結出生児数は以前 より <u>速いペースで減少す る(2)</u>	1.70人	1.57人
	晩婚化以外 の影響 (結婚出生係数)		1.67人	妻1960年代以降の出生コー ホートで、顕著な低下		
	離死別再婚効果 (離死別効果係数)	0.952 (1955年生) 出生動向・人口動 態・国勢調査	0.971 (一定)	離婚率の上昇傾向により コーホートの <u>平均子ども 数は低下する</u>	0.925	
コーホート 合計特殊出生率		1.96 (1955年生)	1.39	上記動向の結果、低下する	1.20	1.26

注：(1)平均初婚年齢の上昇にともなう構造的な生涯未婚の増加とは、晩婚化によって非意図的に生ずる結婚の逸失によるものである。一方、選択的な生涯未婚傾向とは、結婚以外のライフコース選択の増加にともなう生涯未婚の増加傾向である。

(2)結婚年齢が高くなるほど夫婦の完結出生児数は加速的に減少するため、結婚年齢の上昇幅が同じであっても、子ども数の減少幅は高い年齢においてより大きくなる傾向がある。

これらから算定式(7)を用いて参照コーホートの合計特殊出生率を算出すると、中位仮定では、1.20 (1.26)、高位仮定1.47 (1.55)、低位仮定1.02 (1.09)となる(カッコ内は日本国籍児を出生した外国人女性(日本人男性と結婚している場合など)を含む「人口動態統計」の定義に基づく合計特殊出生率の値である)。

これらの仮定に基づいて一般化対数ガンマ分布モデルによって各コーホートの(出生順位別)年齢別出生率が推計されれば、それを組み換えることによって将来の各年次の(出生順位別)年齢別出生率を算出することができる。ただし、ここで得られた仮定値は日本人女性に限定した出生率なので、総人口を推計するためには外国人女性を含んだ出生率が必要である。近年の実績によれば、日本人と外国人の年齢別出生率はともに変動しているが、その出生順位別のモーメント(合計特殊出生率、平均出生年齢ならびに出生年齢の標

準偏差)の間の関係は比較的安定しており、年齢別出生率は同調して変動していると思なすことができる。したがって、これらモーメント間の関係を一定とすることで、総人口の出生率を求めることができる<sup>10)</sup>、<sup>11)</sup>。なお、推計計算の過程において必要となる外国人女性から生ずる日本国籍児数については、その年齢別発生率を近年の実績を平均して用いた<sup>12)</sup>。

これらの出生率構成に対応する人口動態統計と同定義の出生率(外国人女性が生んだ日本国籍出生児も含めた出生率)は、日本人女性、外国人女性の人口構成に依存するため、人口推計の結果として算出されるものである。将来人口推計の出生率仮定について、こうした複数定義の出生率を扱うことは推計手法を著しく複雑なものとするが、人口の国際的交流が進展した人口状況を正確に再現するためには必須の仕組みである。

なお、推計時点における直近年次となる平成18(2006)年については、人口動態統計月報ならびに速報により年次途中までの出生の状況が把握できる<sup>13)</sup>。それらの動向によれば2006年は前年の急な出生低下の揺り戻し効果もあり、出生数、率ともに前年同時期を上回っており、年次変動が生ずることが見込まれた。したがって、本推計においてもこれを反映することとし、コーホート出生率法による仮定に対し2006年についてのみ補正を行った。

表3に、結果として得られた将来年次の合計特殊出生率の推移を出生仮定の別に示した(いずれも死亡中位仮定との組み合わせによる)。出生中位仮定に対応する合計特殊出生率は、平成17(2005)年の実績値1.26から平成18(2006)年に1.29となった後、平成25(2013)年の1.21まで穏やかに低下し、その後やや上昇に転じて平成42(2030)年の1.24を経て、平成67(2055)年には1.26へと推移する。

表3 それぞれの出生仮定に基づく将来年次の合計特殊出生率：2005～55年

出生仮定	指標種別	実績		将来値				
		平成17年 (2005年)	22年 (2010年)	32年 (2020年)	42年 (2030年)	52年 (2040年)	62年 (2050年)	67年 (2055年)
中位仮定	動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.218 (1.192)	1.229 (1.196)	1.238 (1.198)	1.252 (1.198)	1.260 (1.198)	1.264 (1.198)
	動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.328 (1.300)	1.478 (1.438)	1.526 (1.477)	1.537 (1.478)	1.543 (1.478)	1.546 (1.478)
低位仮定	動態統計定義 (日本人女性の率)	1.260 (1.240)	1.081 (1.057)	1.042 (1.014)	1.038 (1.003)	1.050 (0.999)	1.059 (0.999)	1.063 (0.999)

注：動態統計定義とは、人口動態統計における出生率定義にもとづく合計特殊出生率を示す。日本人女性の率とは日本人女性の出生に限定した出生率定義に基づく合計特殊出生率を示す。後者が将来人口推計の前提となる仮定値であるのに対し、前者による将来年次の出生率は人口推計の結果として求まり、死亡や国際人口移動等の影響を受ける。本表は、死亡中位仮定との組み合わせにより推計された結果を示す。ただし、死亡仮定の違いによる差はごくわずかであり、他の死亡仮定との組み合わせでも実質的に変わらない(2006～55年間の合計特殊出生率の死亡仮定による違い(絶対値)の最大値<0.00004)。

10) 1987～2005年について得られた日本人女性、外国人女性それぞれの年齢別出生率のモーメント間の関係は、数理関数(ロジスティック関数)によってモデル化した。

11) 手続きはすべて出生順位別出生率に対して適用され、その総計として出生率が求められた。

12) 日本人男性を父とする場合、外国人女性から日本国籍児数が生ずる。外国人女性の生んだ児のうち、この日本国籍児数の母の年齢別の割合は近年安定的に推移しているため、本推計では2000～05年実績値について年齢別に最大および最小値を除いた平均値を算出し、これを用いた。本稿付論2を参照のこと。

13) 推計時点において7月までの人口動態統計月別概数値による母の年齢別出生数、ならびに9月までの速報値による出生調査票作成枚数を得た。



同様に、高位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成17（2005）年の実績値1.26から平成18（2006）年に1.32となった後、平成42（2030）年に1.53を経て、平成67（2055）年には1.55へと推移する。低位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成17（2005）年の実績値1.26から平成18（2006）年に1.27となった後、平成38（2026）年に1.03台まで低下し、その後わずかに上昇を示して平成67（2055）年には1.06へと推移する。

おわりに

1960年代頃から顕著となった先進諸国における結婚・出生行動の質的、量的な変化は、人口置き換え水準以下の出生率を現出させ、これを恒常化させることとなった。この変化は脱工業化社会の人々の意識、生き方の歴史的な変容過程にともなうものとされ、「第二の人口転換」と呼ばれている。わが国においても、1970年代半ば以降、ほぼ同様の結婚、出生変動を経験しており、90年代以降はこうした出生率低下とこれに付随する社会現象は「少子化」と呼ばれ、周知のとおり社会問題として捉えられるようになっていく。

こうした恒常的な低出生率の状態は、人口減少を促し、人口高齢化を著しく促進するため、今後の社会経済に与える影響は大きく、また家族形成や就業などに関する個人のライフコースのあり方をも大きく変えることとなる。こうした結婚・出生の変化は、冒頭に記したとおり人々の行動選択に依存して決まり、それはまた社会経済情勢に敏感に呼応し、相乗して展開するものであるから、現在進行する「第二の人口転換」あるいは「少子化」と呼ばれる現象も、その原因、結果の両方において社会システム全体の歴史的展開の一側面として見るべきものであろう。したがって、将来人口推計が依拠すべき出生率の長期見通しの策定については、それは結婚や出生の現象のみの分析から得られるものではなく、歴史そのものを見通す作業といっても過言ではない。

一方で、まさにそうした急速な人口動態変動が、社会経済の変化を先導するがゆえに、将来の人口見通しに対する社会的要請の高まりはかつてないものとなっており、将来人口推計は、人口動態の変動時代特有のジレンマに陥っている。

こうした中、平成18年12月推計においては、出生現象の年齢変化における法則性とコーホート変化の連続性・安定性を拠り所とし、結婚・離婚、夫婦の出生行動等に関する実績データの集積ならびに趨勢分析によって対処がなされた。基本的な枠組みは従来のあり方を踏襲しながらも、いくつかの重要な改良が行われた。

まず、データの精度を上げるため詳細分析を日本人女性の出生行動に限定し、わずかであっても攪乱をもたらしていた外国人女性の日本国籍児出生との混合を分離した。これによって出生率データの行動指標としての精度が向上しただけではなく、人口推計全体に国籍別人口構成による変動の整合性がもたらされた。また、これまで固定値として与えていた出生に対する離死別再婚効果について、近年の離婚動向の変動幅の増大を踏まえて、その動向に連動する変数として導出を行い、離婚動向を反映するものとして再定義を行った。

これら二つのモデル構造の改良は、国際化の進展と配偶関係の多様化が進行すると考えられる今後においていずれも重要な役割を果たすと期待されるものである。その他、累積出生関数における経験補正関数の全面改定や結婚出生力変動係数の推定におけるロジスティック帰帰モデルの適用など、ほぼすべての出生力要素に渡って精度向上や理論的整備のための改良が行われたことになる。

しかしながら、これらの改良によって、上述の将来人口推計のジレンマが解消されたわけではない。出生率の長期動向に対する指針の喪失と人口推計の社会的責務の増大は、個々になされた方法論的整備を超えた困難な事態であり、ひとり人口研究分野によって解消されるものとは思われない。人々の行動、ライフコースの定量化に長けた人口学の方法論を中心としながらも、社会経済システム全般との連動や相互作用を包括し、人口転換理論の発展としての歴史過程を記述する理論の構築が望まれるところである。

## 文献

- 岩澤美帆 (2008) 「初婚・離婚の動向と出生率への影響」『人口問題研究』第64巻第4号, pp.19-34.
- 金子隆一 (1993) 「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻第1号, pp.17-38.
- 金子隆一 (2004) 「少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化の測定」『人口問題研究』第60巻第1号, pp.4-35.
- 金子隆一・三田房美 (2008) 「将来人口推計の基本的性質と手法的枠組みについて」『人口問題研究』第64巻第3号, pp.3-27.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2007) 「日本の将来推計人口—平成18年12月推計—」厚生統計協会.
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2008) 「日本の将来推計人口—平成18年12月推計の解説および参考推計(条件付推計)—」厚生統計協会.
- 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>
- Lutz, W., V. Skirbekk, and M. R. Testa (2006) "The low-fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe." *Vienna Yearbook of Population Research* 2006: 167-192.
- Lesthaeghe, R. and D. Van de Kaa (1986) "Twee demografische transitie?" In R. Lesthaeghe and D. Van de Kaa (eds.) *Bevolking: Groei en Krimp*. Deventer, Van Loghum Slaterus, pp.9-24.
- Lesthaeghe, R (1995) "The second demographic transition in Western countries: An interpretation." In K. O. Mason and A. M. Jensen (eds.) *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. Oxford, Clarendon, pp.17-62.
- Van de Kaa, D. J (1987) "Europe's Second Demographic Transition." *Population Bulletin* 42(1). Washington, DC: Population Reference Bureau.

付論 1 年齢別出生率モデルに関する各種数式, および補正值表

ここでは, 推計に用いられた年齢別出生率のモデルに関する数式をまとめておく.

(1) 一般化対数ガンマ分布関数

$$G(x; \theta_n)$$

パラメータ

$$\theta = (\lambda, u, b)$$

$$g(x; \theta) = \frac{|\lambda|}{b\Gamma(\lambda^{-2})} (\lambda^{-2})^{\lambda^{-2}} \exp \left[ \lambda^{-1} \left( \frac{x-u}{b} \right) - \lambda^{-2} \exp \left\{ \lambda \left( \frac{x-u}{b} \right) \right\} \right]$$

$$G(x; \theta) = 1 - I \left\{ \lambda^{-2}, \lambda^{-2} \exp \left( \lambda \frac{x-u}{b} \right) \right\}$$

I は不完全ガンマ分布関数

(2) 累積出生率関数

第  $n$  子累積出生率関数 ( $n=0$  は初婚を表す. 以下同様.)

$$F_n(x; C_n, \theta_n)$$

$$F_n(x; C_n, \theta_n) = C_n G(x; \theta_n)$$

(3) 累積出生率関数の経験補正

経験補正後, 第  $n$  子累積出生率関数

$$\hat{F}_n(x; C_n, \theta_n) = C_n \left\{ G(x; \theta_n) + \phi_n \hat{\xi}_n \left( \frac{x_n - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

$$\theta_n = (\lambda_n, u_n, b_n)$$

※  $\phi$  は補正強度を表すパラメータ. 通常は 1 に固定する.

(3-1) 経験補正関数

$$\hat{\xi}_n(z) = F_n(u_n + b_n z) / F_n(\beta) - G(u_n + b_n z; \lambda_n, u_n, b_n)$$

※  $z = (x - u) / b, (x = 15, 16 \dots, 49)$  における  $\xi$  を求めて, 補間によって  $z$  の表を作成する.

(3-2) 婚前妊娠出生による年齢パターン補正

経験補正関数は, 以下のように分解される

$$\hat{\xi}_n(z) = \hat{\xi}_n^*(z) + \rho \hat{\xi}_n^P(z)$$

ここで  $\hat{\xi}_n^P$  は婚前妊娠出生による年齢パターン変化の経験補正值

一方,  $\hat{\xi}_n^*$  はこれを除いた経験補正值

※  $\rho$  は補正強度を表すパラメータであり, 可変とする.

(基準コーホート (1935-55年生れ) で 1 とする)

※ 第 1 子についてのみ適用する.

経験補正関数(3-1)および(3-2)は, 付表 1 ならびに参考図に示す.

- (4) 累積出生率関数 (出生順位 ( $n$ ) 合計,  $L$  は最終出生順位)

$$\hat{F}(x) = \sum_{n=1}^L \hat{F}_n(x; C_n, \theta_n)$$

- (5) 年齢別出生率

第  $n$  子年齢別出生率 (満年齢  $a$  歳)

$$f_{n,a} = F_n(a+1) - F_n(a)$$

年齢別出生率 (満年齢  $a$  歳)

$$f_a = \sum_{n=1}^L f_{n,a}$$

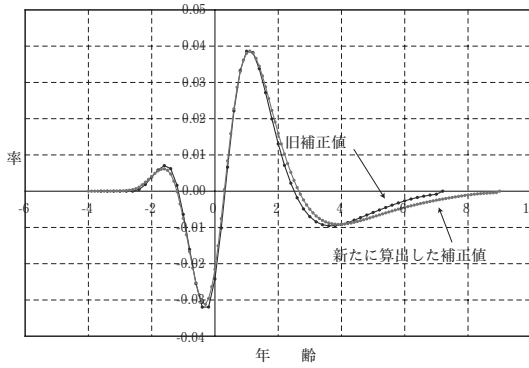
付表1 累積初婚率関数, 累積出生率関数の経験補正関数(婚前妊娠補正): 日本人女性出生率

標準化年齢 (z)	初婚	出生順位 (n)				婚前妊娠 1子のみ	標準化年齢 (z)	初婚	出生順位 (n)				婚前妊娠 1子のみ	
		1	2	3	4+	1子のみ			1	2	3	4+	1子のみ	
-4.0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000								
-3.9	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	2.6	0.00098	-0.00533	-0.00450	-0.00241	0.00051	-0.00027	
-3.8	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000	2.7	-0.00082	-0.00611	-0.00447	-0.00234	0.00085	-0.00020	
-3.7	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00001	-0.00001	2.8	-0.00242	-0.00670	-0.00435	-0.00221	0.00111	-0.00015	
-3.6	0.00000	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00001	-0.00001	2.9	-0.00380	-0.00711	-0.00416	-0.00203	0.00130	-0.00012	
-3.5	0.00001	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00002	-0.00001	3.0	-0.00498	-0.00737	-0.00393	-0.00183	0.00141	-0.00009	
-3.4	0.00001	0.00001	0.00002	0.00001	-0.00003	-0.00002	3.1	-0.00599	-0.00749	-0.00366	-0.00161	0.00145	-0.00007	
-3.3	0.00002	0.00001	0.00003	0.00001	-0.00005	-0.00003	3.2	-0.00683	-0.00750	-0.00337	-0.00140	0.00142	-0.00005	
-3.2	0.00003	0.00002	0.00004	0.00002	-0.00007	-0.00004	3.3	-0.00751	-0.00740	-0.00307	-0.00120	0.00135	-0.00004	
-3.1	0.00004	0.00003	0.00006	0.00004	-0.00011	-0.00006	3.4	-0.00805	-0.00723	-0.00277	-0.00102	0.00125	-0.00003	
-3.0	0.00007	0.00004	0.00009	0.00008	-0.00016	-0.00008	3.5	-0.00846	-0.00700	-0.00246	-0.00085	0.00112	-0.00002	
-2.9	0.00011	0.00007	0.00014	0.00014	-0.00019	-0.00011	3.6	-0.00877	-0.00671	-0.00216	-0.00070	0.00098	-0.00002	
-2.8	0.00017	0.00012	0.00022	0.00026	-0.00020	-0.00016	3.7	-0.00898	-0.00638	-0.00186	-0.00057	0.00083	-0.00001	
-2.7	0.00027	0.00020	0.00034	0.00043	-0.00018	-0.00022	3.8	-0.00911	-0.00602	-0.00159	-0.00046	0.00069	-0.00001	
-2.6	0.00043	0.00034	0.00050	0.00065	-0.00016	-0.00032	3.9	-0.00916	-0.00564	-0.00133	-0.00036	0.00056	-0.00001	
-2.5	0.00069	0.00055	0.00073	0.00091	-0.00011	-0.00045	4.0	-0.00915	-0.00523	-0.00110	-0.00028	0.00044	-0.00001	
-2.4	0.00110	0.00084	0.00102	0.00120	-0.00007	-0.00069	4.1	-0.00907	-0.00481	-0.00089	-0.00021	0.00035	-0.00000	
-2.3	0.00176	0.00121	0.00140	0.00150	-0.00004	-0.00100	4.2	-0.00895	-0.00440	-0.00071	-0.00016	0.00027	-0.00000	
-2.2	0.00249	0.00169	0.00185	0.00179	-0.00002	-0.00136	4.3	-0.00879	-0.00399	-0.00056	-0.00012	0.00021	-0.00000	
-2.1	0.00326	0.00228	0.00230	0.00206	-0.00000	-0.00171	4.4	-0.00859	-0.00360	-0.00043	-0.00009	0.00017	-0.00000	
-2.0	0.00408	0.00289	0.00270	0.00226	0.00003	-0.00203	4.5	-0.00837	-0.00323	-0.00033	-0.00007	0.00013	-0.00000	
-1.9	0.00490	0.00346	0.00298	0.00235	0.00005	-0.00231	4.6	-0.00814	-0.00288	-0.00023	-0.00006	0.00010	-0.00000	
-1.8	0.00559	0.00395	0.00307	0.00229	-0.00002	-0.00254	4.7	-0.00789	-0.00255	-0.00016	-0.00004	0.00008	-0.00000	
-1.7	0.00603	0.00423	0.00288	0.00205	-0.00013	-0.00254	4.8	-0.00763	-0.00225	-0.00009	-0.00003	0.00006	-0.00000	
-1.6	0.00614	0.00420	0.00233	0.00158	-0.00022	-0.00209	4.9	-0.00736	-0.00196	-0.00005	-0.00002	0.00005	-0.00000	
-1.5	0.00575	0.00369	0.00148	0.00083	-0.00028	-0.00132	5.0	-0.00709	-0.00170	-0.00001	-0.00002	0.00004	-0.00000	
-1.4	0.00473	0.00261	0.00029	-0.00023	-0.00041	-0.00026	5.1	-0.00682	-0.00145	0.00001	-0.00001	0.00003	-0.00000	
-1.3	0.00276	0.00105	-0.00126	-0.00155	-0.00062	0.00151	5.2	-0.00654	-0.00123	0.00003	-0.00001	0.00002	-0.00000	
-1.2	-0.00008	-0.00104	-0.00301	-0.00298	-0.00084	0.00357	5.3	-0.00628	-0.00102	0.00004	-0.00001	0.00002	-0.00000	
-1.1	-0.00352	-0.00385	-0.00486	-0.00443	-0.00092	0.00551	5.4	-0.00601	-0.00085	0.00005	-0.00001	0.00002	-0.00000	
-1.0	-0.00749	-0.00700	-0.00669	-0.00575	-0.00088	0.00689	5.5	-0.00574	-0.00069	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	
-0.9	-0.01201	-0.01026	-0.00843	-0.00687	-0.00080	0.00743	5.6	-0.00548	-0.00056	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	
-0.8	-0.01670	-0.01349	-0.01003	-0.00768	-0.00066	0.00742	5.7	-0.00522	-0.00044	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	
-0.7	-0.02121	-0.01640	-0.01141	-0.00811	-0.00038	0.00683	5.8	-0.00497	-0.00035	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000	
-0.6	-0.02527	-0.01869	-0.01232	-0.00816	0.00012	0.00627	5.9	-0.00472	-0.00026	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000	
-0.5	-0.02853	-0.02003	-0.01258	-0.00780	0.00085	0.00557	6.0	-0.00449	-0.00019	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000	
-0.4	-0.03066	-0.01993	-0.01196	-0.00698	0.00162	0.00478	6.1	-0.00427	-0.00014	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000	
-0.3	-0.03120	-0.01877	-0.01052	-0.00577	0.00229	0.00392	6.2	-0.00405	-0.00011	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000	
-0.2	-0.02960	-0.01654	-0.00847	-0.00419	0.00272	0.00302	6.3	-0.00383	-0.00008	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000	
-0.1	-0.02635	-0.01312	-0.00587	-0.00230	0.00299	0.00210	6.4	-0.00363	-0.00006	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.0	-0.02157	-0.00882	-0.00285	-0.00026	0.00302	0.00119	6.5	-0.00342	-0.00004	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.1	-0.01508	-0.00400	0.00036	0.00179	0.00300	0.00030	6.6	-0.00323	-0.00003	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.2	-0.00756	0.00118	0.00356	0.00364	0.00296	-0.00035	6.7	-0.00304	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.3	0.00042	0.00634	0.00654	0.00506	0.00295	-0.00085	6.8	-0.00285	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.4	0.00836	0.01126	0.00921	0.00608	0.00297	-0.00131	6.9	-0.00267	-0.00001	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.5	0.01585	0.01561	0.01150	0.00670	0.00281	-0.00173	7.0	-0.00250	-0.00001	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.6	0.02271	0.01902	0.01324	0.00712	0.00228	-0.00209	7.1	-0.00234	-0.00001	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.7	0.02864	0.02158	0.01434	0.00736	0.00138	-0.00240	7.2	-0.00218	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.8	0.03303	0.02328	0.01481	0.00735	0.00036	-0.00266	7.3	-0.00203	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
0.9	0.03615	0.02402	0.01469	0.00719	-0.00070	-0.00285	7.4	-0.00188	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
1.0	0.03805	0.02388	0.01397	0.00683	-0.00164	-0.00298	7.5	-0.00173	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
1.1	0.03865	0.02306	0.01277	0.00627	-0.00246	-0.00306	7.6	-0.00158	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
1.2	0.03808	0.02167	0.01118	0.00557	-0.00315	-0.00307	7.7	-0.00144	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
1.3	0.03662	0.01981	0.00933	0.00473	-0.00377	-0.00303	7.8	-0.00131	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
1.4	0.03446	0.01763	0.00738	0.00381	-0.00419	-0.00294	7.9	-0.00118	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
1.5	0.03179	0.01524	0.00544	0.00281	-0.00433	-0.00280	8.0	-0.00106	-0.00000	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	
1.6	0.02877	0.01280	0.00363	0.00183	-0.00420	-0.00260	8.1	-0.00095	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
1.7	0.02554	0.01039	0.00200	0.00094	-0.00390	-0.00237	8.2	-0.00085	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
1.8	0.02228	0.00802	0.00054	0.00012	-0.00351	-0.00210	8.3	-0.00076	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
1.9	0.01909	0.00576	-0.00072	-0.00059	-0.00303	-0.00179	8.4	-0.00068	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
2.0	0.01597	0.00366	-0.00177	-0.00120	-0.00247	-0.00146	8.5	-0.00061	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
2.1	0.01300	0.00169	-0.00266	-0.00167	-0.00189	-0.00110	8.6	-0.00055	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
2.2	0.01023	-0.00011	-0.00336	-0.00201	-0.00135	-0.00083	8.7	-0.00049	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
2.3	0.00763	-0.00172	-0.00388	-0.00222	-0.00087	-0.00063	8.8	-0.00044	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
2.4	0.00522	-0.00313	-0.00423	-0.00235	-0.00039	-0.00047	8.9	-0.00039	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
2.5	0.00300	-0.00434	-0.00443	-0.00241	0.00009	-0.00036	9.0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	

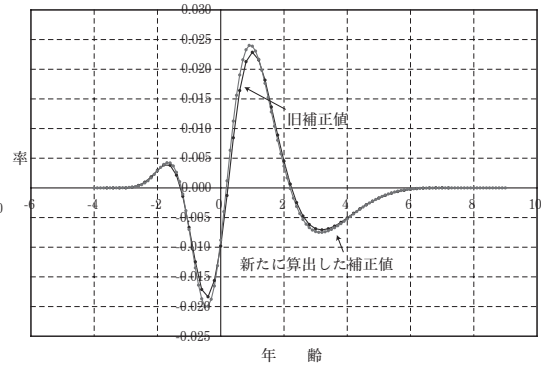
注: 付論1(3)における $\hat{\epsilon}_n(z)$ を示す(zは, 標準化年齢).

参考図1 初婚関数，出生順位別累積出生関数の経験補正関数，および婚前妊娠補正

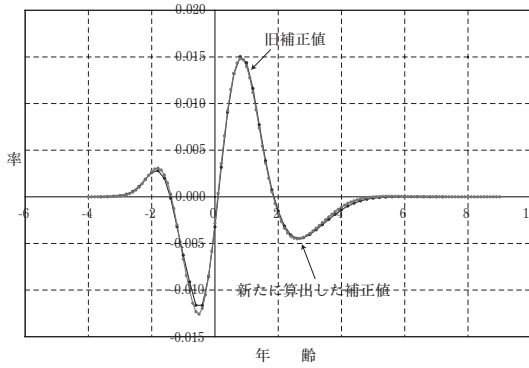
(1) 初婚



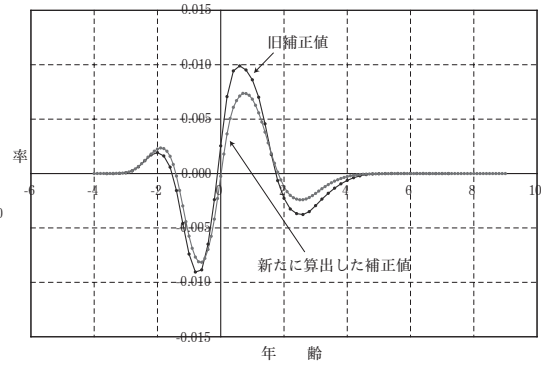
(2) 第1子



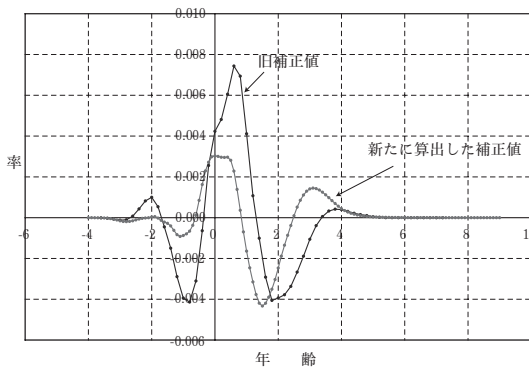
(3) 第2子



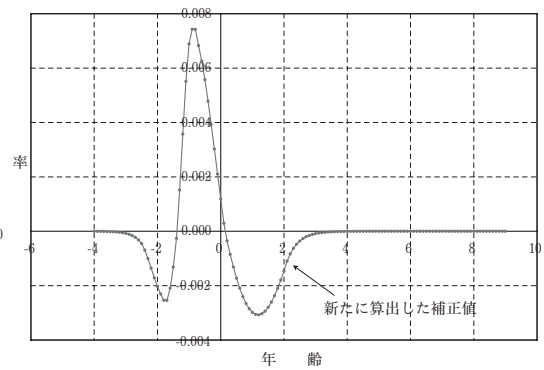
(4) 第3子



(5) 第4子以上



(6) 婚前妊娠補正



注：新たに算出した補正值（付表1）を，従来の補正関数と比較した。初婚，第1子，第2子については，ほぼ一致。第3子，第4子については変動の小さい方が新たな算出値。婚前妊娠補正については，今回初めて算出したもの。

付論 2 日本人出生数、外国人出生数の算出

将来における国籍別（日本人、外国人の別）の出生率の算出に際しては、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）の割合について仮定が必要となる。この設定については、以下の方法によった<sup>14)</sup>。

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  $t$  において、年齢  $x$  の日本人女性から生じた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（ただし分母は年央人口とする）

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)の手続きにより、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、ならびに合計特殊出生率を求めた。ただし、手続き(1)、(2)は、出生順位別に行ない、結果として出生順位合計の出生率を求める。

(1) コーホート別投影手法により日本人女性出生率の将来出生率  $f_j(x,t)$  を求める

これは本文に説明した日本人女性出生率の投影に他ならない。

(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、 $f_j^*(x), f_F^*(x)$  と表す。この標準年齢パターンのモーメントを  $\alpha^*, \beta^*$ 、および  $\gamma^*$  などと表し、日本人の将来年次  $t$  の出生率  $f_j(x,t)$  のモーメントの標準からの変化を、 $\Delta\alpha_{j,t} = \alpha_{j,t} - \alpha_j^*, \nabla\beta_{j,t} = \frac{\beta_{j,t}}{\beta_j^*}$ ,

$\nabla\gamma_{j,t} = \frac{\gamma_{j,t}}{\gamma_j^*}$  とする。これらの変化と同様の変化が外国人出生率にも生ずるものとする、

外国人出生率  $f_F(x,t)$  は、

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

と表される。

14) 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児の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（日本国籍を有する）。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。

(3) 日本人出生数  $B_J(x)$ , 外国人出生数  $B_F(t)$  を求める.

手続き(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  $\bar{P}_J(x,t)$  の年齢  $x$  に関する積和により, 日本人女性より生ずる出生数を求める. これは日本人出生数, すなわち日本国籍を有する出生児の数の内の大部分を占めるが, すべてではない. 次に手続き(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  $\bar{P}_F(x,t)$  の年齢  $x$  に関する積和により, 外国人女性より生ずる出生数を求める. これには, 日本人出生児と外国人出生児が含まれている. この外国人女性の出生児総数に日本国籍児の割合  $c_J(x)$  (年次によって変わらず一定と仮定する) を用いて, 日本人出生数と外国人出生数を求め, 下記の式により, 総人口に生じた日本人出生数  $B_J(t)$  と外国人出生数  $B_F(t)$  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, 安定したパターンを示している(参考図2(a)の黒点). 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).

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

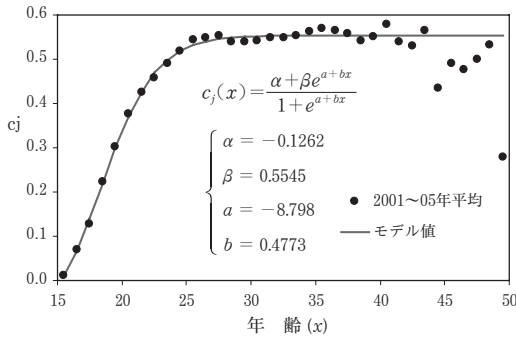
(または, 直近10年間に対して,  $c_J(x) = \frac{\alpha}{1 + e^{a+bx}}, \alpha = 0.544, a = 12.425, b = -0.646$ )

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ため, 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年の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(参考図2(b), ならびに付表2).

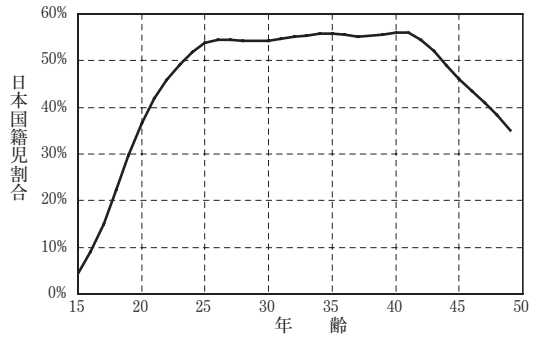


参考図2 外国人出生数における日本人出生児割合：モデル値と年齢別平均値

(a) 2001～05年



(b) 2000～05年平均パターン



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）。

付表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

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		

(2) H18年12月推計値\*

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。

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.

# On the Methodological Framework for Making Fertility Assumptions in the Population Projections for Japan, 2006

Ryuichi KANEKO

In this paper, I discuss the methodological framework for making fertility assumptions in the National Population Projections for Japan released by the National Institute of Population and Social Security Research in 2006. In the current situation of fertility decline below replacement commonly witnessed in post-industrial nations, population projection is confronted by difficulty that is two folds. One is increasing demand for accurate and multilateral visions such aspects of the changing society as pace of depopulation and the extent of population aging; shifts which virtually affect every corner of the society. The other side of the difficulty is the loss of the population replacement level as a guide of future fertility trends which had been long employed in most national population projections including Japan, following decades of below-replacement fertility in most of those societies. In the face of this a dilemma, the only strategy that can be scientifically justified in setting fertility assumption is to employ demographic models that best describe the reproductive life courses of the past cohorts precise data, and let them indicate the future direction of fertility. In this connection, some important enhancements are introduced in the latest population projections. First, fertility is measured and projected by nationality (Japanese and non-Japanese) to communicate with structural change in over all fertility in Japan. Second, the effects of divorce and remarriage on fertility is carefully measured and projected rather than being fixed in value as were in previous projections. These advanced designs are developed so as to cope with increasing international migration and diverging life courses by marital status in Japan, which are expected. With the generalized log-gamma model with empirical adjustments that are revised for age specific first marriage rates and fertility rates by birth order, and employment of the logistic regression model for marital fertility by age at first marriage, we establish the new framework of making fertility assumptions for the next stage of the society.