

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1

## 近年の期間 TFR 変動における 結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について

岩 澤 美 帆

本研究の目的は、近年の日本における期間 TFR の低下に、結婚行動の変化および結婚後の夫婦の出生行動の変化が、それぞれどの程度寄与していたのかを定量的に明らかにすることである。期間指標に基づく要因分解の代わりに、コーホートを分析対象としたシミュレーションを用いる方法を試みた。コーホートの累積出生率が、女子の既婚率、妻の初婚年齢の分布および結婚持続期間別結婚出生率によって規定されるモデルを用いて、初婚タイミング（年齢別初婚率）および夫婦の出生行動（結婚持続期間別結婚出生率）が、過去のコーホートをもとに設定した標準パターンにしたがった場合という反事実的な年齢別出生率をシミュレートする。これらを期間指標に変換することによって、反事実的な期間 TFR を求め、TFR 実績値と比較することによってそれぞれの行動変化の寄与を測定した。

その結果、いわゆる「1.57ショック」報道があった1990年前後までの出生率低下については、その大部分が結婚行動の変化によって説明できたが、1990年代に入り、夫婦の行動変化が出生率をさらに低下させる方向に寄与していたことが明らかになった。TFR が2を超えていた1970年代から2000年に至る低下分について見れば、その約7割が結婚行動の変化による寄与、残りの3割が夫婦の出生行動の変化による寄与となる。仮にこの間、夫婦の行動に全く変化がなければ、2000年時点で1.56程度の TFR が見込まれていたことになる（実績値1.36）。このような結果は、近年の出生率低下における夫婦の行動変化の重要性を示しているが、夫婦の行動変化による期間指標の引き下げには、出生を遅らすことによるテンポ効果が含まれている可能性にも十分留意すべきである。

### I. はじめに

期間 TFR（Total Fertility Rate 合計特殊出生率）の変動を、人々の再生産行動の変化とどのように結びつけて説明すべきかは、今なお人口研究に携わる専門家を悩ませる難問である。ある年の女子の年齢別出生率を再生産年齢について足しあげた期間 TFR は、その年の人口再生産力を示す要約指標のひとつであり、人口の長期的なダイナミクスにとって重要な意味を持つ<sup>1)</sup>。また、コーホート要因法によって将来の人口を推計する際には、女子の年齢別出生率は、毎年の出生数を決める重要な仮定値であり、期間 TFR の将来値が衆目を集めるのは当然のことと言えよう。

1) ただし、TFR 等の要約指標は、出生のタイミングの側面を捨象しているため、その水準によってのみ、長期的な人口のダイナミクスが一意に決定するわけではない（稲葉2000）。

一方、期間 TFR の大きさが何を表しているのかといえば、「仮に女性が、再生産年齢が終わるまで生存し、その年の年齢別出生率にしたがって子どもを生んだ場合に実現される最終的な子ども数」とされる。しかし、実際に、そのような出生行動を経験した集団（世代）が存在するわけではなく、また、将来的に出現するという科学的根拠もない。したがって「女性が生涯に生む子ども数」という、われわれの日常感覚に馴染みやすい表現ではあるものの、その“女性”とは“架空人物”であり、生まれたとされる“子ども”も、仮定に基づいて計算上得られた、文字通り“机上の産物”であるという認識が不可欠である。

しかしながら、現実問題として、この指標が参照される多くの場面で、期間 TFR の水準は「今日の女性が生んでいる平均的な子ども数」という実体的意味に受け取られ、その推移については、本来、期間 TFR の変動を規定している人口学的メカニズムとは無関連に、家族形成に関する人々の意識変化や社会経済状況の変化と直感的に結び付けて解釈されることが少なくない。そのため、これまで人口研究に携わる多くの専門家が、このような期間 TFR の変動をめぐる誤解の解消をめざし、人口学的メカニズムの解明およびその説明に努めてきた<sup>2)</sup>。ただし、この問題（期間 TFR の変動と人々の行動変化との接合）に関しては、残念ながら、いかなる状況にも通用しうる完全無欠の解法が存在するわけではない。加えて、現象自体が、日々刻々と変化していく。したがって、看過できない誤謬を避けるためには、専門家が最新データを様々な角度から眺め、分析手法について議論し、結果について速やかに公表するより他に方法はないように思われる。

本稿では、期間 TFR の変動をめぐるこれまで議論の中でも、とくに配偶関係構造および初婚年齢の変化が期間出生率に与える影響に着目し、近年の期間 TFR の低下に、結婚行動<sup>3)</sup>の変化および結婚後の夫婦の出生行動の変化が、それぞれどの程度寄与していたのかを定量的に明らかにすることを試みる。

## II. 期間 TFR 変動に関わる人口学的メカニズム

日本においては、期間 TFR 変動に関するこれまでの誤解は、主に以下の二つの人口学的メカニズムに関わっている。

### 1. カンタムとテンポ

まず、期間 TFR の低下を、ただちに女性が生涯に生む子ども数の減少と解釈する誤解。期間 TFR の変動は、出生の完結レベル（カンタム quantum）の変化以外に、出生のタイミング（テンポ tempo）の変化によっても引き起こされる。この現象はコーホート指

---

2) 期間出生力指標に関する錯覚や誤解、コーホート指標との関連については、河野・石川（1985）、稲葉（1986）、金子（2001）を参照のこと。

3) 本稿における結婚行動とは、初婚のみをさしている。したがって離婚や再婚行動の変化による出生率への影響は、離別者、死別者を含む既婚者の出生行動の変化として把握されることになる。ちなみに、2000年国勢調査によれば、45～49歳女子にしめる死別者割合は2.3%、離別者割合は7.0%であった。

標と期間指標の関係性の理解と深くかかわっており、その説明には Ryder が考案した人口学的翻訳 demographic translation の公式がしばしば参照される。この式は期間 TFR がコーホート TFR（コーホートの平均出生児数）とコーホートの平均出生年齢の変化率で表されており、コーホートの再生産行動の変化が一定の条件を満たす限り、期間 TFR 変動における一種のテンポ効果を定量的に把握することができる（Ryder 1964）。また、稲葉（1986）においても、期間出生率とコーホート出生率との関連の定式化のなかで、タイミング効果が期間 TFR を変動させるメカニズムが数理的に明らかにされている。近年では、Bongaarts and Feeney（1998）による調整期間 TFR（adjusted TFR）の提唱を皮切りに、出生タイミングの変化を期間指標に反映させる新指標の開発が進み（Kohler and Philipov 2001, Kohler and Ortega 2002a, Kohler and Ortega 2002b）、また指標に対する批判なども話題を呼んでいる（Kim and Schoen 2000, Van Imhoff and Keilman 2000, 鈴木2002）。

出生過程途上のコーホートを含む期間指標から、未完コーホートの完結レベルを無条件に導く方法はないものの（Van Imhoff 2001）、Ryder のテンポ指標や、Bongaarts and Feeney の調整 TFR を用いた分析は、少なくとも出生力転換後の日本の期間 TFR の低下において、出生タイミングの影響が決して小さくなかったことを明示してきた（大谷1993, 福田1999, 別府2001）。

## 2. 結婚行動と夫婦の出生行動

いまひとつの誤認は、期間 TFR の低下が、夫婦が従来のように子どもを生んでいないことによるのみ引き起こされているとするもの。しかし、婚外出生が例外的である社会においては、配偶関係構造および結婚のタイミング変化が期間 TFR の変動をもたらすという側面を見逃してはならない。すなわち、たとえ結婚後の夫婦の子ども産み方（初婚年齢別にみた出生累積過程および完結レベル）に全く変化がなくとも、晩婚化が進み、未婚者割合が増えれば、期間 TFR は大きく低下しうる。そして、期間 TFR が結婚行動の変化に起因するのか、結婚後の夫婦の行動変化に起因するのかは、少子化対策の方向性と重み付けに関わってくるため、政策的にも大変重要な問題とされる（廣嶋2001）。

配偶関係構造の影響を計測する方法のひとつとして、期間年齢別出生率の年次間総変化量に対する有配偶率変化と有配偶出生率変化のそれぞれの寄与を求める要因分解がある。日本についても分析がなされ、1970年代半ば以降の出生率低下のほとんどが、有配偶率の低下によって説明がつくことが示されてきた（阿藤1982, 河野1995）。しかし有配偶出生率は、分母となる有配偶女子が結婚持続期間でコントロールされていないため、昨今のように初婚年齢パターンに著しい変化がある場合には解釈が難しく、とくに年齢別有配偶出生率の寄与が、必ずしも結婚出生力の動向を反映しないことが指摘されている（廣嶋2001）。

このような問題を回避するため、廣嶋はコーホート指標をベースにした独自の要因分解、さらに、シミュレーションによって結婚と結婚出生率の寄与の算出を試みている（廣嶋2000a, 2000b）。その結果、1970年～2000年の全期間について、合計出生率低下（2.138→

1.386) の56.7%はコーホートの初婚水準低下(非婚化), 13.5%が初婚期の遅れ(晩婚化), 24.5%が既婚出生率水準低下, 5.3%が既婚出生期の遅れによるとされている<sup>4)</sup>。ただし, 既婚出生率の水準とタイミングによる寄与は年齢別出生率の将来推計値に依存しているため, 将来値の置き方によって結果が異なってくることに留意しなければならない。

また, 既婚女子を分母にした結婚出生率というマクロ指標の変動の解釈についても注意が必要である。「結婚年齢が高い妻ほど最終的な出生児数が少ない」という関係があるので, 結婚出生率(夫婦一組あたりの出生児数)は, 晩婚の夫婦が増加するという構造的変化だけでも低下する。しかし, この場合, 初婚年齢別に見た夫婦の子どもを生み方が変化しているわけではないので, その要因は結婚行動にあるというべきである。したがって, 「夫婦が, 以前に比べて子どもを産み控えているのか」といった議論に結びつけるためには, 単に結婚出生率の低下を示すだけでなく, そのなかに晩婚化という構造的要因で説明できない実質的な低下が含まれているのかどうかを明らかにする必要がある。その場合, すでに稲葉(1992, Inaba 1995)で試みられているように, 日本人人口が基本的に初婚過程によって再生産される人口であることを前提に, 結婚出生力が, 結婚年齢と結婚持続期間(およびパリティ構造)に規定されているとする分析枠組みが有効となってくる。

出生力が母親の年齢に規定される側面は人口学において古くから着目され, 年齢スケジュールに関する数理モデルが, とりわけ出生率推定において広く活用されてきたことは事実である(Coale 1971, Coale and Trussell 1974)。しかし一方で, 出生率変動の解釈をより深化させるためには, 出生力を実質的に規定する社会的, 生物学的過程や構成要素を特定できる分析枠組みが必要であることも常に指摘されてきた。その中でも, 結婚出生力が妻の結婚年齢および結婚持続期間に規定されるという観点は比較的早くから認識され, さまざまなモデル分析で取り入れられている(Clark 1949 Henry 1961, Page 1977, Boulier and Rosenzweig 1978)。さらに, 日本については, すでに伊藤・山本(1981), 阿藤・伊藤・小島(1986)などにおいて, 出生率が有配偶率, 年齢別有配偶女子人口の分布, 結婚持続期間別出生率に規定されるモデルが提示され, 結婚行動の変化による出生率変動を再現するマクロシミュレーション分析が試みられている<sup>5)</sup>。

本研究では, 出生力を規定する結婚行動(初婚年齢の分布と既婚率)と結婚後の夫婦の出生行動(初婚年齢別, 年齢別(結婚持続期間別)出生率)という二分的視点に焦点をあて, それぞれの変化が期間 TFR に与える影響を明らかにしたい。既婚者の年齢別出生率

4) 廣嶋論文における各コーホートの仮想的年齢別出生率は, 現実の生涯出生率水準を比例的に変化させ, 平均年齢の変化分を平行移動させることによって求めている。

5) 阿藤・伊藤・小島(1986)における, 年齢別有配偶女子人口と結婚持続期間別出生率に着目した  $x$  歳時出生率  $f_x$  は, 以下のように表現されている。

$$f_x = m_x \cdot \sum_d \left[ \frac{P_{x,d}^M}{P_x^M} \right] \cdot f_{x,d} + [1 - m_x] \cdot f_x^U$$

ただし,  $m_x$  は有配偶率,  $P_{x,d}^M$  は年齢別, 結婚持続期間別, 有配偶女子人口,  $P_x^M$  は年齢別, 有配偶女子人口,  $f_{x,d}$  は年齢別, 結婚持続期間別出生率,  $f_x^U$  は, 年齢別非嫡出生率である。

に関しては、パリティ別に分解することが可能であるが、今回、結婚出生力に関する標準パターンを標本調査のデータから得るために、安定性の見地から、パリティについて集計された出生率を用いる。また、結婚出生力の変化が期間 TFR に与える影響に関しては、完結レベルとタイミングの効果を分離しない代わりに、外生的な仮定に基づく将来値を用いず、事実確定している結果に限定して議論をしたい。

なお、本稿で示される数値および結果は、平成14年1月に公表された日本の将来人口推計（国立社会保障・人口問題研究所 2002）に用いた年齢別出生率の仮定値を設定するのに先立ち、過去の初婚率および出生率の動向に関して分析をおこなった結果に基づいている。

### III. 分析の手順

本研究の最終目的は、期間 TFR に対する結婚行動および夫婦の出生行動の影響を明らかにすることであるが、行動変化の観察や分析モデルの構築には、初婚や出生が加齢とともに進行するライフコース事象であるという事実に適切なコーホート視点を採用する。

まず、寄与の導出に先立ち、初婚過程および出生過程の特性（完結レベル・平均年齢・年齢のばらつき）によって、行動変化の実態を確認しておく。なお再生産過程が未完結であるコーホートについては、センサリングされた年齢についてモデル推定値を用いる。

続いて、出生過程の途上ではあるが、完結レベルに程近いと考えられる、40歳時および35歳時のコーホート累積出生率について、①既婚率の変化（未婚者割合の増加を反映）、②初婚年齢分布に規定される期待結婚出生率の変化（晩婚化を反映）、③期待結婚出生率の実現率の変化（夫婦の出生累積過程の変化を反映）、のそれぞれの寄与を求める要因分解を試みる。

最後に、現実には変化が起きている結婚行動や夫婦の出生行動に関して、基準となる世代と同様の行動パターンが続いたと仮定した場合の反事実的な年齢別出生率をモデルを用いてシミュレートし、その値と現実の出生率との差分をもって、それぞれの行動変化の寄与を観測したいと考える。

反事実的な出生率の算出には、次のようなモデルを用いる。コーホートの  $x$  歳時累積出生児数の平均値  $F(x)$  は、以下のように表される。

$$F(x) = PM_x \cdot \left\{ \left[ \sum_{a=15}^{x-1} (m_x(a) \cdot g_x(a)) \right] \cdot W_x \right\} \cdot k_x$$

ここで  $PM_x$  は  $x$  歳時既婚率（累積初婚率）、 $m_x(a)$  は  $x$  歳時有配偶女子の初婚年齢が  $a$  歳である割合、 $g_x(a)$  は初婚年齢  $a$  の有配偶女子の  $x$  歳時平均累積出生児数である。[ ] でくくられた部分は、有配偶女子の期待出生率となるが、それを既婚女子の期待出生率に変換するためには、離死別による影響を調整する  $w_x$  ( $x$  歳時の離死別効果係数) が必要

となる。したがって {} でくくられた部分が、初婚年齢の分布に規定される既婚女子の平均累積出生児数の期待値（期待結婚出生率）となる。 $k_x$  は左記の期待結婚出生率を変動させる係数（結婚出生力変動係数）、すなわち、既婚女子の初婚年齢別年齢別（結婚持続期間別）出生率の標準パターンからの乖離を総体的に示す係数である。 $k_x$  が全年齢で1.0ならば、既婚女子の初婚年齢別年齢別出生率が標準パターンにしたがっている、すなわち、夫婦の出生累積過程に変化がないことを意味する<sup>6)</sup>。

$g_x(a)$  については、出生動向基本調査<sup>7)</sup> のデータを用いて、行動が安定している過去のコーホートの実績値の平均値を用いた。なお、年齢  $x$  における年齢別出生率  $f(x)$  は、 $f(x) = F(x+1) - F(x)$  によって求められる。

結婚行動、夫婦の出生行動に関するシミュレーションは以下の二つである。

- ① 結婚行動、夫婦の出生行動がともに、過去の行動が安定していた世代の行動パターンに従う場合（PM および  $m(a)$  に年齢別初婚率の標準パターンを用い、 $k$  は1.0）。
- ② 結婚行動は現実通り変化し、夫婦の出生行動のみ、過去の行動が安定していた世代の行動パターンに従う場合（PM および  $m(a)$  には年齢別初婚率の実績値を用い、 $k$  は1.0のまま）。

①による出生率と②による出生率の差分が、結婚行動の変化による変動と考えられ、②による出生率と出生率実績値との差分が、夫婦の出生累積過程の変化による効果であると考えられる。なお、これらの分析は、基本的に2000年までに実績値が得られている年齢部分についてのみシミュレーションを行う（2000年時点で35歳のコーホートについては、35歳時点までのシミュレーションを行う）。したがって、これらの結果には将来の動向に関する想定や仮定は一切含まれておらず、結果が、今後明らかになる将来値により左右されることはない。

最後にコーホートに基づいて算出した反事実的な年齢別出生率を期間指標に組替え、期間 TFR 実績と比較することによって、結婚行動および夫婦の出生行動の変化がもたらし

6) たとえば、Boulier and Rosenzweig (1978) では、結婚年齢と結婚持続期間が調整された  $x$  歳時累積結婚出生力に関する指標（duration ratio）として、

$$DRAT(x) = \frac{C(x)}{\int_m^x n(a) da}$$

を用いている。ここで、 $x$  は現在年齢、 $n(a)$  は  $a$  歳の自然出生力、 $C(x)$  は既往出生児数、 $m$  は結婚年齢である。すなわち、既往出生児数と、自然出生力のスケジュールにしたがって子どもを生んだ場合に期待される出生児数との比を意味している。本モデルでは、標準パターンとして自然出生力スケジュールの代わりに、過去のコーホートの初婚年齢別、結婚持続期間別出生率を用いて DRAT に代わる  $k_x$  を測定していることになる。なお、比ではなく、差分をとる方法も考えられるが、望ましい結果が得られにくいことが Boulier and Rosenzweig (1978) において指摘されている。

7) 国立社会保障・人口問題研究所による。分析に用いたのは第8次～第11回調査（それぞれ、1982年、1987年、1992年、1997年に実施）における夫婦票のうち、50歳未満の初婚同士夫婦の妻について。

た期間 TFR の変動を定量的に把握することが可能となる。

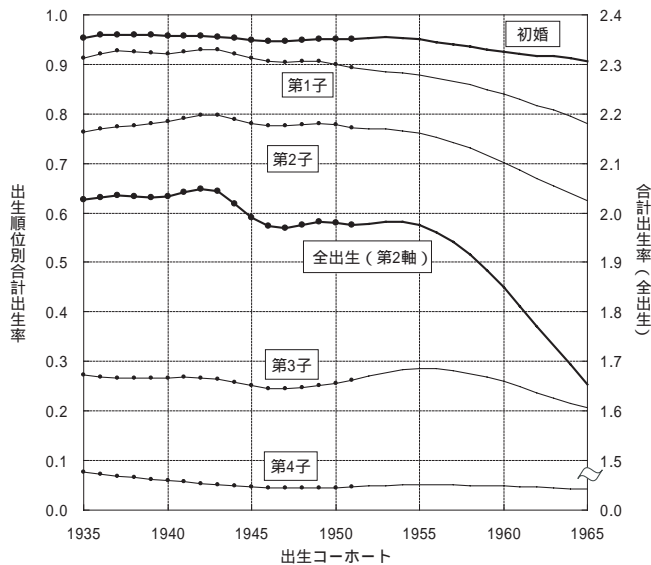
#### IV. コーホート指標に見る女子の初婚過程・出生過程の変化

まずコーホート別にみた要約指標から、行動変化の実態を概観しよう。ただし、年齢別初婚率および出生順位別年齢別出生率の実績値のデータについては、人口動態統計による公表値ではなく、将来推計人口への利用を目的に、独自に算出した値を用いている<sup>8)</sup>。

コーホート指標を得るためには、再生産年齢の全期間の実績値が必要である。しかし西暦2000年時点で、初婚過程・出生過程が完了しているのは、2000年時点で50歳に達している1951年生まれ的女子よりも高齢の世代ということになる。それよりも若い世代については、初婚過程・出生過程の途上にあるため、最終的なコーホート指標を得るためには、将来の年齢別初婚率および出生率を何らかの方法で推定しなければならない。ここでは国立社会保障・人口問題研究所が2002年1月に公表した全国将来推計人口における年齢別初婚率および年齢別出生率の推計システムを利用した場合の結果を紹介する。

将来推計人口における年齢別出生率推計では、コーホートの年齢別初婚率および出生順

図1 コーホート合計初婚率、全子および出生順位別コーホート TFR



8) 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若干異なる。また年齢別出生率の年次補整によって期間の偶然変動およびヒノエウマ（1966年）の出生コーホートが関わる分母人口の不整合を調整した。なお、1996年から1999年については、2000年国勢調査から逆進推計によって求めた人口を分母としている。年齢別初婚率の算出にあたっては、人口動態統計から得られる年齢別初婚数には届出遅れが存在するため、届出遅れ補正を行っている。また2000年1月に届け出が集中している傾向を期間効果と見なし、1999年12月と2000年1月の初婚件数の調整により2カ年の初婚率を補整した。

位別コーホート年齢別出生率の実績値に、補正を加えた一般化対数ガンマ分布モデル（金子1991, 1993）をあてはめ、実績値がない部分についてモデル値を算出している<sup>9)</sup>。結婚・出生過程の途上でも、ある程度の年齢までの実績値があれば、一般化対数ガンマ分布モデルのパラメータが最尤推定法によって一意に決まる。ここでは、この方法によってモデル値を推定できる、すなわち外生的な仮定を一切おかずに将来値が得られる1965年出生コーホート（2000年時点35歳）までの結果を示す。

図1は、コーホートの合計初婚率、出生順位別出生率、合計出生率の推移である。出生順位は、第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。出生順位によって多少動きが異なるが、おおむね1950年代半ば以降のコーホートから、初婚および出生児数の完結レベルに変化がおきていることがわかる。図2は、同じくそれぞれの平均年齢を示したものである。平均年齢については、第3子、第4子については1945年コーホート以降上昇がみられ、初婚、第1子、第2子については1950年代はじめのコーホートから、上昇がはじまっている。完結レベルの変化に先立って、晩婚、晩産といったタイミングの変化が起こっ

9) 年齢別初婚率、年齢別出生率の推計システムに関する詳細は、金子（1991,1993）を参照のこと。

このモデルでは、まず出生順位（ $n$ ）ごとの出生率（ $f_n$ ）を年齢（ $x$ ）の関数として与える。すなわち、

$$f_n(x) = C_n \cdot \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n)$$

ただし、

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

とする。 $\Gamma$ 、 $\exp$ 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 $\lambda_n$ は出生順位 $n$ ごとのパラメータである。これはコールマクニールモデルとして知られるものを拡張した形式であり、一般化対数ガンマ分布の一形式に当たる。なお、出生順位は、第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。ただし、これだけでは実際の年齢別出生率の再現能力に限界があるため、わが国出生率の実績を用いた誤差分析により、誤差の標準的なパターン（ $\varepsilon_n$ ）を抽出して修正を加えている。

以上により、コーホートの年齢別出生率関数 $f(x)$ は、

$$f(x) = \sum_{n=1}^4 C_n \cdot \left\{ \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

として与えられる。

さらに、このモデルは位置パラメータ $u_n$ が大きくなるにつれて、高年齢部分が上昇するという性質を持つが、現実の出生過程では、高年齢での妊娠・出産には生物学的な供給制限が働く。実際、晩産化が進んでいるコーホート（1946年コーホート以降）では、このモデルが高年齢の出生率を過大に推定する傾向がみられた。そこで、実績値があるコーホートについては、この乖離を補正する係数の年齢パターンにロジスティック・モデルをあてはめ、パラメータを推定した。高年齢のデータがないコーホートについては、過去のパラメータの傾向を趨勢延長したのち一定の値に収束するよう設定した場合のモデル値を用いた。この補正は、年齢別出生率関数 $f(x)$ のパラメータが推定された後におこなう。よって、最終的な年齢別出生率は、

$$f(x)^{adj} = \sum_{n=1}^4 \left[ \frac{1}{1 + \exp \{ (x - h_{1n}) / h_{2n} \}} \cdot C_n \cdot \left\{ \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

となる。 $f(x)^{adj}$ は高年齢補正後の年齢別出生率であり、 $h_{1n}$ 、 $h_{2n}$ は、高年齢補正係数の年齢パターンを決める出生順位ごとのパラメータである。



図2 コーホート平均初婚年齢，全子および出生順位別コーホート平均出生年齢

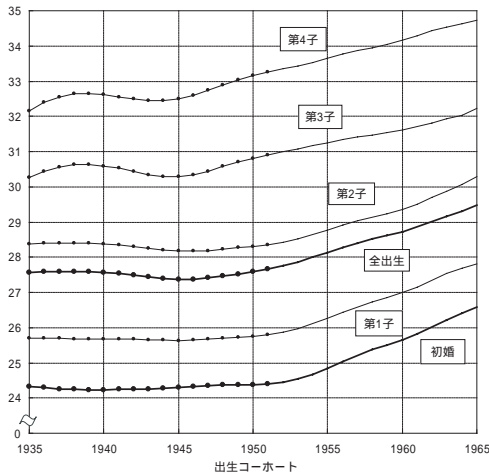
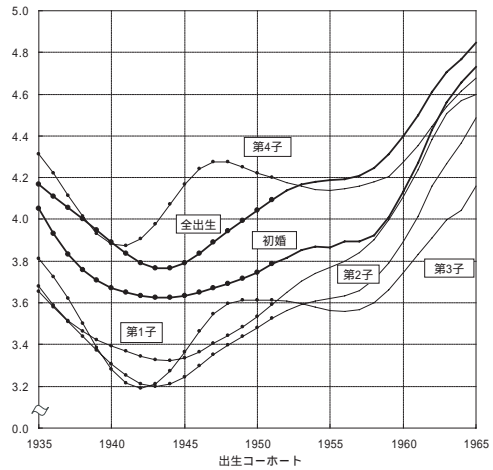


図3 初婚年齢の標準偏差，全子および出生順位別出生年齢の標準偏差

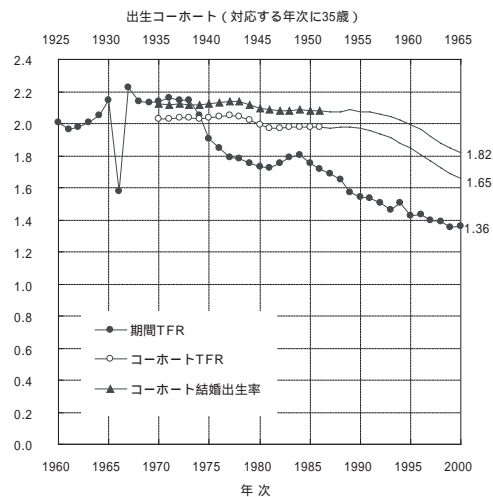


ていたことを意味している。図3は初婚年齢，出生年齢のばらつきを意味する標準偏差であるが，1940年代に初婚年齢や出生年齢の集中傾向がみられて以降，おおむね分散が大きくなる方向で動いている。なお，以上の指標の5年おきの数値を付表1～付表3に記載した。

このように，1940年代から1950年生まれに見られるような，比較的安定していた結婚行動，出生行動は，1950年代生まれ以降，①初婚年齢，出生年齢の分散の拡大（経験年齢の多様化），②平均年齢の上昇（晩婚化，晩産化）を経て，③完結レベルの低下（非婚化，少産化）という行動変化に至っていることがわかる。

ところで，冒頭で，期間 TFR の大きさが，しばしば「今日の女性が生んでいる平均的な子ども数」といった実体的意味に誤解されていることに触れたが，このような概念に近いのは，むしろ，当該年次に生み盛りの年齢を過ぎたあたりのコーホートの平均出生児数（コーホート TFR）と言えるかもしれない。図4は，期間 TFR と，その年次に35歳であったコーホートのコーホート TFR，およびコーホート TFR を既婚率で割った，コーホート結婚出生率を示した。1952年出生コーホート以降は出生過程の途上にあるため，過去の実

図4 期間 TFR，コーホート TFR およびコーホート結婚出生率



注：コーホート TFR，コーホート結婚出生率については1952年出生コーホート以降モデル推定値を含む。

績値をもとにモデルによって推定して将来値を含んだ結果であることに留意されたい。

期間 TFR は1970年代半ばから低下しているが、その当時35歳であったコーホートの平均出生児数は2.0前後を推移していることがわかる。1955年コーホート以降は、低下傾向が見られるが、それでもなお、2000年35歳のコーホート TFR は1.65と推定され、2000年時点で1.36という期間 TFR の水準を大幅に上回っている。結婚出生率（既婚女子の平均出生児数）に至っては、1.8を超える可能性が高い。今日においても、30代半ばの既婚女性の7割近くが、2人以上の子どもを生んでいることを意味する。

## V. コーホート累積出生率変化の要因分解

ではこのようなコーホート出生率の変化に結婚行動の変化および夫婦の出生行動の変化は、それぞれどの程度の影響を与えているのだろうか。ここではコーホートの累積出生率のコーホート間総変化量に対して、①既婚率の変化（未婚者割合の増加を反映）、②初婚年齢分布に規定される期待結婚出生率の変化（晩婚化を反映）、③期待結婚出生率の実現率の変化（夫婦の出生累積過程の変化を反映）、の寄与量を明らかにする要因分解について説明する。なお、この要因分解については、出生はすべて既婚女子から発生することを前提としているが、婚外子割合が2%に満たない今日の日本社会においては、この前提は十分妥当性があると言えよう。

ある女子コーホートが、 $x$ 歳に達するまでに生んだ出生数を  $B$ 、コーホートの女子人口を  $N^F$  とすれば、 $x$ 歳時コーホート（累積）出生率（CTFR）は、次のように表現される。

$$CTFR = \frac{B}{N^F}$$

右辺の分母と分子に  $x$ 歳時既婚女子人口（ $N^{FM}$ ）および初婚年齢分布に規定される  $x$ 歳に達するまでの予測出生数（ $EB$ ）をかけると次式が得られる。

$$CTFR = \frac{N^{FM}}{N^F} \cdot \frac{EB}{N^{FM}} \cdot \frac{B}{EB}$$

右辺第1項は  $x$ 歳時既婚率（累積初婚率）（ $PM$ ）、第2項は初婚年齢分布に規定される  $x$ 歳時期待結婚出生率（ $CEB$ ）、第3項は  $x$ 歳時期待結婚出生率の実現率（結婚出生力変動係数）（ $K$ ）であるから、以下のように書き改められる。

$$CTFR = PM \cdot CEB \cdot K$$

いま、二つのコーホート（ $t_0$ 年ならびに  $t_1$ 年出生コーホート）の累積出生率の変化（ $\Delta CTFR$ ）を計量しようとするれば、因数分解の公式により、以下のような式を得ることが

できる<sup>10)</sup>.

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= CTFR^{t_1} - CTFR^{t_0} = PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} \\ &= \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &\quad + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(K^{t_1} + K^{t_0})}{2} (CEB^{t_1} - CEB^{t_0}) + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(CEB^{t_1} + CEB^{t_0})}{2} (K^{t_1} - K^{t_0})\end{aligned}$$

右辺第1項がコーホート累積出生率の総変化量に対する、既婚率の変化による寄与量、第2項が初婚年齢の分布変化による寄与量、第3項がそれ以外の効果、すなわち夫婦の出生累積過程の変化による寄与量と考えることができる。

ここではある程度出生過程が進んでおり、かつより若いコーホートの動向を捉えるために、40歳時累積出生率および35歳時累積出生率の要因分解の結果を示すことにする。

$x$ 歳時コーホート累積出生率、既婚率については人口動態統計の年次別年齢別の数値を組替えることによって算出できる。ここでは $t$ 年出生コーホートの $x$ 歳時既婚女子における期待累積出生児数 $CEB(x,t)$ の算出方法について説明しよう。 $CEB(x,t)$ は、次式によって表現できる。

$$CEB(x,t) = \left[ \sum_{a=15}^{x-1} (m_x(a,t) \cdot g_x(a)) \right] \cdot w_x$$

ここで、 $m_x(a,t)$ は、 $t$ 年出生コーホート $x$ 歳時有配偶女子のうち初婚年齢が $a$ 歳である割合、 $g_x(a)$ は、初婚年齢 $a$ 歳の有配偶女子の $x$ 歳時累積出生児数の標準値を意味する。この標準値については、出生動向基本調査によって、出生過程がほぼ完結し、傾向が安定している1932-57年出生コーホートの初婚同士夫婦の妻の平均値を用いた。 $g_{35}(a)$ および $g_{40}(a)$ については、図5に示した。

$w_x$ は $x$ 歳までに生じた離死別が既婚出生率に与える影響係数であり、コーホート別に過去の既婚女子のコーホート累積出生率と出生動向基本調査による初婚同士夫婦の妻の完結出生児数との乖離を求め、その平均値を調整係数とした。 $w_{35}$ は0.978、 $w_{40}$ は0.972であった。

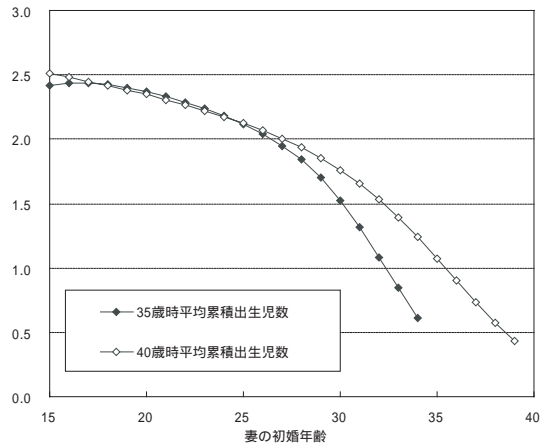
1935年から1965年出生コーホートの5年ごとのコーホート間変化について、先述の要因分解によってそれぞれの寄与を算出してみた。図6および表1は40歳時の累積出生率の要因分解の結果である。1955年から1960年のコーホート間変化において、-0.14の低下が見られるが、このうち、42%が既婚率の低下(未婚率の上昇)によるもの、33%が初婚年齢の上昇(晩婚化)によるもの、25%が、結婚後の夫婦の出生累積過程の変化によるもので

10) 式の展開については付論を参照のこと。

あることがわかる。前者二つがいわゆる結婚行動の変化、最後のものが夫婦の出生行動の変化によるものと考えられるので、40歳時点では二つのコーホートの出生率の差の75%が結婚行動の変化に起因すると結論づけられる。

図7および表2は35歳時の累積出生率の要因分解の結果である。1955年以降、低下の総量が伸びているが、とくに1960年～1965年間の総低下量のうち、結婚後の夫婦の出生累積過程の効果が5割を超えていることがわかる。35歳時点というのは出生過程の途上とはいえ、完結レベルにかなり迫った段階であるので、1960年生まれ以降のコーホートについては夫婦の出生累積過程の遅れが、最終的な夫婦の子ども数の減少をもたらす可能性は高い。しかし、夫婦の出生累積過程の遅れが30代後半で取り戻される可能性も残っており、現段階でそれがどの程度の減少になるのかを判断することはできない。

図5 妻の初婚年齢別、平均累積出生児数(35歳時および40歳時)



注：「第8回～第11回出生行動基本調査」。当該年齢以前に結婚した1932～1957年生まれの初婚同士夫婦の妻の平均値。

図6 40歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

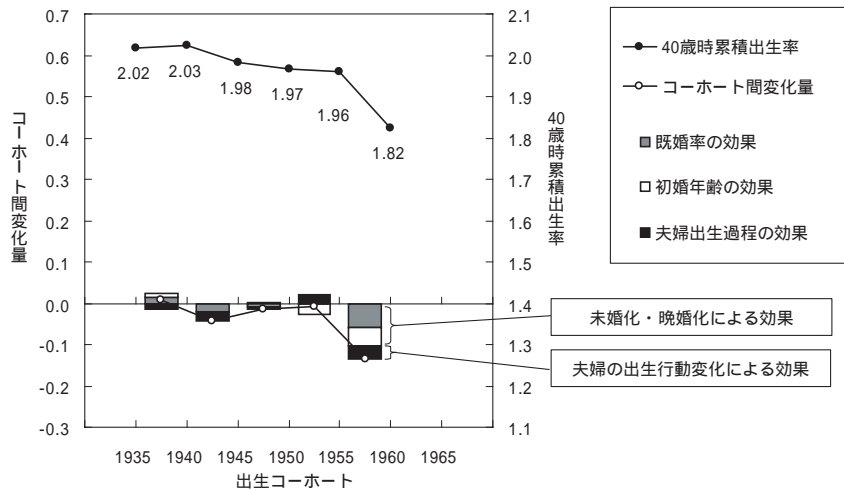


表 1 40歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

年次	1935～40年	1940～45年	1945～50年	1950～55年	1955～60年	1960～65年
40歳時累積出生率（期首）	2.02	2.03	1.98	1.97	1.96	-
40歳時累積出生率（期末）	2.03	1.98	1.97	1.96	1.82	-
コーホート間変化量	0.01	-0.04	-0.01	-0.01	-0.14	-
既婚率の効果	0.01	-0.02	0.00	0.00	-0.06	-
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	0.01	0.00	-0.01	-0.03	-0.04	-
夫婦出生過程の効果	-0.01	-0.02	-0.01	0.02	-0.03	-
寄与率（％）						
既婚率の効果	140.0	44.1	-19.5	6.7	42.4	-
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	105.7	5.5	49.3	320.9	32.8	-
夫婦出生過程の効果	-145.7	50.4	70.1	-227.6	24.8	-

図 7 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

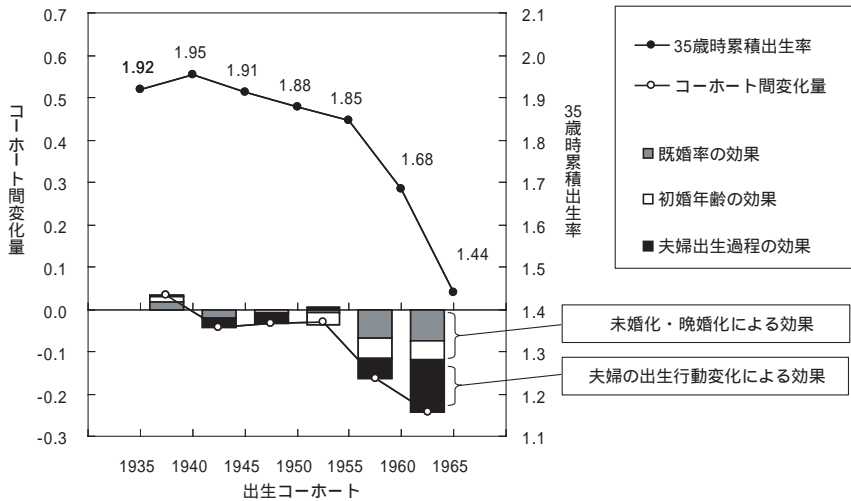


表 2 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要因分解

年次	1935～40年	1940～45年	1945～50年	1950～55年	1955～60年	1960～65年
35歳時累積出生率（期首）	1.92	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68
35歳時累積出生率（期末）	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68	1.44
コーホート間変化量	0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.16	-0.24
既婚率の効果	0.02	-0.02	0.00	-0.01	-0.07	-0.07
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	0.01	0.00	-0.01	-0.03	-0.05	-0.05
夫婦出生過程の効果	0.00	-0.02	-0.03	0.01	-0.05	-0.12
寄与率（％）						
既婚率の効果	51.3	47.3	0.6	23.9	42.3	30.3
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	36.5	3.3	23.3	95.5	28.2	18.8
夫婦出生過程の効果	12.2	49.4	76.1	-19.5	29.4	50.9

## VI. 結婚行動と夫婦の出生行動の標準パターン

前節で見てきたように、1960年出生コーホート以降、コーホートの累積出生率の低下傾向が顕著になり、またそこには結婚行動のみならず、夫婦の出生行動の変化も影響していることが確認された。そこで、結婚行動、夫婦の出生行動に変化がなかった場合という反事実的な出生率を再現して、実際の出生率との比較をしてみたい。反事実的なコーホートの  $x$  歳時累積出生率をシミュレートするためのモデルを再掲する。

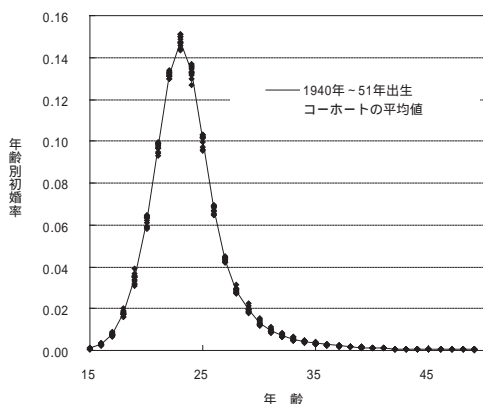
$$F(x) = PM_x \cdot \left\{ \left[ \sum_{a=15}^{x-1} (m_x(a) \cdot g_x(a)) \right] \cdot w_x \right\} \cdot k_x$$

ここで  $PM_x$  は  $x$  歳時既婚率（累積初婚率）、 $m_x(a)$  は  $x$  歳時有配偶女子の初婚年齢が  $a$  歳である割合、 $g_x(a)$  は初婚年齢歳の有配偶女子の  $a$  歳時平均累積出生児数、 $w_x$  は  $x$  歳時離死別効果係数である。 $k_x$  は左記の期待結婚出生率を変動させる係数（結婚出生力変動係数）である。

結婚行動および夫婦の出生行動の変化の効果を捉えるための二つのシミュレーションを行うためには、結婚行動や夫婦の出生行動が変化する以前の、標準的な年齢別初婚率および初婚年齢別有配偶女子の  $x$  歳時平均累積出生児数  $g_x(a)$  を定めなければならない。

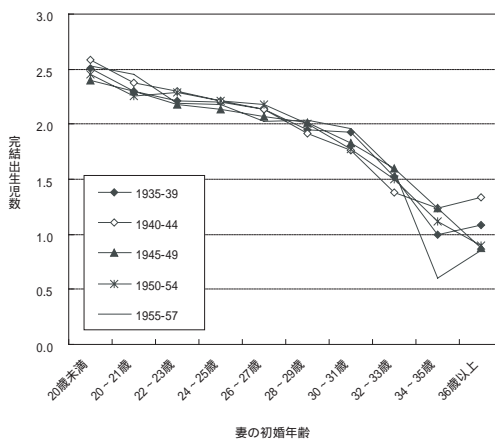
年齢別初婚率の標準パターンについては、以下のように定めた。第3節のコーホート指標で確認したとおり、年齢別初婚率の分布は、概ね1950年代から変化し、晩婚化と非婚化が進んできていることがわかる。そこで初婚過程の年齢パターンが比較的安定している

図8 年齢別初婚率：1940年～51年  
出生コーホート



注：人口動態統計から得られる年齢別初婚数には届出遅れが存在するため、届出遅れの補正を行い、初婚率算定にあたっては7月1日人口を分母に用いている。石川晃氏の計算による。

図9 出生コーホート別、妻の初婚年齢別  
完結出生児数



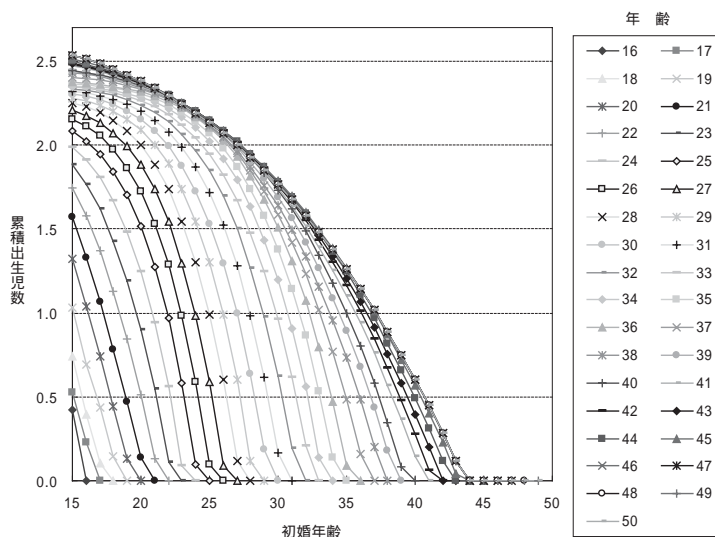
注：第8回～第11回出生動向基本調査。各調査時点で40～49歳の初婚同士夫婦の妻について、本来完結出生児数とは、再生産年齢終了時の累積出生児数を意味するが、ここでは調査時点で40歳以上の妻の累積出生児数を示している。

1940～51年出生コーホートの年齢別初婚率の平均値を求め、年齢別初婚率の標準パターンとして用いることとした（図8，付表4）。

一方、初婚年齢別有配偶女子の  $x$  歳時平均累積出生児数の標準パターン  $g_x(a)$  については、次のように定めた。

夫婦の出生行動については、出生動向基本調査のデータから、有配偶女子の初婚年齢別完結出生児数が1950年代半ばのコーホートまで安定的であることがわかった（図9）。したがって1932年～57年出生コーホートについて、初婚年齢別、各年齢時（結婚持続期間別）の平均累積出生児数を求め、これにロジスティック関数をあてはめて平滑化したものを標準パターンとした（図10，付表6）。

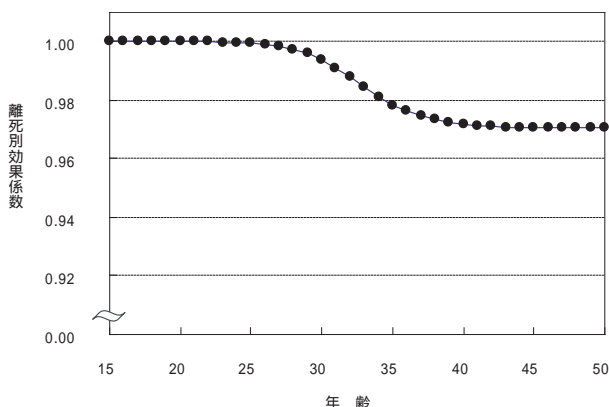
図10 各年齢時の初婚年齢別累積出生児数の標準パターン



注：第8～11回出生動向基本調査における、調査時点で41歳以上の初婚同士夫婦の妻，10,295（1932年～57年出生コーホート）について、各年齢時の平均累積出生児数を求め、ロジスティック関数によって補整した値をモデル値としている。

なお、 $w_x$  については、過去の既婚女子のコーホート累積出生率と出生動向基本調査による初婚同士夫婦の平均出生児数の比率からもとめた5歳ごとの数値にロジスティック関数をあてはめ、そのモデル値を各歳の数値として用いた（図11，付表5）。

図11 離死別効果係数



## Ⅶ. 反事實的コーホート出生率のシミュレーション

最初のシミュレーションは、初婚過程が標準パターンに従い、結婚出生力変動係数 $k$ が1.0の場合、すなわち夫婦の出生累積過程も標準パターンそのものである場合である。コーホート TFR は2.00、平均出生年齢は27.48歳となる。このような結婚行動、夫婦の出生行動パターンが長期的に続けば、期間 TFR も2.00の水準となる。

もう一つのシミュレーションは、初婚過程については、現実のとおり1950年以降晩婚化・非婚化が進むものとし、夫婦の出生行動のみ標準パターンに従うというものである。

初婚過程も初婚年齢別の夫婦の出生過程も標準パターンである場合（ケース1）、初婚過程は変化すが初婚年齢別の夫婦の出生過程は標準パターンである場合（ケース2）、コーホート年齢累積出生率の実績値、を特定コーホートで比較すると、図12のようになる。1965年出生コーホート前後から、出生標準パターンを用いたケース2の結果と出生率の実績値に乖離が見られることがわかる。すなわち、この乖離は結婚行動の変化では説明できないものであり、結婚後、夫婦が以前のような累積過程で子どもを持っていないことに由来すると考えられる。

図13は出生コーホート別に、各年齢時点で、ケース2の累積出生率と実績値との差、すなわち夫婦の行動変化によってどのくらいの累積出生率（平均出生児数）の低下があったのかを示している。1950年出生コーホート以降、20代後半から30代前半にかけて、期待される水準をしたまわる傾向がみられるが、1960年コーホートまでは、そのような低下が、30代後半に取り戻され、最終的な累積出生率の段階では、それほど大きな差がみられないことがわかる。しかし、1960年生まれ以降の出生コーホートの20代後半における低下は著しく、1965年出生コーホートでは、30代後半で多少取り戻す兆しはあるものの、その乖離は最終段階まで残る可能性が高いと見られる。

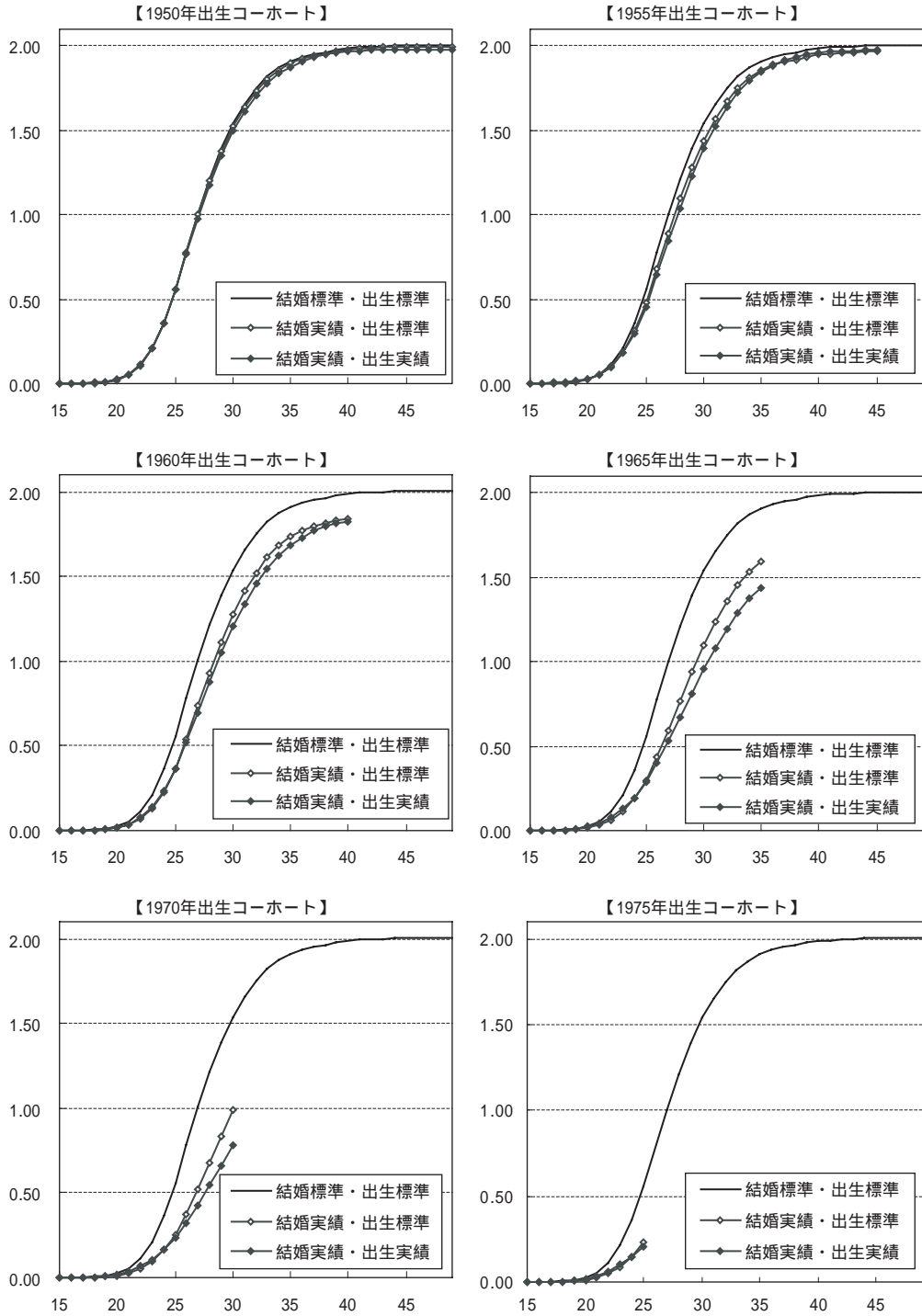
なお、20代前半については、若いコーホートほど、標準パターンによる期待値を上回っているが、これは、近年、第1子を妊娠してから結婚するケースが20歳前後で増加<sup>11)</sup>していることに起因すると思われる。

図14には、コーホート出生率と50歳時結婚出生力変動係数の比較を示した。結婚出生力変動係数が1よりも大きければ、標準パターンにしたがった場合に期待される結婚出生力を上回る出生力であったことを意味し、逆に1よりも小さければ、夫婦が以前の世代のように子どもを生んでいないことを意味する。コーホート出生率は1955年以降、低下傾向が見られるが、結婚出生力変動係数を見る限り、1960年コーホート前後までは1.0の水準を保っており、夫婦の行動変化による出生力の低下は見られない。この世代のコーホート出生率の低下は、結婚行動の変化（晩婚化と非婚化）ですべて説明がつくことを意味する。

11) 人口動態統計出生票の分析によると、1年間に出生した第1子のうち、明らかに婚前妊娠と思われる出生（結婚または同居開始7ヶ月未満に出生）の割合は、1980年には8%であったが、1990年には15%、2000年には19%と上昇している。とくに母年齢20-24歳では、1980年には13%であったが、1990年には31%、2000年には42%に至っている。



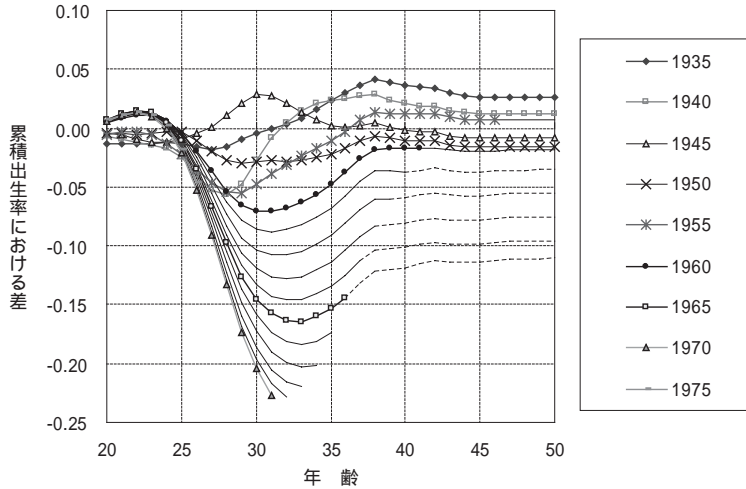
図12 コーホート累積出生率に関するシミュレーション結果と実績値



注：結婚標準とは、年齢別初婚率として1940～1951年出生コーホートの平均値を用いた場合。出生標準とは、妻の初婚年齢別、年齢別累積出生率として1932～1957年出生コーホートの平均値を用いた場合。

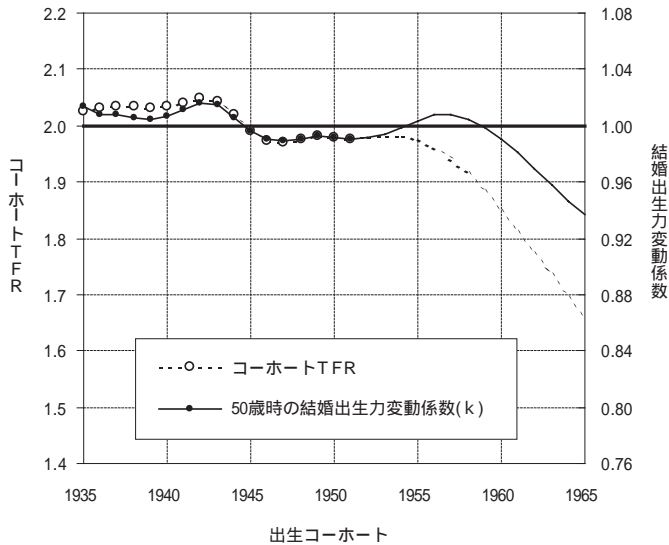
夫婦の出生行動変化が、出生数の完結レベルを低下させるほどの影響を示すのは、1960年  
出生コホート以降、すなわち2000年時点で40歳よりも若い世代ということになる。

図13 出生コホート別、年齢別、夫婦の出生行動に変化がなかった場合に期待される累積出生率と実績値との差



注：1955年～1965年出生コホートの実績値が得られない部分については、過去の実績値から推定したモデル値による結果（破線）を示している。

図14 コーホート出生率と結婚出生力変動係数 (k)

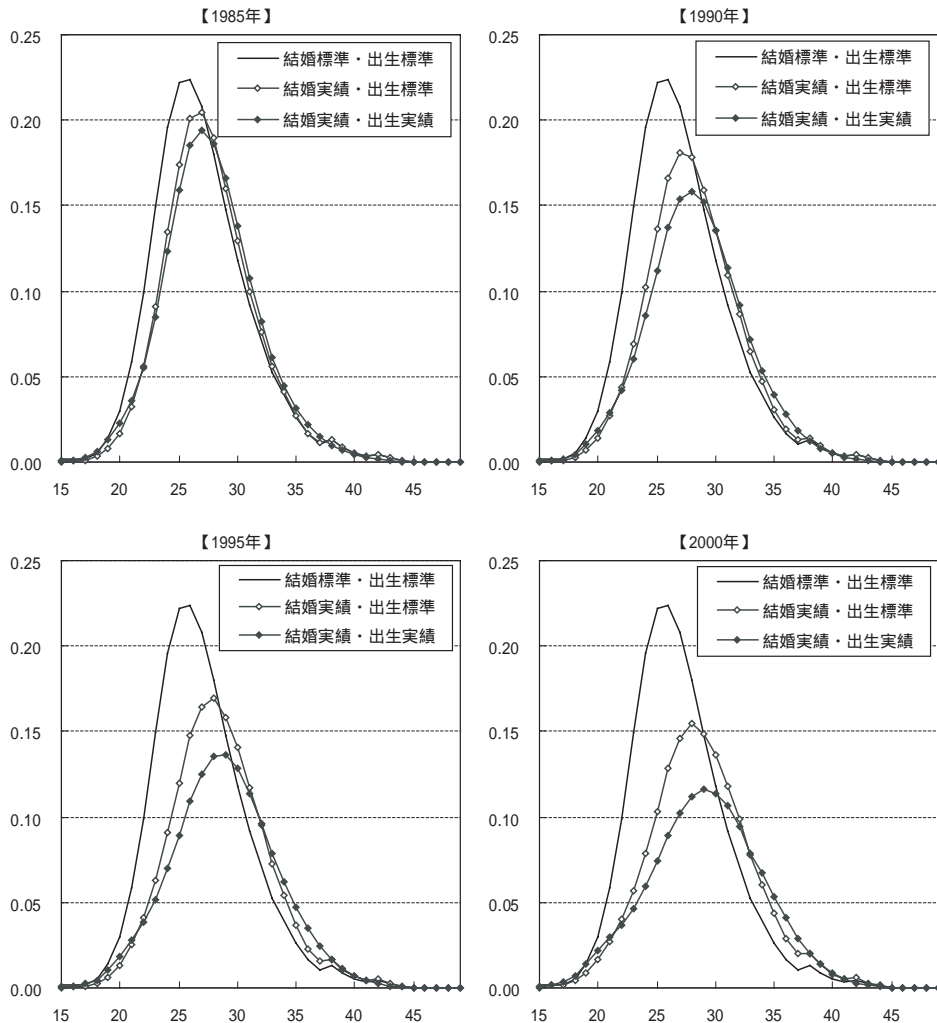


注：1952年出生コホート以降モデル推定値を含む。  
結婚出生力変動係数が1.0の場合、結婚出生力が、夫婦の子どもの生み方（初婚年齢別完結レベル）が標準パターンに従った場合に期待される水準と等しいことを意味する。

## VIII. 期間出生率の変化に対する結婚行動と夫婦出生行動の変化の影響

以上のシミュレーションで求められた反事実的なコーホートの年齢累積出生率から、年齢  $x$  における年齢別出生率  $f(x)$  を、 $F(x) = F(x+1) - F(x)$  によって求める。この年齢別出生率を年次ごとに組みかえ、1985年から2000年まで5年おきに、実績値と比較すると図15のようになる。1990年に入り、20代後半において、夫婦の出生行動に変化がないとした場合の値と実績値に乖離が生じている。と同時に、30代での上昇がそれを相殺するほど起きていないことがわかる。

図15 期間年齢別出生率に関するシミュレーション結果と実績値



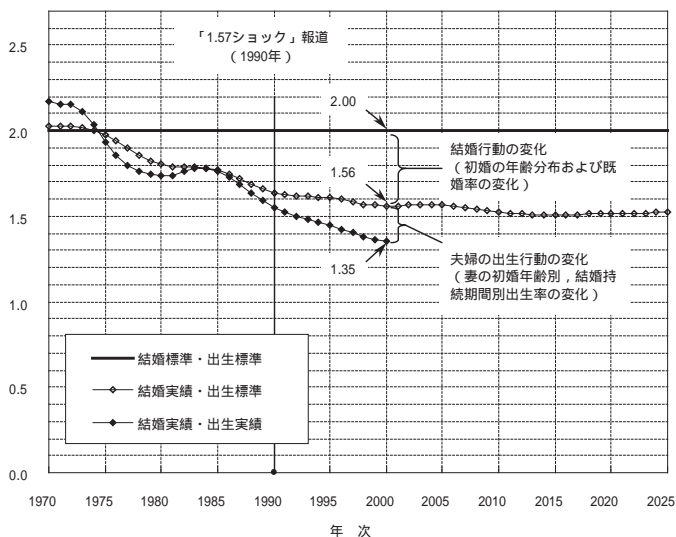
注：結婚標準とは、年齢別初婚率として1940～1951年出生コーホートの平均値を用いた場合。出生標準とは、妻の初婚年齢別、年齢別累積出生率として1932～1957年出生コーホートの平均値を用いた場合。

最後に、年齢別出生率を合計した期間 TFR の比較を図16に示した。全体について見ると、1990年代に入り、徐々に夫婦の出生行動の変化の影響が期間 TFR を低下させる働きをしていることがわかる。2000年時点では、仮に結婚行動も出生行動も安定期から変化していなければ、2.0の期間 TFR が期待され、たとえ結婚行動が現実どおり変化しても、夫婦の出生行動に変化がなければ1.56程度の期間 TFR が期待できたことを示している。すなわち、結婚および夫婦出生行動が標準パターンに基づいた場合の出生率と実績値との差のうち、7割が結婚行動の変化、3割が夫婦の出生行動の変化によって説明できるということになる。

ただし、この夫婦の行動変化効果には、最終的な子ども数の低下のみならず、タイミングの遅延効果も含まれているので、この寄与をただちに、完結レベルの低下に当てはめてはならない。現在の夫婦の行動変化の寄与のうち、どのくらいが実質的な夫婦の子ども数の減少によるのかを、実績値のみから判断することは不可能なのである。

期間 TFR の低下は1970年代半ばから始まっているが、1989年の値が1966年の「ヒノエウマ」の年を下回った、いわゆる「1.57ショック」報道があった1990年頃までは、その低下の大部分が、結婚行動の変化（晩婚化および非婚化）によるものであったことがわかる。もちろん、当時から夫婦の出生累積過程の基準パターンからの乖離は生じていたが、TFR としてみた場合は、年齢別の乖離が相殺されていたことを意味する。その後、夫婦の出生累積過程の変化が期間 TFR を低下させていくが、コーホートで観察する限り、当初は出生タイミングの遅延によって説明できる部分が大きいことが予想される。最終的な夫婦の

図16 シミュレーションに基づく期間TFRおよび実績値の推移



注：「結婚実績・出生実績」ケースの数値（現実のTFR）は、年央人口を分母にして算出し、期間の偶然変動を補正しているため、人口動態統計による公表値とは異なる。  
 「結婚実績・出生標準」ケースの2001年以降の数値は、年齢別初婚率について平成14年1月推計の中心仮定を用いた場合を示している。

子ども数の減少にかかわるような夫婦の出生累積過程の遅れは、1990年代半ば以降に、1960年出生コーホート以降の世代を中心に経験されていると言えよう。

なお、期間 TFR におけるシミュレーション結果と実績値、および、年齢 5 歳階級別出生率として集計した数値を付表 7 に掲載した。

2001年以降に関しては、平成14年1月推計の中位仮定に基づく年齢別初婚率を用いて、結婚行動のみ変化させた場合の期間 TFR の動きを示した。ここから分かることは、今後、仮に夫婦の出生行動が、安定期世代のパターンに戻ったとしても、結婚行動が以前のパターンに戻らなければ、1.5前後の水準以上の期間 TFR は期待できないということである。ここから、今日の少子化の主要因は結婚行動の変化にあるとあって差し支えないわけであるが、当然のことながら、今後の出生率変動に関しては、社会経済の状況によって、夫婦の出生行動の寄与が拡大していく可能性は十分に考えられる。

## IX. 結論

本研究の目的は、近年の期間 TFR の低下に、結婚（初婚）行動の変化（配偶関係構造と初婚年齢の変化）、および結婚後の夫婦の出生行動変化が、それぞれどの程度寄与していたのかを、定量的に明らかにすることであった。

コーホート指標の動きを見る限り、1940年代の出生コーホートを中心に安定していた初婚過程や出生過程が、1950年代出生コーホート以降、急激に変化していることがわかる。ただし、晩婚化、非婚化、晩産化、少産化という方向性はわかっても、それが相互にどのように関連しているのか、とりわけ、結婚行動と夫婦の出生行動といった二分的視点での説明においては、単独のコーホート指標の観察のみでは不十分である。

本稿では、年齢累積出生率が、女子の既婚率と初婚年齢分布、結婚持続期間別結婚出生率に規定されるモデルを考え、①結婚行動および夫婦の結婚持続期間別出生率が、過去の基準世代から変化しない場合、②結婚行動は実績に従い、夫婦の結婚持続期間別出生率は変化しない場合、という反事実的出生率をモデルによってシミュレートした。初婚の発生と結婚出生力を変数とする出生率モデルによるマクロシミュレーションは、わが国においては、1980年代初頭に伊藤らによる一連の研究の中で試みられている（伊藤・山本 1981, 阿藤・伊藤・小島 1986）。これらの研究においてすでに、1970年代から1980年代にかけての期間 TFR の低下のほとんどが晩婚化によって引き起こされたことが明らかにされていた。そしてその後も夫婦の行動に変化がなければ、出生率はやがて反転上昇するというシミュレーション結果が示されていた。本研究は、伊藤らの分析枠組みを引き継ぎつつ、その後実績値が得られた2000年までに分析期間を拡張したということになる。

モデルを用いて得られた反事実的出生率と実績値との差が、結婚行動および夫婦の出生行動が標準パターンから変化したことによる寄与を意味すると考えられる。その結果、1990年代に入るまでは、期間 TFR の低下のほとんどは結婚行動の変化によって説明できるものであったが、90年代に入り、徐々に夫婦の出生行動パターンの変化が期間 TFR の

低下として現れるほどに進んでいることがわかった。1990年以降夫婦の子どもの生み方に変化が起きていることはすでに指摘されており（佐々井 1998, 小川 2000, 廣嶋2000bなど）、本稿での結果もこれらを追認するものではあるが、1940年代生まれの女性を中心とした世代の結婚や夫婦の出生行動を基準とした場合に、1970年代から2000年までの出生率低下分の約7割が結婚行動の変化による寄与、3割が夫婦の出生行動の変化による寄与となることが確認された。そして、仮に夫婦の出生累積過程が従来どおりのパターンを維持していれば、たとえ結婚行動が現実どおり変化したとしても、2000年時点で1.56の TFRが見込まれたことが明らかになった。

ただし、夫婦の出生行動による低下分には、当然のことながら出産の先延ばしというテンポ効果が含まれている。現時点でその効果を分離することは不可能であり、出産を予定しつつ先延ばしをしている夫婦が、最終的にどの程度子ども数を持つのかは、あくまでも今後の夫婦の意識や社会状況に依存することになる。かつて Ryder は "no cohort parameter can be computed accurately until that cohort has completed the activity being studied" (Ryder 1964, p.79), そして "we cannot in principle make a statistical separation of the tempo and quantum facets of fertility" (Ryder 1980, p.45) と結論づけているが、このことは結婚出生力についてもあてはまるといえよう。

#### 付記

本稿は、全国将来推計人口プロジェクト（代表者・高橋重郷）に際して、厚生労働省統計情報部、総務省統計局によるデータ提供のもと、石川晃氏、池ノ上正子氏、三田房美氏を中心として整備されたデータベースを活用している。方法論構築にあたっては、高橋重郷人口動向研究部長、石川晃氏、金子隆一氏、加藤久和氏をはじめ、プロジェクト・メンバーおよび研究会にご参加いただいた諸先生、並びに社会保障審議会人口部会開催に携わる多くの皆様より貴重なご助言・ご指導をいただいた。この場を借りて心より感謝申し上げたい。また、論文執筆にあたってコメントをいただいた松原望東京大学教授、稲葉寿東京大学助教授、佐藤龍三郎情報調査分析部長、データ分析の段階で協力を得た守泉理恵氏、是川夕氏にも、あわせて謝意を表したい。なお、あるべき誤謬などはすべて著者の責任である。

付論 コーホート累積出生率の要因分解について

いま、2つのコーホート ( $t_0$  年ならびに  $t_1$  年出生コーホート) 間の累積出生率の変化 ( $\Delta CTFR$ ) を計量しようとすれば、以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= CTFR^{t_1} - CTFR^{t_0} = PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} \\ &= \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) + \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})\end{aligned}$$

ただし、 $PM$  は既婚率、 $CEB$  は初婚年齢分布に規定される期待結婚出生率、 $K$  は期待結婚出生率の実現率 (結婚出生力変動係数) である。因数分解の公式により、以下のような式を得る。

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} + PM^{t_0} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_1} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) \\ &\quad + \frac{1}{2}(PM^{t_1} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} - PM^{t_0} \cdot CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + PM^{t_1} \cdot CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) \\ &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot (CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0})\end{aligned}$$

さらに  $\Delta CEB \cdot K$  についても同様に要因分解することができる。

$$\begin{aligned}\Delta CTFR &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \left\{ \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) + \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0}) \right\} \\ &\quad + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \left\{ \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} + CEB^{t_1} \cdot K^{t_0} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_1}) + \frac{1}{2}(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} - CEB^{t_0} \cdot K^{t_0} - CEB^{t_1} \cdot K^{t_0} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_1}) \right\} \\ &\quad + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &= \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \left\{ \frac{(K^{t_1} + K^{t_0})}{2}(CEB^{t_1} - CEB^{t_0}) + \frac{(CEB^{t_1} + CEB^{t_0})}{2}(K^{t_1} - K^{t_0}) \right\} + \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &= \frac{(CEB^{t_1} \cdot K^{t_1} + CEB^{t_0} \cdot K^{t_0})}{2} \cdot (PM^{t_1} - PM^{t_0}) \\ &\quad + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(K^{t_1} + K^{t_0})}{2} (CEB^{t_1} - CEB^{t_0}) + \frac{(PM^{t_1} + PM^{t_0})}{2} \cdot \frac{(CEB^{t_1} + CEB^{t_0})}{2} (K^{t_1} - K^{t_0})\end{aligned}$$

右辺第1項が既婚率の変化の寄与、第2項が初婚年齢の変化による寄与、第3項が夫婦の出生累積過程の変化による寄与と考えることができる。

附表

附表1 コーホート合計初婚率、全子および出生順位別コーホートTFR

出生 コーホート	実績値						モデル推定値					
	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生
1935	0.95	0.91	0.76	0.27	0.08	2.03						
1940	0.96	0.92	0.78	0.27	0.06	2.03						
1945	0.95	0.91	0.78	0.25	0.05	1.99						
1950	0.95	0.90	0.78	0.26	0.05	1.98						
1955							0.95	0.88	0.76	0.29	0.05	1.98
1960							0.93	0.84	0.70	0.26	0.05	1.85
1965							0.91	0.78	0.63	0.21	0.04	1.65

附表2 コーホート平均初婚年齢、全子および出生順位別コーホート平均出生年齢

出生 コーホート	実績値						モデル推定値					
	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生
1935	24.3	25.7	28.4	30.3	32.2	27.6						
1940	24.2	25.7	28.4	30.6	32.6	27.6						
1945	24.3	25.6	28.2	30.3	32.5	27.4						
1950	24.4	25.7	28.3	30.8	33.2	27.6						
1955							24.8	26.3	28.8	31.3	33.6	28.1
1960							25.7	27.0	29.4	31.6	34.2	28.7
1965							26.6	27.8	30.3	32.2	34.7	29.5

附表3 初婚年齢の標準偏差、全子および出生順位別出生年齢の標準偏差

出生 コーホート	実績値						モデル推定値					
	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生	初婚	第1子	第2子	第3子	第4子	全出生
1935	4.05	3.68	3.65	3.81	4.31	4.17						
1940	3.67	3.39	3.31	3.28	3.88	3.89						
1945	3.63	3.34	3.25	3.37	4.17	3.79						
1950	3.75	3.53	3.48	3.61	4.22	4.04						
1955							3.87	3.77	3.62	3.56	4.14	4.19
1960							4.13	4.11	3.89	3.75	4.28	4.40
1965							4.73	4.60	4.49	4.16	4.68	4.85



付表4 年齢別初婚率の標準パターン

年齢	1940年～51年出生コーホートの の平均値
15	0.001
16	0.003
17	0.008
18	0.018
19	0.034
20	0.062
21	0.097
22	0.132
23	0.148
24	0.133
25	0.100
26	0.068
27	0.043
28	0.029
29	0.019
30	0.013
31	0.009
32	0.007
33	0.005
34	0.004
35	0.003
36	0.003
37	0.002
38	0.002
39	0.001
40	0.001
41	0.001
42	0.001
43	0.001
44	0.001
45	0.001
46	0.000
47	0.000
48	0.000
49	0.000
合計	0.952
平均年齢	24.3
標準偏差	3.67

注：コーホートの年齢別初婚率を算出するにあたっては、人口動態統計から得られる年齢別初婚数には届出遅れが存在するため、届出遅れの補正を行い、初婚率算定にあたっては7月1日人口を分母に用いている。石川晃氏の計算による。

付表5 有配偶女子の年齢累積出生率に対する離死別効果

年齢	離死別効果係数
16	1.000
17	1.000
18	1.000
19	1.000
20	1.000
21	1.000
22	1.000
23	1.000
24	1.000
25	0.999
26	0.999
27	0.998
28	0.997
29	0.996
30	0.994
31	0.991
32	0.988
33	0.984
34	0.981
35	0.978
36	0.976
37	0.975
38	0.973
39	0.972
40	0.972
41	0.971
42	0.971
43	0.971
44	0.971
45	0.971
46	0.971
47	0.971
48	0.971
49	0.970
50	0.970

注：1935年～49年出生コーホートの平均値に基づく。

付表6 初婚年齢別、各年齢時の累積出生率の標準パターン  
(1932～1957年出生コーホートの平均値)

初婚年齢	年 齢																	
	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33
15	0.420	0.524	0.744	1.032	1.322	1.568	1.748	1.881	1.989	2.081	2.154	2.208	2.249	2.277	2.307	2.320	2.334	2.345
16		0.226	0.397	0.694	1.036	1.330	1.576	1.766	1.911	2.025	2.112	2.177	2.226	2.261	2.293	2.309	2.326	2.338
17			0.104	0.438	0.743	1.068	1.370	1.617	1.806	1.947	2.054	2.134	2.193	2.236	2.272	2.294	2.313	2.328
18				0.143	0.442	0.783	1.127	1.429	1.665	1.841	1.973	2.073	2.147	2.202	2.244	2.273	2.296	2.313
19					0.134	0.474	0.842	1.193	1.482	1.700	1.865	1.991	2.084	2.154	2.205	2.243	2.271	2.293
20						0.139	0.511	0.902	1.245	1.515	1.721	1.881	1.999	2.089	2.152	2.203	2.239	2.266
21							0.129	0.545	0.943	1.275	1.533	1.735	1.886	2.003	2.082	2.149	2.195	2.230
22								0.114	0.563	0.968	1.291	1.544	1.738	1.888	1.991	2.078	2.138	2.183
23									0.089	0.580	0.981	1.298	1.547	1.739	1.874	1.986	2.063	2.122
24										0.094	0.589	0.984	1.302	1.546	1.723	1.866	1.968	2.044
25											0.100	0.588	0.992	1.301	1.533	1.714	1.846	1.945
26												0.092	0.604	0.990	1.295	1.522	1.693	1.821
27													0.121	0.602	0.998	1.281	1.503	1.667
28														0.120	0.633	0.983	1.267	1.476
29															0.187	0.615	0.977	1.244
30																0.164	0.624	0.960
31																	0.196	0.618
32																		0.208
33																		
34																		
35																		
36																		
37																		
38																		
39																		
40																		
41																		
42																		
43																		
44																		
45																		
46																		
47																		
48																		
49																		

初婚年齢	年 齢																
	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
15	2.350	2.364	2.374	2.404	2.431	2.440	2.441	2.471	2.478	2.488	2.500	2.513	2.534	2.534	2.534	2.534	2.534
16	2.344	2.358	2.368	2.396	2.420	2.429	2.430	2.456	2.462	2.471	2.481	2.492	2.510	2.510	2.510	2.510	2.510
17	2.336	2.350	2.360	2.386	2.406	2.414	2.416	2.438	2.443	2.451	2.459	2.468	2.483	2.483	2.483	2.483	2.483
18	2.324	2.339	2.350	2.372	2.389	2.397	2.399	2.416	2.421	2.427	2.434	2.441	2.452	2.452	2.452	2.452	2.452
19	2.308	2.323	2.335	2.354	2.369	2.375	2.378	2.391	2.395	2.400	2.405	2.411	2.418	2.418	2.418	2.418	2.418
20	2.286	2.303	2.316	2.332	2.343	2.349	2.353	2.361	2.365	2.369	2.373	2.377	2.380	2.380	2.380	2.380	2.380
21	2.257	2.276	2.291	2.304	2.312	2.318	2.324	2.327	2.331	2.334	2.337	2.339	2.339	2.339	2.339	2.339	2.339
22	2.219	2.241	2.260	2.269	2.275	2.282	2.289	2.289	2.292	2.295	2.296	2.297	2.293	2.293	2.293	2.293	2.293
23	2.169	2.197	2.219	2.226	2.231	2.239	2.248	2.244	2.248	2.250	2.251	2.250	2.243	2.243	2.243	2.243	2.243
24	2.104	2.140	2.169	2.175	2.179	2.189	2.201	2.194	2.199	2.200	2.201	2.199	2.189	2.189	2.189	2.189	2.189
25	2.023	2.069	2.105	2.113	2.118	2.131	2.146	2.138	2.143	2.145	2.144	2.144	2.131	2.131	2.131	2.131	2.131
26	1.920	1.981	2.027	2.039	2.047	2.064	2.083	2.074	2.082	2.084	2.085	2.083	2.068	2.068	2.068	2.068	2.068
27	1.791	1.872	1.932	1.951	1.965	1.987	2.012	2.003	2.013	2.017	2.018	2.017	2.000	2.000	2.000	2.000	2.000
28	1.632	1.738	1.816	1.848	1.870	1.900	1.930	1.925	1.937	1.943	1.946	1.945	1.927	1.927	1.927	1.927	1.927
29	1.436	1.576	1.677	1.726	1.762	1.801	1.838	1.838	1.854	1.862	1.867	1.868	1.849	1.849	1.849	1.849	1.849
30	1.198	1.380	1.509	1.585	1.638	1.689	1.734	1.741	1.762	1.774	1.781	1.784	1.765	1.765	1.765	1.765	1.765
31	0.908	1.146	1.310	1.421	1.497	1.563	1.617	1.635	1.661	1.678	1.689	1.694	1.676	1.676	1.676	1.676	1.676
32	0.559	0.866	1.074	1.232	1.338	1.421	1.486	1.519	1.552	1.574	1.589	1.598	1.582	1.582	1.582	1.582	1.582
33	0.141	0.533	0.795	1.014	1.159	1.264	1.341	1.392	1.432	1.461	1.482	1.495	1.481	1.481	1.481	1.481	1.481
34		0.141	0.469	0.766	0.958	1.088	1.179	1.254	1.302	1.339	1.366	1.386	1.375	1.375	1.375	1.375	1.375
35			0.088	0.482	0.733	0.893	1.000	1.103	1.162	1.208	1.243	1.269	1.262	1.262	1.262	1.262	1.262
36				0.160	0.482	0.677	0.802	0.939	1.010	1.066	1.111	1.144	1.143	1.143	1.143	1.143	1.143
37					0.204	0.439	0.585	0.762	0.846	0.915	0.970	1.012	1.018	1.018	1.018	1.018	1.018
38						0.178	0.346	0.571	0.670	0.753	0.820	0.872	0.885	0.885	0.885	0.885	0.885
39							0.084	0.364	0.481	0.579	0.660	0.723	0.746	0.746	0.746	0.746	0.746
40								0.142	0.278	0.395	0.490	0.566	0.600	0.600	0.600	0.600	0.600
41									0.061	0.197	0.310	0.401	0.447	0.447	0.447	0.447	0.447
42										0.000	0.119	0.226	0.287	0.287	0.287	0.287	0.287
43											0.000	0.042	0.119	0.119	0.119	0.119	0.119
44												0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
45													0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
46														0.000	0.000	0.000	0.000
47															0.000	0.000	0.000
48																0.000	0.000
49																	0.000

付表 7 1970年以降の反事実に期間出生率と出生率実績値 (TFR および年齢5歳階級別出生率)

年次	全年齢(期間TFR)			15-19歳			20-24歳			25-29歳		
	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績
1970	2.004	2.024	2.169	0.00501	0.00588	0.00408	0.10650	0.10480	0.10712	0.19636	0.19784	0.21167
1971	2.004	2.029	2.155	0.00501	0.00603	0.00432	0.10650	0.10619	0.10780	0.19636	0.19787	0.20955
1972	2.004	2.030	2.153	0.00501	0.00577	0.00454	0.10650	0.10729	0.10931	0.19636	0.19788	0.20877
1973	2.004	2.023	2.111	0.00501	0.00518	0.00460	0.10650	0.10729	0.10908	0.19636	0.19770	0.20469
1974	2.004	2.005	2.032	0.00501	0.00442	0.00443	0.10650	0.10578	0.10632	0.19636	0.19702	0.19831
1975	2.004	1.977	1.936	0.00501	0.00370	0.00410	0.10650	0.10274	0.10130	0.19636	0.19564	0.19156
1976	2.004	1.940	1.853	0.00501	0.00313	0.00374	0.10650	0.09828	0.09511	0.19636	0.19374	0.18652
1977	2.004	1.898	1.797	0.00501	0.00281	0.00351	0.10650	0.09269	0.08901	0.19636	0.19170	0.18387
1978	2.004	1.857	1.766	0.00501	0.00269	0.00345	0.10650	0.08678	0.08379	0.19636	0.18983	0.18271
1979	2.004	1.824	1.747	0.00501	0.00272	0.00355	0.10650	0.08156	0.07963	0.19636	0.18839	0.18166
1980	2.004	1.802	1.736	0.00501	0.00284	0.00373	0.10650	0.07775	0.07640	0.19636	0.18763	0.18081
1981	2.004	1.792	1.741	0.00501	0.00294	0.00397	0.10650	0.07504	0.07410	0.19636	0.18762	0.18110
1982	2.004	1.790	1.760	0.00501	0.00302	0.00424	0.10650	0.07324	0.07223	0.19636	0.18804	0.18231
1983	2.004	1.789	1.779	0.00501	0.00307	0.00446	0.10650	0.07132	0.07026	0.19636	0.18829	0.18310
1984	2.004	1.783	1.781	0.00501	0.00303	0.00452	0.10650	0.06892	0.06764	0.19636	0.18773	0.18178
1985	2.004	1.770	1.763	0.00501	0.00292	0.00441	0.10650	0.06625	0.06425	0.19636	0.18581	0.17805
1986	2.004	1.747	1.728	0.00501	0.00275	0.00417	0.10650	0.06296	0.06025	0.19636	0.18244	0.17231
1987	2.004	1.718	1.683	0.00501	0.00261	0.00391	0.10650	0.05940	0.05613	0.19636	0.17821	0.16511
1988	2.004	1.686	1.635	0.00501	0.00252	0.00374	0.10650	0.05598	0.05237	0.19636	0.17315	0.15727
1989	2.004	1.659	1.591	0.00501	0.00248	0.00368	0.10650	0.05318	0.04933	0.19636	0.16861	0.14966
1990	2.004	1.636	1.550	0.00501	0.00247	0.00368	0.10650	0.05130	0.04707	0.19636	0.16420	0.14253
1991	2.004	1.624	1.521	0.00501	0.00244	0.00370	0.10650	0.05023	0.04560	0.19636	0.16088	0.13679
1992	2.004	1.617	1.502	0.00501	0.00240	0.00371	0.10650	0.04950	0.04449	0.19636	0.15846	0.13227
1993	2.004	1.616	1.485	0.00501	0.00234	0.00369	0.10650	0.04876	0.04341	0.19636	0.15646	0.12807
1994	2.004	1.612	1.466	0.00501	0.00230	0.00367	0.10650	0.04785	0.04221	0.19636	0.15438	0.12354
1995	2.004	1.608	1.446	0.00501	0.00229	0.00371	0.10650	0.04673	0.04104	0.19636	0.15190	0.11902
1996	2.004	1.598	1.424	0.00501	0.00236	0.00386	0.10650	0.04551	0.04004	0.19636	0.14887	0.11448
1997	2.004	1.587	1.401	0.00501	0.00255	0.00412	0.10650	0.04441	0.03929	0.19636	0.14546	0.10994
1998	2.004	1.571	1.381	0.00501	0.00283	0.00447	0.10650	0.04363	0.03884	0.19636	0.14211	0.10585
1999	2.004	1.565	1.366	0.00501	0.00317	0.00488	0.10650	0.04339	0.03872	0.19636	0.13906	0.10232
2000	2.004	1.560	1.353	0.00501	0.00341	0.00531	0.10650	0.04390	0.03870	0.19636	0.13626	0.09890
年次	30-34歳			35-39歳			40-44歳			45-49歳		
	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績	結婚標準・出生標準	結婚実績・出生標準	結婚実績・出生実績
1970	0.07446	0.07558	0.08809	0.01499	0.01662	0.01997	0.00334	0.00396	0.00267	0.00005	0.00007	0.00016
1971	0.07446	0.07520	0.08697	0.01499	0.01648	0.01958	0.00334	0.00396	0.00265	0.00005	0.00007	0.00015
1972	0.07446	0.07485	0.08618	0.01499	0.01619	0.01907	0.00334	0.00396	0.00261	0.00005	0.00007	0.00013
1973	0.07446	0.07454	0.08314	0.01499	0.01581	0.01816	0.00334	0.00396	0.00250	0.00005	0.00007	0.00012
1974	0.07446	0.07430	0.07810	0.01499	0.01543	0.01686	0.00334	0.00396	0.00234	0.00005	0.00007	0.00011
1975	0.07446	0.07410	0.07265	0.01499	0.01511	0.01545	0.00334	0.00396	0.00216	0.00005	0.00007	0.00010
1976	0.07446	0.07391	0.06883	0.01499	0.01489	0.01427	0.00334	0.00390	0.00198	0.00005	0.00007	0.00009
1977	0.07446	0.07377	0.06755	0.01499	0.01474	0.01353	0.00334	0.00379	0.00184	0.00005	0.00007	0.00008
1978	0.07446	0.07374	0.06830	0.01499	0.01464	0.01319	0.00334	0.00368	0.00175	0.00005	0.00007	0.00007
1979	0.07446	0.07388	0.06971	0.01499	0.01458	0.01309	0.00334	0.00354	0.00169	0.00005	0.00007	0.00007
1980	0.07446	0.07419	0.07133	0.01499	0.01457	0.01321	0.00334	0.00342	0.00167	0.00005	0.00007	0.00006
1981	0.07446	0.07475	0.07370	0.01499	0.01462	0.01367	0.00334	0.00334	0.00167	0.00005	0.00006	0.00006
1982	0.07446	0.07564	0.07700	0.01499	0.01475	0.01445	0.00334	0.00330	0.00171	0.00005	0.00006	0.00006
1983	0.07446	0.07691	0.08075	0.01499	0.01493	0.01538	0.00334	0.00327	0.00176	0.00005	0.00005	0.00006
1984	0.07446	0.07851	0.08413	0.01499	0.01515	0.01626	0.00334	0.00325	0.00180	0.00005	0.00005	0.00006
1985	0.07446	0.08035	0.08692	0.01499	0.01537	0.01703	0.00334	0.00325	0.00183	0.00005	0.00005	0.00006
1986	0.07446	0.08230	0.08915	0.01499	0.01562	0.01774	0.00334	0.00326	0.00188	0.00005	0.00005	0.00006
1987	0.07446	0.08421	0.09085	0.01499	0.01592	0.01850	0.00334	0.00329	0.00195	0.00005	0.00005	0.00006
1988	0.07446	0.08594	0.09211	0.01499	0.01630	0.01935	0.00334	0.00334	0.00205	0.00005	0.00005	0.00005
1989	0.07446	0.08740	0.09298	0.01499	0.01675	0.02028	0.00334	0.00339	0.00216	0.00005	0.00005	0.00006
1990	0.07446	0.08855	0.09329	0.01499	0.01727	0.02118	0.00334	0.00346	0.00225	0.00005	0.00005	0.00006
1991	0.07446	0.08987	0.09367	0.01499	0.01784	0.02213	0.00334	0.00352	0.00234	0.00005	0.00005	0.00006
1992	0.07446	0.09097	0.09424	0.01499	0.01845	0.02316	0.00334	0.00360	0.00246	0.00005	0.00005	0.00006
1993	0.07446	0.09276	0.09498	0.01499	0.01912	0.02428	0.00334	0.00370	0.00260	0.00005	0.00005	0.00007
1994	0.07446	0.09424	0.09553	0.01499	0.01986	0.02543	0.00334	0.00381	0.00276	0.00005	0.00005	0.00007
1995	0.07446	0.09594	0.09589	0.01499	0.02070	0.02657	0.00334	0.00393	0.00293	0.00005	0.00005	0.00007
1996	0.07446	0.09713	0.09573	0.01499	0.02157	0.02759	0.00334	0.00406	0.00309	0.00005	0.00006	0.00008
1997	0.07446	0.09784	0.09502	0.01499	0.02281	0.02852	0.00334	0.00418	0.00325	0.00005	0.00006	0.00009
1998	0.07446	0.09817	0.09406	0.01499	0.02309	0.02945	0.00334	0.00432	0.00342	0.00005	0.00006	0.00009
1999	0.07446	0.09831	0.09314	0.01499	0.02444	0.03045	0.00334	0.00449	0.00362	0.00005	0.00006	0.00010
2000	0.07446	0.09841	0.09224	0.01499	0.02531	0.03150	0.00334	0.00470	0.00384	0.00005	0.00006	0.00010

注: 「結婚実績・出生実績」ケースの数値(現実のTFR)は、年次人口を分母にして算出し、期間の偶然変動を補整しているため、人口動態統計による公表値とは異なる。

## 文献

- 阿藤誠 (1982) 「わが国最近の出生率低下の分析」『人口問題研究』 5, pp.17-24.
- 阿藤誠・伊藤達也・小島宏 (1986) 「マクロモデルによる結婚と出生力のシミュレーション」『人口問題研究』 179, pp.16-34.
- 別府志海 (2001) 「近年における出生率変動のタイミング効果」『人口学研究』 28, pp.17-24.
- Bongaarts John, and Griffith Feeney(1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review*, 24-2, pp.271-291.
- Boulier, Bryan and Mark R.Roesnzweig(1978) "Age Biological Factors, and Socioeconomic Determinants of Fertility: A New Measure of Cumulative Fertility for Use in the Empirical Analysis of Family Size," *Demography*, 15-4, pp.487-497.
- Clark, Colin(1949) "Age at Marriage and Marital Fertility," *Population Studies*, 2, pp.413-426.
- Coale, Ansley J.(1971) "Age Patterns of Marriage," *Population Studies*, 25, pp.193-214.
- Coale, Ansley J. and T. James Trussell(1974) "Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Populations," *Population Index*, 40, pp.185-201.
- 福田亘孝 (1999) 「日本における第一子出生タイミングの決定因」『人口問題研究』 55-1, pp.1-20
- Henry,Louis(1961) "Some Data on Natural Fertility," *Eugenics Quarterly*, 8, pp.81-91.
- 廣嶋清志 (2000a) 「1970年代半ばからの合計出生率低下：コーホート出生率によるシミュレーション分析」『経済科学論集』（島根大学法文学部） 26, pp.1-39.
- 廣嶋清志 (2000b) 「近年の合計特殊出生率の要因分解：夫婦出生率は寄与していないか?」『人口学研究』 第26号, pp.1-19
- 廣嶋清志 (2001) 「出生率低下をどのようにとらえるか?：年齢別有配偶率の問題性」『理論と方法』 Vol.16, No. 2, pp.163-183.
- 稲葉 寿 (1986) 「期間合計特殊出生率とコーホート出生率の関係について」『人口問題研究』 178, pp.48-53.
- 稲葉 寿 (1992) 「初婚過程によって再生産される人口のダイナミカル・モデルとその応用」『人口問題研究』 第47巻第4号, pp.15-34.
- Inaba, Hisashi (1995) "Human population reproduction via first marriage," *Mathematical Population Studies* 5(2), pp.123-144.
- 稲葉 寿 (2000) 「出生力のエイジ・シフトの効果についての注意」『人口学研究』 26, pp.21-27.
- 伊藤達也・山本千鶴子 (1981) 「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」『人口問題研究』, 157, pp.28-51.
- 金子隆一 (1991) 「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』 47-3, pp.3-27.
- 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』 49-1, pp.17-38.
- 金子隆一 (2001) 「人口統計学の展開」『日本統計学会誌』 31-4, pp.345-377.
- Kim,Toung J. and Robert Schoen(2000) "On the quantum and tempo of fertility: Limit to the Bongaarts-Feeney adjustment," *Population and Development Review*, 26-3, pp.554-559.
- Kohler, Hans-Peter, and Dimiter Philipov(2001) "Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula." *Demography*, 38-1, pp.1-16.
- Kohler,Hans-Peter, and Jose Antonio Ortega(2002a) "Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility," *Demographic Research*, Vol.6-6.
- Kohler,Hans-Peter, and Jose Antonio Ortega(2002b) "Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures," *Demographic Research*, Vol.6-7.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『日本の将来推計人口：平成14年1月推計』
- 河野稠果 (1995) 「配偶関係と出生力」日本統計協会『現代日本の人口問題』大蔵省印刷局, pp.63-110
- 河野稠果・石川晃 (1985) 「出生力におけるタイミングとバリティ構造の分析」『人口問題研究』 174, pp.19-39.
- 小川直宏 (2000) 「女性のキャリア志向の進展と出産のタイミング変化—新少子化社会到来の前兆か?」毎日新聞社人口問題調査会編『日本の人口—戦後50年の軌跡』 pp.179-210.
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』関西大学出版部

- Page,H.J.(1977), "Pattern Underlying Fertility Schedules: A Decomposition by Both Age and Marriage Duration," *Population Studies*, 30, pp.85-106.
- Ryder,Norman.B.(1964) "The process of Demographic Translation," *Demography*, 1-1, pp.74-82.
- Ryder,Norman.B.(1980) "Components of temporal variations in American fertility," in R.W.Hiorns(ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*, London:Taylor & Francis, pp.15-45.
- 佐々井司 (1998) 「夫婦の出生力」国立社会保障・人口問題研究所『日本人の結婚と出産－第11回出生動向基本調査』
- 鈴木透 (2002) 「出生力のコーホート・モデルとピリオド・モデル」国立社会保障・人口問題研究所, Working Paper Series (J), No. 5 .
- Van Imhoff, Evert and Nico Keilman(2000) "On the quantum and tempo of fertility: comment," *Population and Development Review*, 26-3, pp.549-553.
- Van Imhoff, Evert(2001) "On the impossibility of inferring cohort fertility measures from period fertility measures," *Demographic Research*, Vol.5-2.

# On the Contribution of the Changes in First Marriage Behavior and Couples' Reproductive Behavior to the Recent Change in Total Fertility Rates of Japan

Miho IWASAWA

Using data from the Vital Statistics and Japanese National Fertility Surveys, I show the extent to which changes in first marriage behavior and couples' reproductive behavior have contributed independently to the decline in period TFR since 1970. To answer this question, I proposed a new measurement using cohort-based simulations instead of conventional period-based decomposition analysis. For simulations I used a model in which cumulative cohort fertility rates are determined by the proportion of ever-married females, the distribution of wife's age of first marriage, and marital duration-specific birth rates. Using this model, I computed the counterfactual age-specific fertility rates that would be obtained if first marriage timing (age-specific first marriage rates) and/or couples' reproductive behavior (marital duration-specific birth rates) had not changed across cohorts.

The counterfactual TFR in each calendar year can be obtained by summing up these counterfactual age-specific fertility rates for the corresponding cohorts. The contributions of each type of behavioral change can be assessed by comparing counterfactual TFRs with observed ones. The results show that the fertility decline up to 1990 is largely explained by change in marital behavior, whereas decline in the 1990s is increasingly due to change in couples' reproductive behavior. Overall, 70% of the decline between 1970 and 2000 is due to change in first marriage behavior, and the remaining 30% is due to the change in couple's reproductive behavior. Results from this study indicate that if couples' reproductive behavior had remained constant at levels observed for the 1950 birth cohort, TFR in 2000 would have been 1.56, somewhat higher than the actual value of 1.36. It is true that couples' behavior has become more important for understanding recent TFR decline, but we should also keep in mind the possibility that the contribution of couples' behavioral change to change in period TFR could, to some extent, be a tempo effect caused by delayed childbirth.