

特集Ⅱ：全国将来人口推計とその応用に関する研究（その2）

分母人口を限定した出生力指標から見る
2005年以降の期間合計出生率反転の構造

岩澤美帆・金子隆一

出生力を表す指標としては、母の年齢別出生数に対し、年齢別の全女子人口を分母人口とした年齢別出生率が参照されることが多い。しかし分母人口を限定することにより、これ以外にも様々な出生力指標を算出することができる。上記の「出生率」（発生率）のほか、当該出生順位の出生を経験していない女性にリスク人口を限定した「未経験者生起率」、あるいは、直前順位の出生を経験しているが、当該出生順位の出生を経験していない、既往出生児数別の女性を分母とした「パリティ生起率」、その他、年齢ではなく、直前の出生からの経過時間別人口を分母にした「経過時間別生起率」などがある。分母人口を限定した出生率は、生命表の手法を用いることで、出生力表合計出生率、パリティ出生力表合計出生率、パリティ拡大率合計出生率といった期間の生涯指標に換算することができ、その値は指標に関わる世代の出生タイミングに規定されるリスク人口の影響を受け、異なる値と傾向を示す。

本研究では、通常の年齢別出生率とその生涯指標である期間合計（特殊）出生率と同時に、未経験者生起率やパリティ生起率に基づく出生力指標の変化を観察することで、近年の出生力変動の解釈を試みた。また、未経験者生起率を固定した仮想的な出生率と実績値を比較することにより、通常の期間合計出生率に内包されているテンポ効果による変化量の把握を試みた。

2005年までは、過去の出生先送りにより、未経験者人口の増加というプラス要因があったにもかかわらず、それを上回る未経験者生起率の低下が起り、結果的に合計出生率が低下し続けたことがわかった。一方2005年以降については、上昇分の約半分は未経験者人口の増加で説明ができるものの、残りの半分は未経験者生起率自体の上昇が寄与していることがわかった。さらに、年齢層別の分析によれば、未経験者生起率による上昇分は主に30代以上の貢献で説明される。なお、2010年時点で出生先送りによる未経験者人口の増加効果がほぼ消滅しているため、今後の合計出生率の上昇は、未経験者生起率の上昇という実質的な行動変化にのみ依存すると見られる。

I はじめに

出生の発生は、その出生のリスクを有する同質な人口の規模（暴露）とそのリスク人口からの生起強度（ハザード）に規定されると考えることができる。しかし、どのような集団を同質なリスク人口と見なすべきかは一意に決まるものではなく、状況や分析の目的によって様々な指標を算出することが有効であると考えられている（Rallu and Toulemon 1994）。出生力の動向として通常参照される全女子人口を分母とした年齢別出生率は、ある意味で、分母人口が同質ではない。そのために、時として、生涯出生力指標（生涯に生

む平均子ども数に相当)である期間合計(特殊)出生率は、テンポ効果を含む歪みを持つことが知られている。例えば、第1子出生のリスク人口は、第1子を産んでいない女子人口であるとの考え方を採用すれば、期間合計出生率の変動には、第1子出生未経験者からの生起率の変化と、第1子出生未経験者の人口規模という過去の経験に依存する要素の影響との両方を含んでいることになる。本研究は、2005年を底に低下傾向が反転した日本における期間合計(特殊)出生率がどのような構造および行動変化を反映したものであるかを理解するために、年次別、年齢別、出生順位別に、当該事象の未経験者にリスク人口を限定した未経験者生起率と、さらに既往出生児数(パリティ)別にリスク人口を限定したパリティ生起率を計算し、それらに基づく生涯指標(合計出生率)の動向を観察する。さらに、ある時点以降、未経験者生起率を固定し、未経験者人口の規模のみを変動要因とした反実仮想的な期間合計出生率を算出することによって、発生率に基づく現実の期間合計出生率反転の構造を明らかにする。

II 背景

出生力是一个の指標で表現することが難しく、多様な指標を総合的に解釈すべきことが人口学者によって主張されてきた(河野・石川 1985, Rallu and Toulemon 1994)。とりわけ世代ごとにタイミング変化(出産の若年化や先送り)が起きているときの、いわゆる期間合計(特殊)出生率の解釈および将来見通しは困難となる。出生は、最終的な子ども数といった量的な要素(カンタム)と、いつ、どのような間隔で産むかというタイミングに関わる要素(テンポ)で決定されるという考え方に従えば、モデルによって期間合計出生率変動に含まれるテンポ効果のある程度表現することが可能になる。これまでも期間合計出生率変動に含まれるテンポ効果抽出に関する数多くの議論がなされてきた(Ryder 1964, 河野・石川 1985, Keilman 1994, Kohler and Philipov 2001, Bongaarts and Feeney 1998, Kohler and Ortega 2002, 金子 2004, Suzuki 2007, Inaba 2007)。さらに、2005年以降、日本の合計出生率は反転傾向を示しており、その解釈を提示することが人口学的な課題となっている。日本を含む期間合計出生率が1.3を下回るような超低出生力を経験した欧州地域では1990年代後半以降、同様に反転を示しており、多くの場合、先送りされていた出生が30代以上といった高年齢で生み戻されることによるテンポ効果の消滅と解釈されている(Goldstein et al. 2009, Bongaarts and Sobotka 2012)。一方、日本については、少なくとも2008年までの変化についてタイミング効果だけでは説明がつかない上昇であることが金子によって指摘されている(Kaneko 2009, 金子 2010)。その他、先進国における反転期は子育て支援政策の充実期や国際人口移動の拡大期とも重なっており、環境の変化による実質的な行動変化が起こっている可能性も指摘されている(Goldstein et al. 2009)。

テンポ効果については、近年では、BongaartsとFeeneyによる平均出生年齢の変化を用いた簡便な調整出生率(Bongaarts and Feeney 1998, 2003, 2006)の利用が多く見ら

れるが、モデルが有効であるためには年齢分布の変化について強力な前提を満たさなければならない、パリティ構造の影響を受けるといった弱点がある (Kohler and Ortega 2002, van Imhoff and Keilman 2000, Ní Bhrolcháin 2011). そこで本研究では、出生率指標の分母人口を限定し、生命表を活用した手法によって、近年の期間合計出生率の変動におけるテンポ効果の影響を抽出することを試みた。こうした試みは、人口学分野ではすでに1950年代から行われており、日本についても国勢調査や標本調査を用い、年齢別の指標については河野 (1964), 河野・石川 (1985), Yamaguchi and Beppu (2004), Suzuki (2007) において、前子からの経過期間 (出生間隔) 別の指標については、小林 (1970), Feeney (1986), 伊藤 (1986), Ogawa and Retherford (1993), Retherford and Ogawa (2006) 等で計算されてきた。今回は精度の高い人口動態統計のデータを用い、近年の合計出生率回復期を含んだ期間について計算することでこれらの研究成果をフォローアップしたい。

出生力指標におけるリスク人口の限定方法はいくつか考えられるが、今回は年齢別指標が得られることを優先し、初婚や出生順位別出生などの当該事象の未経験者に限定したものの (未経験者生起率) と、初婚や出生順位別出生を順番に生起する事象とみなし、直前の事象は経験したが当該事象を経験していない既往出生児数別の女子人口 (パリティ) に限定したものの (パリティ生起率) に着目する。これらの年齢別生起率も、通常の年齢別出生率と同様、当該年の仮設コーホートに当てはめ、生涯指標に換算、すなわち合計出生率を算出することが可能である。ただし、年齢別出生率の合計値が合計 (特殊) 出生率になるのとは異なり、未経験者生起率とパリティ生起率を用いる場合は、初婚、出生順位別出生を事象とした生命表 (初婚表、出生力表、多相出生力表) によって生涯指標を得る必要がある。これらの合計出生率は年齢別出生率を用いた合計出生率とは異なり、前年以前の状況に起因するリスク人口の変動の影響を受けにくいため、当該年の出生の起こりやすさを評価するのにより望ましいと考えられる。なお、日本については、未経験者生起率に基づく合計出生率は Yamaguchi と Beppu (2004) により、パリティ生起率にも基づく合計出生率は Chiang (1984) の方法に従い河野と石川 (1985), Suzuki (2007) によって計算されているが、今回は、初婚も含め、2011年までの動向を観察する。また、本研究における分母人口を限定した生涯出生力指標においては、通常の合計 (特殊) 出生率と同様、女性の死亡過程は考慮しない。

さらに、年齢別出生率は、年齢別未経験者生起率と年齢別未経験者人口の関数として表すことができる。このモデルを用いて、ある時点以降、年齢別未経験者生起率を固定した場合に得られる仮想的な合計出生率を求める。この指標の変動は、未経験者人口の変化といった構造的要因のみで変動すると考えられるので、これを実際の合計出生率と比較すれば、その差こそが、生起率の変化が寄与した部分であると解釈することができる。さらに未経験者生起率による効果を年齢層別に観察することで、変化に寄与した年齢層を特定することができる。もし、若年齢での上昇が顕著ならば、社会経済状況の好転を示唆する一方で、高年齢での上昇のみならば、先送りに呼応した駆け込み行動と解釈できよう。今般

の期間合計出生率上昇に未経験者生起率の上昇といった実質的な出生力の上昇がどの程度含まれているのかを明らかにすることは、今後の見通しの議論に役立つと思われる。

III データ

本研究では出生のみならず、出生の重要な近接要因である初婚の動向についても分析する。従って、人口動態統計による初婚数、出生数を分子とし、国勢調査人口に基づく生存延べ年数をリスク人口（暴露）とした、届出遅れを補正した年齢別初婚率、出生順位別年齢別出生率を用いる。初婚率については、日本人女性の初婚に限定した初婚率を、出生率については、母日本人に限定した日本人出生率を用いた。ちなみに、毎年、厚生労働省統計情報部によって公表されている日本人の初婚率には妻外国人、夫日本人の初婚が含まれており、また日本人の出生率については、母が外国人、父が日本人の「日本国籍児」を含んだ出生が含まれている。さらに、分母人口については10月1日時点の女子人口を用いている。以上の点において、本研究で用いる実績値は公表値と異なる値となっている。分析に用いる年次は1950年～2011年である。

当該年次の各年齢時未経験者人口は、コーホート累積初婚率あるいはコーホート累積出生率の補数を用いる。従って、期間指標としては、15歳の出生率が得られる最も古いコーホートである1935年出生コーホートが50歳に達する1985年以降の分析が可能となる。

なお本研究は、国立社会保障・人口問題研究所「全国将来人口推計プロジェクト」および厚生労働科学研究費補助金「外国人人口の受け入れによる将来人口の変化と社会保障への影響に関する研究」の研究成果であり、本稿で使用した「人口動態統計」に関する分析結果には、統計法第32条の規定に基づき、調査票情報を二次利用したものが含まれている。

IV 方法

1. リスク人口の異なる出生率

年齢別出生率は、リスク人口のとらえ方によって、主に3つの種類に整理することができる。

まず、分母人口を限定するのか（conditional）、限定しないのか（unconditional）で大きく二つに分けることができ、Bongaartsらは前者を第1種の率、後者を第2種の率と呼んでいる（Bongaarts and Feeney 2006）。前者は事象を繰り返しのない事象ととらえることから、ハザード関数に相当し、後者は事象経験者も分母に入っていることから、確率密度、頻度、発生率に相当すると解釈される。

第1種の率は、出生順位の扱いによって、さらに二つに分けることができる。リスク人口を当該事象未経験者としつつ、各出生順位は独立に扱う場合と、各事象が順番に生起することを考慮し、前事象は経験したが次の事象を経験していない人口、すなわちパリティ人口をリスク人口とする場合に分けられる。ここではパリティを考慮しない前者を未経験

者生起率，後者をパリティ生起率と呼ぶ。

Rallu and Toulemon (1994), Bongaarts and Sobotka (2012) の整理に従えば，3種の出生率は以下のように説明される（表記法については，本研究の分析に合わせ改変した）。

${}_1f_x(i)$ ：満 x 歳（ x 歳から $x+1$ 歳），出生順位 i の第 2 種の年齢別出生率（発生率）。出生順位 i ，満 x 歳のリスク人口は，パリティにかかわらず当該年に満 x 歳である全女性である。

${}_1h_x^S(i)$ ：各出生順位（ i ）を独立に扱った，第 1 種の条件付き出生率（未経験者生起率）。出生順位 i ，満 x 歳のリスク人口は，当該出生順位（ i ）を経験していない女性である。死亡を事象とした生命表では満 x 歳の死亡率 ${}_1m_x$ に相当する。

${}_1h_x^P(i)$ ：第 1 種の条件付き出生率（パリティ生起率）。出生順位 i ，満 x 歳のリスク人口は，前出生順位 $[i-1]$ の出生を経験し，かつ当該順位（ i ）の出生を経験していない女性（パリティ $[i-1]$ の女性）である。なお，パリティ生起率を確率に変換したものがパリティ生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ である。

2. 期間生涯出生力指標

上記の異なる出生率を用いることで，期間生涯出生力指標も 3 種類得られる。

(1) 期間合計出生率： TFR

期間合計出生率 TFR は，出生順位 i ，満 x 歳の年齢別出生率 ${}_1f_x(i)$ を合計した通常の期間合計出生率（いわゆる合計特殊出生率）である。

$$TFR = \sum_i TFR(i) = \sum_i \sum_{a=15}^{49} {}_1f_a(i)$$

(2) 期間出生力表合計出生率： TFR^S

期間出生力表合計出生率 TFR^S は，出生順位別の出生力表から得られる生涯出生確率の合計値として得られる。当該年の出生順位別未経験者生起率 ${}_1h_x^S(i)$ に従った場合に，女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当する。Yamaguchi and Beppu (2004), Bongaarts and Feeney (2006) では，出生先送りによるテンポ効果を緩和する生涯指標として解説されている。

$$TFR^S = \sum_i TFR^S(i) = \sum_i \left\{ 1 - \exp \left[- \sum_{a=15}^{49} {}_1h_a^S(i) \right] \right\}$$

ここで，未経験者生起率 ${}_1h_x^S(i)$ は，コーホートの年齢別初婚率あるいは出生順位別年齢別出生率 ${}_1f_x^c(i)$ を使って以下のように近似する。なお， c 年生まれ女性のコーホート

の発生率 ${}_1f_x^c(i)$ については、ここでは $c+x$ 年の ${}_1f_x(i)$ と $c+x+1$ 年の ${}_1f_x(i)$ との平均として求めた。

コーホートの出生順位別 x 歳時生存関数、いわゆる未産割合を $S_x(i)$ とする。 x 歳時の出生順位別出生ハザードを $\mu_x(i)$ 、コーホートで15歳以降 x 歳時点までの値を累積した x 歳時累積ハザードを $H_x(i) = \int_{15}^x \mu_a(i) da$ 、とすると、累積ハザードと生存関数の関係は、以下のように示される。

$$H_x(i) = -\ln[S_x(i)]$$

コーホートの未経験者生起率 ${}_1h_a^{Sc}(i)$ は、累積ハザードの1年分の差、すなわち年間平均ハザードとして、下記のように表すことができる。

$$\begin{aligned} {}_1h_x^{Sc}(i) &\simeq H_{x+1}(i) - H_x(i) \\ &= -\ln[S_{x+1}(i)] + \ln[S_x(i)] \\ &= -\ln[S_{x+1}(i)/S_x(i)] \end{aligned} \quad (1)$$

今回 $S_x(i)$ は、 $S_x(i) = 1 - \sum_{15}^{x-1} [{}_1f_a^c(i)]$ として求め、上記(1)式に代入する。コーホートの ${}_1h_x^{Sc}(i)$ を期間指標に組み替え、 ${}_1h_x^S(i)$ を得る。

(3) 期間パリティ出生力表合計出生率： TFR^P

期間パリティ出生力表合計出生率 TFR^P は、パリティ人口をリスク人口とした生起率に基づく生涯出生力指標である。出生順位別出生を事象とした多相生命表（増減生命表）を利用した多相（増減）出生力表合計出生率とも言える。当該年のパリティ生起率 ${}_1h_x^P(i)$ に従った場合に、女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当する。Rallu と Toulemon (1994) は、Parity-Age-TFR (PATFR) と呼び、Suzuki (2007) は Period Average Parity (PAP) と呼んでいる。日本については河野 (1964)、河野・石川 (1985) において、1970年代までの指標（年齢・出生順位、有配偶率を考慮に入れた男女児合計純再生産力表）が算出されている。ここでは Rallu と Toulemon (1994) の解説をもとに、第1子出生前の初婚も事象に加えた場合のモデルを解説する。

このモデルでは、パリティ生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ 、すなわち、年齢 x 歳時点の未婚あるいは既婚パリティ $[i-1]$ の女性が、当該年の間に初婚を経験あるいは i 番目の子を出生する確率を用いる。ここで事象 i は、0 (初婚)、1 (1子)、2 (2子)、3 (3子)、4 (4子)、……、 ω をとり、パリティ別人口は、未婚 ($i-1 = 0-1 = -1$)、既婚パリティ 0、既婚パリティ 1、既婚パリティ 2、既婚パリティ 3、既婚パリティ 4、……、既婚パリティ $\omega-1$ という構造を持つ。

本モデルでは、出生といった事象は前の出生の産後不妊期間および妊娠期間を経て生起するという事情を考慮し、前の事象が1年以上前に経験されていることを前提とする。さらに簡単のため、満 x 歳の出生は、 $x+1$ 歳直前に発生するものとし、そのリスク人口は

x 歳時点でパリティ $[i-1]$ の人口である離散モデルとして扱うこととする。この場合、パリティ生起率 ${}_1h_x^P(i)$ はパリティ生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ と同値となる。

なお、本研究では離死別による有配偶人口の減少は考慮していない。したがってパリティ生起率の低下には、離死別の増加による減少効果が含まれ得る。

$N_x(i-1)$ を、当該年期首に x 歳で、未婚 ($i-1 = -1$) またはパリティ $[i-1]$ の女子人口とすると、未婚者およびパリティ別人口を合計したものは、

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^{\omega} N_x(i-1) &= N_x(-1) + N_x(0) + N_x(1) + N_x(2) + N_x(3) + \dots + N_x(\omega-1) \\ &= N \end{aligned}$$

となる。すなわち N は年齢 x 歳の全女子人口であり、死亡も移動もないとすると、15歳から50歳まで一定である。

${}_1q_x^P(i)$ の実績値は、コーホートの年齢別初婚率あるいは出生順位別年齢別出生率 ${}_1f_x^c(i)$ から求める。コーホートの累積初婚率あるいは出生順位別累積出生率を用いて、 x 歳時点でのパリティ人口比 $R_x^c(i-1) (= N_x(i-1)/N)$ を以下のように求める。

$$R_x^c(i-1) = \sum_{a=15}^{x-1} {}_1f_a^c(i-1) - \sum_{a=15}^{x-1} {}_1f_a^c(i)$$

コーホートでのパリティ生起確率 ${}_1q_x^{Pc}(i)$ は、当該年齢における年齢別出生率 ${}_1f_x^c(i)$ を用い、

$${}_1q_x^{Pc}(i) = \frac{{}_1f_x^c(i)}{R_x^c(i-1)}$$

として求める。

ここで問題となるのは、近年、10代においては、婚外子や婚前妊娠結婚の増加から、当該年期首の初婚者の数に対して当該年の第1子の数が大きくなる状況が起き得ることである。生起確率が1を超えないようにするため、初婚者数と第1子出生数が逆転する場合は、第1子の数に一致するよう初婚発生を前倒しする調整を行っている。ただし、初婚発生のタイミングだけを調整するので、生涯確率には影響しない。

コーホートのパリティ生起確率 ${}_1q_x^{Pc}(i)$ をもとに、期間の ${}_1q_x^P(i)$ を求める際には、 ${}_1q_x^{Pc}(i)$ をパリティ生起率 ${}_1h_x^{Pc}(i)$ に変換し、それを対応する期間の ${}_1h_x^P(i)$ に組み替えた上で、改めて生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ に変換するという手順となるが、本モデルは前節で示したように事象が誕生日直前に起きる離散モデルであるため、 ${}_1h_x^{Pc}(i) = {}_1q_x^{Pc}(i)$ 、 ${}_1h_x^P(i) = {}_1q_x^P(i)$ となる特殊なケースとなっている。

以下では、各年齢時 ${}_1q_x^P(i)$ を用いて、パリティ別人口 $N_x(i-1)$ を求める方法を解説する。15歳の女性は全員未婚なので、

$$N_{15}(-1) = N$$

となる。

年齢 $x \geq 16$, $i = 0$, すなわち未婚の年齢別女子人口は,

$$N_x(-1) = N_{15}(-1) \prod_{15 \leq a < x} [1 - {}_1q_a^P(0)]$$

となり, x 歳まで初婚をせずに残存している女性となる. 年齢 $x \geq 16$, $i = 1$, すなわち既婚パリティ 0 の年齢別女子人口は,

$$N_x(0) = \sum_{15 \leq a < x} \left\{ N_a(-1) {}_1q_a^P(0) \prod_{a < b < x} [1 - {}_1q_b^P(1)] \right\}$$

となり, 15歳以上 x 歳までの a 歳で初婚を経験するが, その後 x 歳まで第 1 子を産むことなく残存している女性である. 年齢 $x \geq 16$, $i \geq 2$, すなわち既婚パリティ 1 以上の年齢別女子人口は,

$$N_x(i-1) = \sum_{15 \leq a < x} \left\{ N_a(i-2) {}_1q_a^P(i-1) \prod_{a < b < x} [1 - {}_1q_b^P(i)] \right\}$$

となる. 例えば, 年齢30歳, 子どもを一人持ち, 2子目を産んでいない既婚パリティ 1 の人口 $N_{30}(1)$ は, 30歳までの a 歳で第 1 子を産み, かつ a 歳以降30歳になるまでに第 2 子を産んでいない人口となる. なお, 高順位パリティ人口は, 出生過程の初期には存在しないはずなので, $x < 16 + i$ の場合は, $N_x(i-1) = 0$ とする.

50歳時点の $N_{50}(i-1)$ は, 全女子 N の最終的なパリティ構造を示すことになる. 従って, 生涯指標である $TFR^P(i)$ (当該年のパリティ別年齢別生起確率に従った場合に, 女性が生涯に i 子を出生する確率に相当) および TFR^P (当該年のパリティ別年齢別生起確率に従った場合に, 女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当) は,

$$TFR^P(i) = \frac{1}{N} \sum_{j \geq i} N_{50}(j)$$

$$TFR^P = \sum_i TFR^P(i) = \frac{1}{N} \sum_{j=i} j N_{50}(j)$$

となる.

また, 第 i 子の年齢別出生率 ${}_1f_x(i)$, 全子の年齢別出生率 ${}_1f_x$ は, 期間の生起確率 ${}_1q_x^P(i)$ を用い,

$${}_1f_x(i) = \frac{1}{N} N_x(i-1) {}_1q_x^P(i)$$

$${}_1f_x = \sum_i {}_1f_x(i)$$

と表すことができ, 合計値も通常の TFR と同様,

$$TFR^P(i) = \sum_{a=15}^{49} {}_1f_a(i)$$

$$TFR^P = \sum_{a=15}^{49} {}_1f_a$$

として表せる。

このほか、年齢の代わりに前事象からの経過時間をつかったパリティ別経過時間（出生間隔）別 TFR といった指標も考案されている（Feeney 1986）。この場合の出生順位別出生力表出生確率はパリティ拡大率に相当する。ただし、人口動態統計では出生間隔に関するデータが取得できないため、本稿では扱わない。なお日本については伊藤（1979, 1986）が1960～70年代におけるパリティ別出生間隔別出生確率を、Ogawa and Retherford（1993）、Retherford and Ogawa（2006）が1950～2000年についての同指標を算出している。

上記で示した出生力に関する3つの指標およびその構造を Bongaarts and Feeney（2006）の整理を参考にして表1にまとめた。

表1 出生率指標の分類

率の種類	第1種の率 (分母を限定)		第2種の率 (分母を限定せず)
	年齢別パリティ生起率	年齢別未経験者生起率	年齢別出生率
	${}_1h_x^P(i)$	${}_1h_x^S(i)$	${}_1f_x(i)$
	年齢別パリティ出生確率 ${}_1q_x^P(i)$		
分子	満 x 歳の第 i 子出生		
分母	満 x 歳、パリティ $[i-1]$ の女性人口	満 x 歳、 i 子を産んでいない女性人口	満 x 歳の全女性人口
事象の特性	出生順位間で相互に依存	出生順位間で独立、非繰り返し事象	出生順位間で独立、繰り返し事象
生涯出生力指標	TFR^P 多相出生力表合計出生率 (増減出生力表)	TFR^S 出生力表合計出生率 (減少出生力表)	TFR 合計（特殊）出生率

3. 仮想的な未経験者生起率を用いた年齢別出生率の推定

本研究では、未経験者生起率 ${}_1h_x^S(i)$ に注目し、通常の合計出生率における未経験者生起率自体の変化の効果と、未経験者人口の変動による効果を分解することを試みる。

未経験者生起率を用いてコーホートの年齢別出生率を再現すると、前節関係式(1)より

$$S_{x+1}(i) = \exp\{\ln[S_x(i)] - {}_1h_x^{Sc}(i)\}$$

$$= S_x(i) \cdot \exp[-{}_1h_x^{Sc}(i)]$$

を用い、

$$\begin{aligned} {}_1f_x^c(i) &= S_x(i) - S_{x+1}(i) \\ &= S_x(i) - S_x(i) \cdot \exp[-{}_1h_x^{Sc}(i)] \\ &= S_x(i) \{1 - \exp[-{}_1h_x^{Sc}(i)]\} \end{aligned}$$

となる。

ここで、未経験者生起率を、ある時点以降固定させて出生率を再現すると、固定した未経験者生起率 ${}_1h_x^{Sc}(i)$ を用い、

$$\overline{{}_1f_x^c}(i) = S_x(i) \{1 - \exp[-\overline{{}_1h_x^{Sc}}(i)]\}$$

によって仮想的なコーホートの年齢別出生率を求めることができる。これを期間指標に変換し、全出生順位、全年齢について合計すれば、反実仮想的な期間合計出生率 $TFR^{\overline{h^S}}$ が得られる。

$$TFR^{\overline{h^S}} = \sum_i TFR^{\overline{h^S}}(i) = \sum_i \sum_{a=15}^{49} \overline{{}_1f_a}(i)$$

未経験者生起率を固定した時点からの合計初婚率・合計出生率の増加・減少分は、未経験者人口の増減という構造変化によってのみもたらされたものであると解釈できる。そしてその仮想的な出生率と実績値との間に差があれば、その分は、未経験者生起率の変化によってもたらされた変化量であると解釈できる。さらに、どの年齢層の未経験者生起率が変化に寄与しているかを明らかにするために、未経験者生起率の固定を一部の年齢層に限定することで出生率を再現し、実績値と比較した。

V 年齢別指標の動向

ここでは、(1)分母人口を限定しない発生率である通常の前婚率と出生率、(2)分母人口を当該事象未経験者に限定した未経験者生起率に基づく前婚率と出生率、(3)分母人口を当該事象未経験者かつ前事象経験者に限定したパリティ生起率に基づく前婚率と出生率の動向を示す。図1～3には、各指標の20歳、25歳、30歳、35歳、40歳、45歳時点の年次変化を示した。

通常の前婚率については、2000年代前半までにおいては25歳前婚率が顕著に低下傾向を示していたが、2000年代後半では低下に歯止めがかかっていることがわかる。一方で30歳前婚率は2000年代前半まで上昇傾向を示していたが、2000年代後半に入り高止まりを示している。35歳の上昇傾向は2010年以降も継続している。出生順位別にみた年齢別出生率は、前婚率と同様、25歳での低下傾向が2005年以降下げ止まっている一方で、30歳、35歳の指

標がやや上昇している。第2子でも25歳、30歳での下げ止まりと35歳での上昇が見られ、第3子については、25歳、30歳、35歳の低下傾向が2005年反転していることがわかる。

図2は初婚、各出生順位別に、当該事象未経験者をリスク人口とした場合の年齢別生起率を年次別に示したものである。初婚については、25歳時点未経験者生起率が2005年まで大きく低下したが、その後横ばいであることがわかる。それ以外の年齢では、先の年齢別初婚率と違い大きな変化はないが、35歳、40歳など比較的高い年齢で、過去5年間に於いてやや上昇傾向がみられる。第1子については、25歳、30歳の未経験者生起率が2005年まで大きく低下し、その後横ばいとなっている。代わりに35歳、40歳の未経験者生起率が2005年以降上昇傾向を示しており、20歳前後における過去の先送り分が、30歳以降で取り戻されていると解釈できる。第2子については、30歳未経験者生起率の低下と35歳、40歳での上昇が見られる。第3子は、2005年以降、30代以上のみならず、20代での未経験者生起率も上昇傾向にあるという特徴を確認できる。

図3は、パリティをリスク人口として算出した年齢別パリティ生起確率の年次変化である。第1子の年齢別生起確率は比較的安定していることが分かる。また、3子ではいずれの年齢でも近年上昇傾向が見られる。

図1 年次別にみた年齢別出生率 (${}_1f_x$) の推移

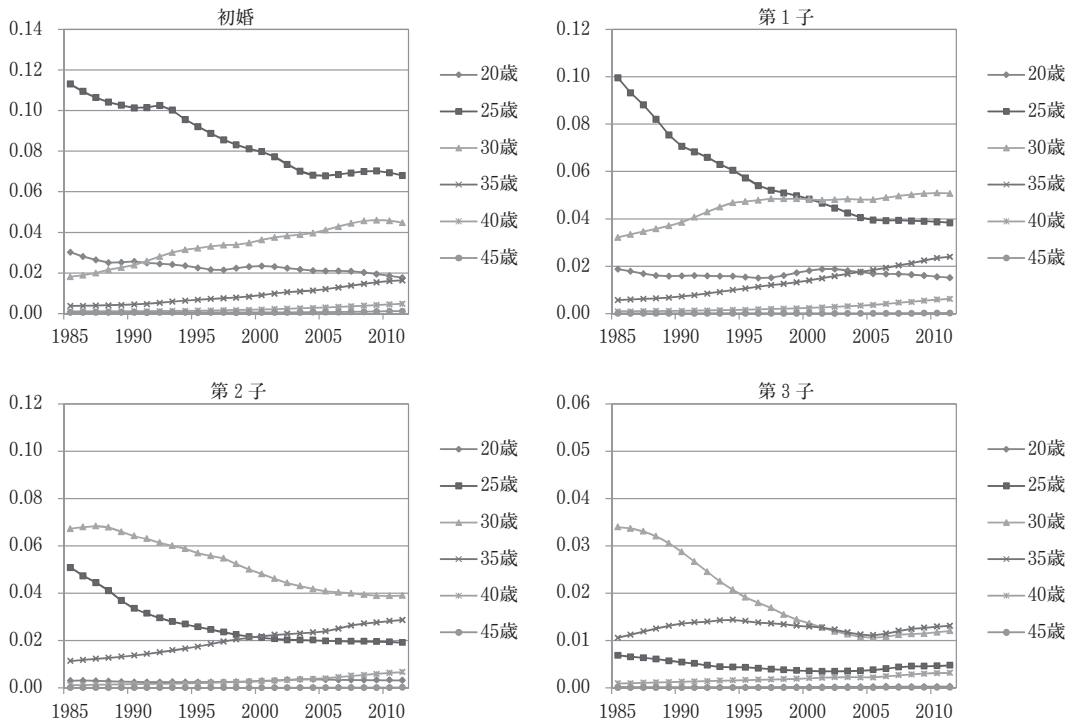


図2 年次別にみた年齢別未経験者生起率 (${}_1h_x^S$) の推移

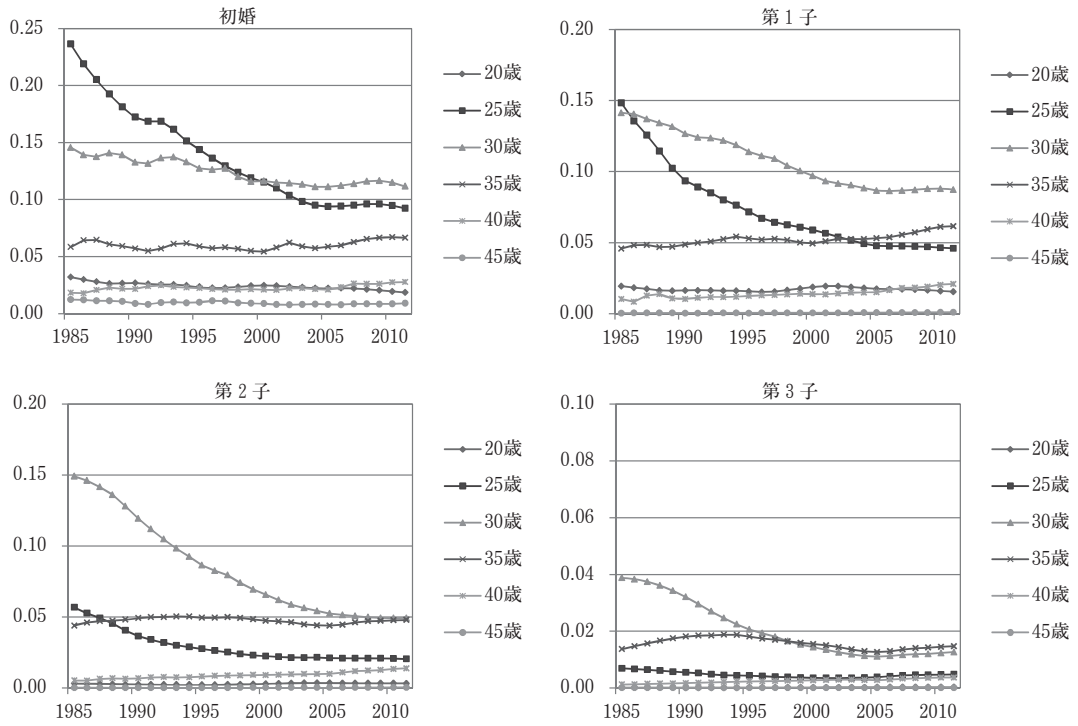
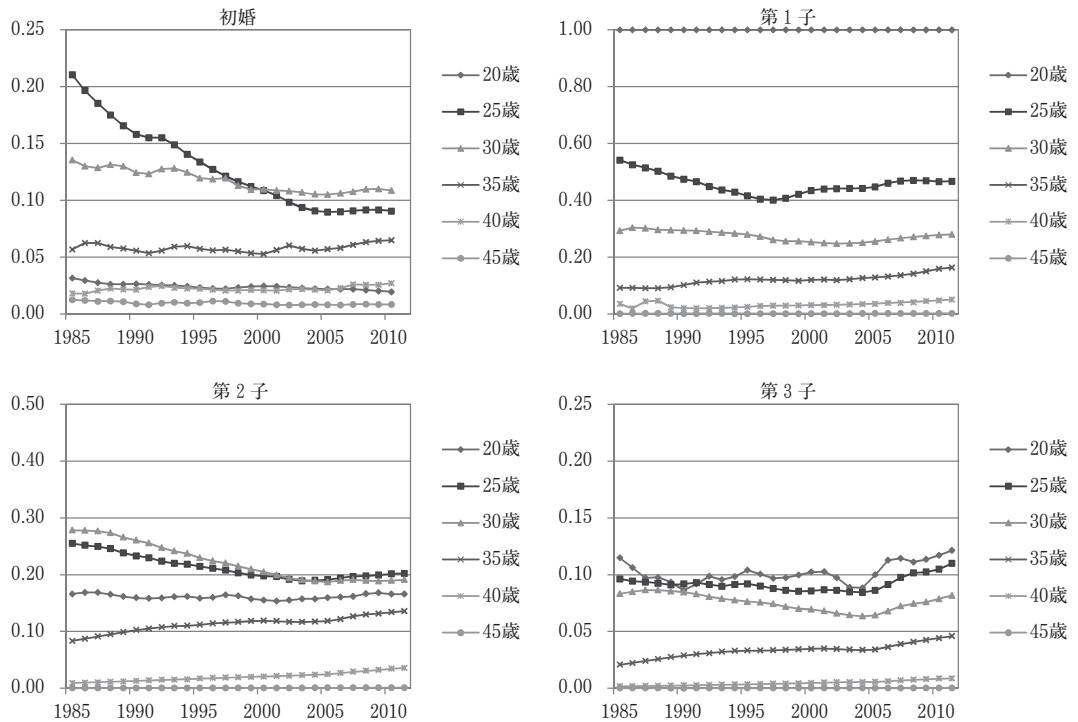


図3 年次別にみた年齢別パーティ生起確率 (${}_1q_x^P$) の推移

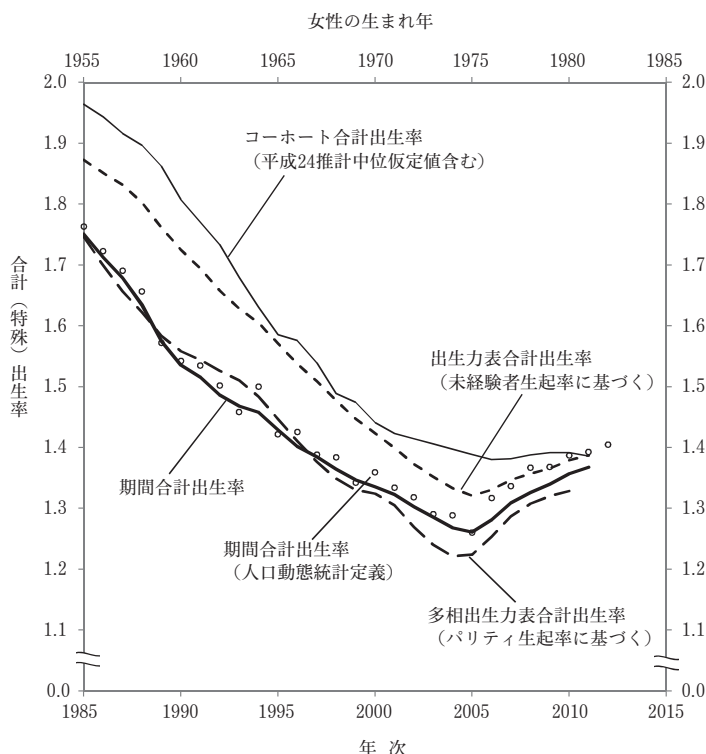


VI 生涯出生力指標（合計出生率）の動向

年齢別未経験者生起率は、死亡を事象とした生命表関数の ${}_1m_x$ （満 x 歳の死亡率）にあたり、これを用いて事象が初婚である初婚表、事象が出生順位別出生である出生力表を計算することができる。50歳時点の生存関数の補数が生涯累積確率に一致するので、出生順位別の生涯累積確率を合計すれば出生力表に基づく合計出生率 TFR^S を算出することができる。この出生力表に基づく合計出生率は、通常の期間指標よりもテンポ効果を受けにくく、コーホート合計出生率に近い水準を示す（Yamaguchi and Beppu 2004）。また、未経験者生起率に基づく合計出生率の代わりに、パリティ生起率に基づく合計出生率も計算することができることをIV章で示した。

期間合計出生率、出生力表合計出生率（未婚者生起率ベース、パリティ生起率ベース）、そして、生まれ年を29年ずらして表示したコーホート合計出生率を図4に示すと、パリティ生起率ベースの多相出生力表合計出生率が2000年以降もっとも低い水準を示し、未婚者生起率ベースの出生力表合計出生率とコーホート合計出生率はより水準に近いが、2005年前

図4 期間合計出生率、出生力表に基づく合計出生率、コーホート合計出生率の推移

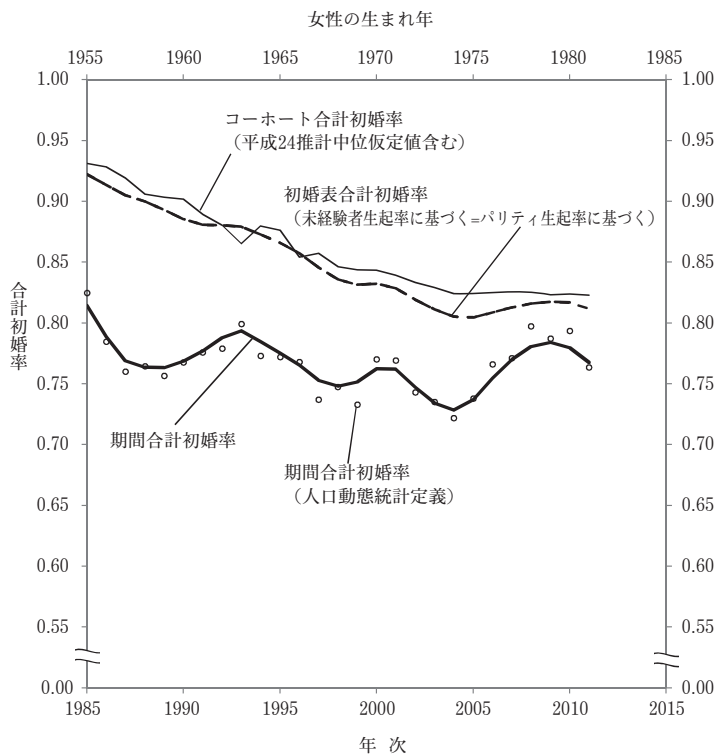


注：「人口動態統計定義」とは、分母人口に生存のべ年数ではなく10月1日人口を用い、出生数に母外国人の日本国籍児を含むことを意味する。

後は前者でやや落ち込みが見られる。なお、ここで示したコーホート合計出生率は、まだ実績の得られない部分については、全国将来推計人口（平成24年1月推計）（国立社会保障・人口問題研究所 2012）の出生率の中位仮定値の値を用いている。従って、出生過程がほぼ終了している1970年生まれ以降の数值は直近の傾向を投影して得られたものであり、現実には異なる可能性がある。総じて2005年以降、指標間の差が縮小していることがわかる。テンポ効果の消滅は日本についてもある程度あてはまることが示唆される。

全出生の合計出生率と同様に、合計初婚率についても図5に示した。分母を限定しない期間合計初婚率が0.8前後で下降・上昇を繰り返すのに対し、初婚表合計初婚率は2004年までほぼ一貫して下降し、その後やや回復するも低い水準にとどまっている。コーホート合計初婚率は全国将来推計人口（平成24年1月推計）（国立社会保障・人口問題研究所 2012）の初婚率の中位仮定値を含んでいるが、ここでは生まれ年を26年ずらして重ねて示している。初婚表初婚率はコーホート合計初婚率とほぼ同様の傾向と水準を示しており、期間合計初婚率の上下動は、初婚生起率（いわゆる初婚ハザード）の全体的な水準とは無関係なテンポ効果を反映したものであることが示唆される。

図5 期間合計初婚率，初婚表に基づく合計初婚率，コーホート合計初婚率の推移



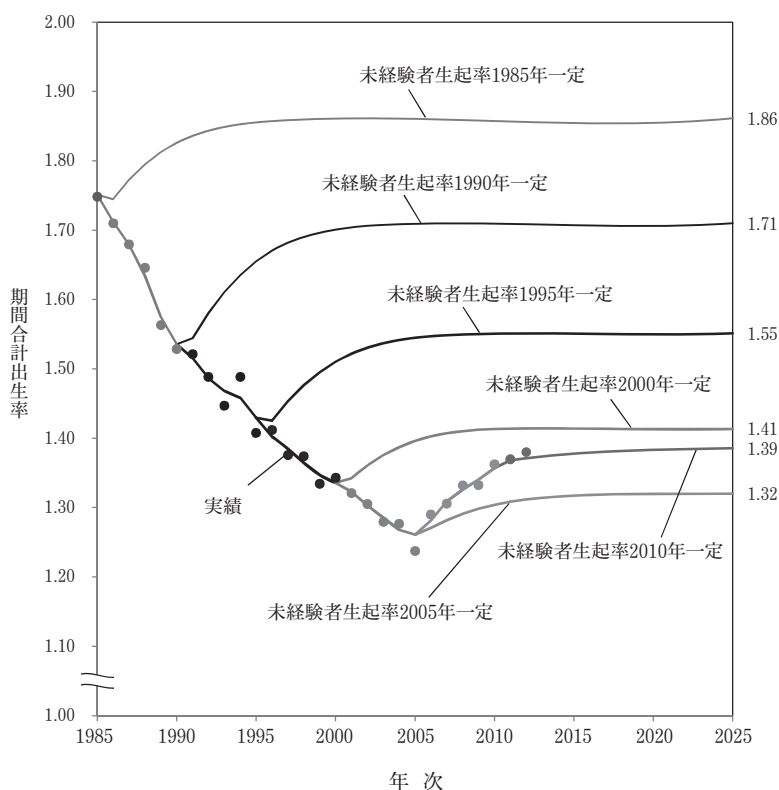
注：「人口動態統計定義」とは、分母人口に生存のべ年数ではなく10月1日人口を用いることを意味する。初婚数には届出遅れを補正した妻日本人の初婚を用いている。

Ⅶ 未経験者生起率固定シミュレーションによる構造変化効果の抽出

1. 未経験者生起率固定による期間合計出生率の動向

年齢別未経験者生起率が計算できる1985年以降について、年齢別未経験者生起率を5年おきに固定した場合に期間合計出生率がどのように推移するかを図6に示した。いずれのケースも固定した翌年から上昇している。1985年時点での実績は1.75であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.86であった。1990年時点での実績は1.54であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.71であった。1995年時点での実績は1.43であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.55であった。2000年時点での実績は1.34であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.41であった。2005年時点での実績は1.26であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.32であった。なお、2010年時点での実績は1.36であったが、未経験者生起率固定による最終的な値は1.39であり、上昇分は0.03とこれまでで最も小さい。先送りによる未経験者の滞留効果がほとんど消滅していることを意味する。ちなみに、この未経験者生起率を固定して最終的に得られる水準は、先ほどの初婚表、出生力表に基づく合計特殊出生率の値にほぼ一致する。

図6 各年次で未経験者生起率を固定した場合の期間合計出生率の推移と最終レベル



2. 2005年以降における未経験者人口および生起率変化の期間合計出生率上昇への寄与

2005年以降に関しては、2005年以降未経験者生起率を固定して推計される水準よりも実績が上回っていることがわかった。すなわち、未経験者生起率そのものの上昇が、出生率上昇に寄与していることを意味する。では、こうした寄与は、出生順位や年齢層で異なるのだろうか。未経験者生起率を固定した際に得られる期間合計出生率と2005年実績値との差は、未経験者人口の規模変化に起因する変化量と見なすことができ、未経験者生起率固定値と2010年の実績値との差は、未経験者生起率変化に起因する変化量と見なすことができる。また、未経験者生起率の固定を一部の年齢層に限れば、未経験者生起率の効果を年齢層別に把握することができる。これらの変化量を、出生順位別、年齢層別に示したのが表2である。初婚率は合計出生率の分解とは無関係であるが、参考までに年齢層別の分解の結果を掲載した。

表2 2005年の発生率／未経験者生起率を固定した場合の2010年の期間合計出生率

変化量の分析		全子	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子
2005年	実績	1.261	0.737	0.623	0.465	0.140	0.032
	発生率（初婚率・出生率）一定	1.261	0.737	0.623	0.465	0.140	0.032
	未経験者生起率一定	1.304	0.781	0.649	0.480	0.143	0.033
2010年	30歳以上未経験者生起率一定	1.301	0.766	0.642	0.474	0.150	0.035
	35歳以上未経験者生起率一定	1.317	0.772	0.653	0.471	0.155	0.038
	40歳以上未経験者生起率一定	1.348	0.777	0.664	0.482	0.162	0.040
	実績	1.357	0.780	0.668	0.485	0.164	0.040
変化量	未経験者人口効果	0.043	0.044	0.026	0.015	0.003	0.000
	未経験者生起率（ハザード率）変化	0.053	-0.002	0.019	0.006	0.020	0.008
	30歳未満未経験者生起率変化	-0.003	-0.016	-0.007	-0.006	0.007	0.003
	30～35歳未満未経験者生起率変化	0.016	0.006	0.011	-0.003	0.006	0.003
	35～40歳未満未経験者生起率変化	0.030	0.006	0.012	0.011	0.007	0.002
	40歳以上未経験者生起率変化	0.009	0.002	0.003	0.004	0.002	0.001
	全体	0.096	0.043	0.045	0.020	0.023	0.008
年齢別の寄与（%）	未経験者人口効果	44.9	103.6	57.3	71.7	11.6	3.0
	未経験者生起率変化	55.1	-3.6	42.7	28.3	88.4	97.0
	30歳未満未経験者生起率変化	-3.2	-36.8	-14.7	-28.3	28.6	34.0
	30～35歳未満未経験者生起率変化	17.0	14.5	23.5	-13.3	23.9	37.1
	35～40歳未満未経験者生起率変化	31.6	13.1	26.1	52.0	28.4	19.7
	40歳以上未経験者生起率変化	9.7	5.6	7.8	17.8	7.5	6.3
	全体	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
出生順位別の寄与（%）	未経験者人口効果	100.0	-	59.5	33.8	6.2	0.6
	未経験者生起率変化	100.0	-	36.1	10.9	38.5	14.6
	30歳未満未経験者生起率変化	100.0	-	215.3	187.3	-214.4	-88.1
	30～35歳未満未経験者生起率変化	100.0	-	64.7	-16.6	33.8	18.1
	35～40歳未満未経験者生起率変化	100.0	-	38.5	34.8	21.5	5.2
	40歳以上未経験者生起率変化	100.0	-	37.3	38.8	18.6	5.4

注：「第4子」は第5子以上を含む。

まず、合計特殊出生率は2005年の1.261から1.357へ約0.096上昇している。これを、未経験者人口効果（以前に先送りが起こることによりリスク人口が増加することによる上昇効果）と未経験者生起率の上昇による変化に分けると、前者が0.043、後者が0.053を説明し、上昇分の44.9%が未経験者人口効果、残りの55.1%が未経験者生起率上昇の効果であると解釈することができる。これを出生順位別にみると、未経験者人口効果という構造変化による効果が大きいのが初婚（103.6%）であり、第1子、第2子はそれぞれ57.3%、71.7%が未経験者人口効果で説明され、第3子、第4子以上は、未経験者生起率上昇の効果が大いこと（それぞれ88.4%、97.0%）が分かる。未経験者人口効果全体への各出生順位の寄与は、第1子が59.5%、第2子が33.8%であり、低出生順位で先送りによるテンポ効果の解消が進んでいることがわかる。一方、未経験者生起率上昇効果には、第3子が38.5%と最も多く寄与しており、第1子の36.1%、第4子以上の14.6%が続く。未経験者人口効果、生起率上昇効果に対する出生順位別の寄与は図7にも示した。

出生率上昇の効果をさらに年齢層別に分け、それぞれの寄与をみると、30歳未満の出生率変化は、初婚、第1子、第2子でマイナス、一方第3子、第4子以上は28.6%、34%のプラスの効果をもっていた。30代前半については、初婚で14.5%、第1子で23.5%、第3子では23.9%、第4子以上で37.1%と比較的大きい。30代後半の寄与は第2子で52.0%と大きく出ている。全出生の合計特殊出生率の上昇分は、30歳未満の出生率の寄与が-3.2%であるのに対し、30代前半は17.0%、後半が31.6%と概ね30代での出生率の上昇が寄与していることがわかった。年齢層別の寄与は図8にも示したが、未経験者生起率の上昇効果は概ね30代以降で起こっており、30歳未満においては出生も初婚もマイナスであることがわかる。

図7 発生率（出生率）変化量に対する出生順位別生起率変化の寄与

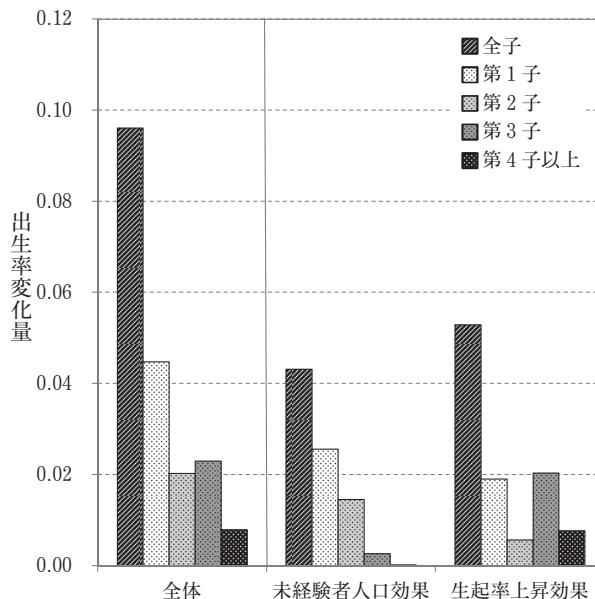
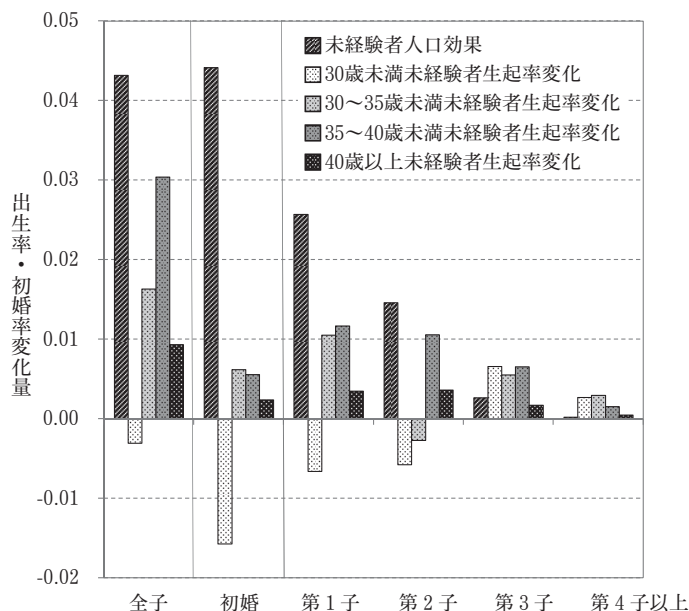


図8 発生率（初婚率・出生率）変化量に対する年齢層別生起率変化の寄与



VIII 結論

分母人口を限定しない年齢別出生率の変動には、当該年次の状況を反映する行動変化のみならず、過去の行動の帰結であるリスク人口の変化による影響が含まれる。第1子出生率について言えば、第1子をすでに産んだ女性も分母人口に含まれていることから、出生率が上昇した場合、第1子を産んでいない女性からの出生生起率（ハザード）が上昇したのか、第1子を産んでいない女性人口そのものの増加による影響なのかを区別することができないという問題がある。そこで、本研究では、分母人口を当該出生順位の出生を経験していない女性に限定した年齢別出生率（未経験者生起率およびパリティ生起率）を求め、生命表を用いて生涯出生力指標に換算し、その動向を観察した。また2005年以降未経験者生起率を固定した仮想的な出生率を計算することにより、2005年以降日本で観察されている合計（特殊）出生率の上昇にリスク人口の増減で説明できない実質的な生起率上昇の効果がどの程度含まれているのか、その出生順位別、年齢層別の寄与を明らかにした。

2005年までは、過去の出生先送り傾向により、常に未経験者人口の増加というプラス要因があったにも関わらず、それを上回る未経験者生起率の低下が顕著であり、結果的に反転が起こらず期間合計出生率が低下を続けていたことが分かった。一方2005年以降については、未経験者人口の増加に加え、生起率そのものについても上昇が見られ、出生率が反転上昇する結果をもたらした。なお、2005年から2010年までの上昇分の約45%が未経験者人口増加に起因し、残りの55%が生起率上昇分の寄与という結果が得られた。さらに、年

年齢別に未経験者生起率を固定する方法により各年齢層の寄与を測定したところ、未経験者生起率上昇は主に30代以上で起こっていることがわかり、過去に先送りされた出生を取り戻すキャッチアップ行動である可能性が示唆された。2010年以降については、2010年の時点で、先送りによる未経験者人口の増加効果がほぼ消滅しているため、未経験者人口の増加効果による上昇は見込めない。2010年以降も期間合計出生率の上昇が続くとすれば、未経験者生起率の上昇という実質的な行動変化が起きていることを意味する。ただし、現時点で高年齢層のキャッチアップ行動以外に20代といった若い世代での行動変化は明確には観察されていない。むしろ2005年以降も、20代における生起率はマイナスの変化を示している。20代の行動が以前の世代と比べて大きく変わるような本格的な意識や環境の変化は生じていないと言わざるをえない。

本研究で扱った年齢別指標に基づく生涯出生力指標の他に、前出生からの経過時間、すなわち出生間隔別の出生率をつかった出生力指標 (Parity Progression Ratios) も開発されている (Feeney 1986)。またこうした指標が、詳細な属性を含んだ大規模調査の出生歴から計算できる場合は、共変量を含んだ生存時間モデルとして、出生力指標に対する属性の影響を示すことができるなど (Retherford et al. 2010)、出生力指標を解釈する分析枠組みも進化している。こうした方法も含め、出生力の期間指標の構造を様々な視点から精査し解釈することが、わが国の少子化の理解に有効であると思われる。

文献

- Bongaarts, J. and G. Feeney. (1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility", *Population and Development Review*, Vol.24, No.2, pp.271-291.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. (2003) "Estimating Mean Lifetime", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol.100, No.23, pp.13127-13133.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. (2006) "The Quantum and Tempo of Life-cycle Events", *Vienna Yearbook of Population Research*, Vol.4, pp.115-151.
- Bongaarts, J. and T. Sobotka. (2012) "A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility", *Population and Development Review*, Vol.38, No.1, pp.83-120.
- Chiang, Chin Long. (1984) *Life Table and its Applications*, R. E. Krieger Publishing Company, Malabar, Florida.
- Feeney, G. (1986) *Period Parity Progression Measures of Fertility in Japan*, NUPRI Research Paper Series No.35, Nihon University, Population Research Institute.
- Goldstein, J.R., T. Sobotka, and A. Jasilioniene. (2009) "The End of 'Lowest-low' Fertility?", *Population and Development Review*, Vol.35, No.4, pp.663-699.
- Inaba, H. (2007) "Effects of Age Shift on the Tempo and Quantum of Non-repeatable Events", *Mathematical Population Studies*, Vol.14, No.3, pp.131-168.
- 伊藤達也 (1979) 「最近の出生変動を分析する資料としての1980年国勢調査の意義」『人口問題研究』第150号, pp.56-61.
- 伊藤達也 (1986) 「人口調査に基づく出生のタイミング変化の計測方法」『人口問題研究』第179号, pp.49-59.
- 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効果の測定」『人口問題研究』Vol.60, No.1, pp.4-35.
- Kaneko, R. (2009) "Fertility Prospects in Japan: Trends, Recent Rise, and Life Course Developments",

- Paper presented at the United Nations Expert Group Meeting on Recent and Future Trends in Fertility. New York, USA, December 2-4, 2009.
- 金子隆一 (2010) 「わが国近年の出生率反転の要因について—出生率推計モデルを用いた期間効果分析—」『人口問題研究』Vol.66, No.2, pp.1-25.
- Keilman, N. (1994) "Translation Formulae for Non-repeatable Events", *Population Studies*, Vol.48, No.2, pp.341-357.
- 小林和正 (1970) 「第5次出産力調査結果の分析(3)」『人口問題研究』第113号, pp.31-47.
- Kohler, H.-P. and D. Philipov. (2001) "Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula", *Demography*, Vol.38, No.1, pp.1-16.
- Kohler, H.-P. and J.A. Ortega. (2002) "Tempo-adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility." *Demographic Research*, Vol.6, No.6, pp.91-144.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『日本の将来推計人口 (平成24年1月推計)』.
- 河野彌実 (1964) 「年齢・出生順位・結婚を考慮に入れた男女児合計再生産力表」『人口問題研究所年報』第9号, pp.7-11.
- 河野彌実, 石川晃 (1985) 「出生力におけるタイミングとパリティ構成の分析」『人口問題研究』No.174, pp.19-39.
- 松下敬一郎, 稲葉寿 (1987) 「ハザード関数の統計解析と生命表」『人口問題研究』第183号, pp.36-50.
- Ní Bhrolcháin, M. (2011) "Tempo and the TFR", *Demography*, Vol.48, No.3, pp.841-861.
- Ogawa, N., and R.D. Retherford. (1993) "The Resumption of Fertility Decline in Japan: 1973-92", *Population and Development Review*, Vol.19, No.4, pp.703-741.
- Rallu, J.L. and L. Toulemon. (1994) "Period Fertility Measures: The Construction of Different Indices and their Application to France, 1946-89", *Population an English Selection*, Vol.6, pp.59-93.
- Retherford, R.D. and Ogawa, N. (2006) "Japan's Baby Bust: Causes, Implications, and Policy Responses", in F.R. Harris ed. *The Baby Bust: Who will do the Work? Who will Pay the Taxes?* Lanham: Rowman & Littlefield, pp.5-47.
- Retherford, R.D., N. Ogawa, R. Matsukura, and H. Eini-Zinab. (2010) "Multivariate Analysis of Parity Progression—Based Measures of the Total Fertility Rate and its Components", *Demography*, Vol.47, No.1, pp.97-124.
- Ryder, N.B. (1964) "The Process of Demographic Translation", *Demography*, Vol.1, No.1, pp.74-82.
- Suzuki, T. 2007. "On the Difference between TFR and Parity Progression Measure of Fertility." *The Japanese Journal of Population*, Vol.5, No.1, pp.12-18.
- van Imhoff, E. and N. Keilman. (2000) "On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment", *Population and Development Review*, Vol.26, No.3, pp.549-553.
- Yamaguchi, K. and M. Beppu. (2004) "Survival Probability Indices of Period Total Fertility Rate", Paper presented at Annual Meeting of the Population Association of America, Boston, MA.

Period Fertility Measures and the Structure of the Recent Japanese Fertility Upturn

Miho IWASAWA and Ryuichi KANEKO

Although the age-specific fertility rate (births to mothers of a specified age over all women of that age) is widely referred to as an ordinary fertility measure, it is known that a couple of other measures based on different exposure to the risk of childbearing provide more stable values and allow us to assess fertility trends by removing a part of tempo distortions. These conditional fertility rates includes age- and parity-specific occurrence rates in which the birth orders of children are independent, age- and parity-specific occurrence rates with interconnectedness across parities, and duration- and parity-specific occurrence rates. Using fertility life table techniques with these age-specific occurrence rates, a synthetic measure of period fertility can be calculated. In this paper, we present an overview of trends in the conventional period fertility measure, TFR, and other indicators taking into account parity, and, based on a comparison of these indices, we estimate the role of declines in the tempo effect in the recent upturn in period TFR in Japan. Until the year 2005, although an increase in the exposure population due to postponement in the past few years did contribute to raising the TFR, a large drop in the exposure-specific rates led to a further decline. On the other hand, after 2005 through 2010, a half of the increase in the TFR is accounted for by an increase in the exposure population, and the rest of the increase is explained by an increase in the exposure-specific rates. Analyses by age group demonstrate that most of the increases due to a rise in the exposure-specific rates occur at the age of thirties and older.