

-
- Tempo Considerations,” *Demography* , Vol.48, 1059-80.
- Portes, A. and Zhou, M. 1993. The New Second Generation: Segmented Assimilation and Its Variants. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 530: 74-96.
- Rey, A. D. and A. Ortega 2010 “The Impact of Migration on Birth Replacement-The Spanish Case,” In Raymer, J. eds. *Demographic Aspects of Migration*, 97-122, Germany.
- Sobotka, T. 2008 “Overview Chapter7: The Rising Importance of Migrants for Childbearing in Europe,” *Demographic Research* Vol.19, Article 9, 225-48, Max Plank Institute for Demographic Research, Germany.
- 総務省 2008 「平成 22 年国勢調査の概要（総務省ホームページ）」
http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/gaiyou.htm#taisyou_5（最終アクセス日 2013 年 3 月 21 日）.
- UN 2011 *World Population Prospects The 2010 Revision, Highlights and Advanced Tables*, United Nations, New York.
- Vila M. R. and T. C. Martín 2007 “Childbearing Patterns of Foreign Women in a New Immigration Country: The Case of Spain,” *Population (English Edition)*, Vol.62, No.3, 351-79, INED.
- Waldinger, R. 2012 Beyond “Transnationalism: An Alternative Perspective on Immigrants’ Homeland Connections,” In Rosenblum, M.R. and D. J. Tichenor eds. *The Oxford Handbook of the Politics of International Migration*, 74-104, New York.
- 山内昌和 2010 『近年の日本における外国人女性の出生数と出生率』 人口問題研究 66-4, 41-59, 国立社会保障・人口問題研究所.

18 2000年代における出生率反転の構造を探る： 出生ハザードの変化に注目して

岩澤 美帆 金子隆一

1. 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とその同質なリスク人口からの瞬間発生率（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し、総合的に評価することが有効である。出生発生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やその合計値である合計特殊出生率は、ある意味で、分母人口が同質ではない。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考え方を採用すれば、合計特殊出生率の変動には、第1子出生未経験者からのハザードの変化と、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合計特殊出生率がどのような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、出生順位別にリスク人口を限定した出生ハザード率や出生確率に着目し、ある時点以降一定にした場合に得られる反実仮想的な値を用いたシミュレーションによって、合計特殊出生率の反転の構造を明らかにする。

2. 背景

出生力の一つ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(Rallu and Toulemon 1994)。とりわけタイミング変化（先送り）が起きているときの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で決定されるという仮定に従えば、モデルによって期間合計特殊出生率変動に占めるテンポ効果を抽出することが可能になる。これまでもテンポ効果抽出に関する多くの議論がなされてきた (Ryder 1964, Keilman 1994, Bongaarts & Feeney 1998, 2003, 2006, Kohler & Philipov 2001, Kohler & Ortega 2002, 金子 2004, Suzuki 2007, Inaba 2007)。さらに、2006年以降、日本の合計特殊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の課題となっている。日本を含む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、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指摘されている (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)。

本研究では、日本での近年の合計特殊出生率の上昇のうち、過去に起きていた出生先送りによるリスク人口の増加による上昇効果(構造要因)で説明できる部分と、構造変化の影響を取り除いた上で(過去の経験に依存しない)、発生率の変化で説明できる部分がそれぞれの程度あるのかを明らかにする。その方法として、全女性を分母にした発生率ではなく、初婚、あるいは当該順位出生の未経験者に対するハザードに注目する。年齢別ハザードを計算し、ある時点以降、ハザードを固定した場合に得られる仮想的な年齢別出生率を求め、実績と比較することで、出生率の変化量を、未経験人口の変化といった構造要因とハザード変化による寄与に分解し、評価する。さらにハザード上昇の効果を年齢層別に観察する。若年齢での上昇と高年齢での上昇では異なる解釈が可能であろう。例えば、若年齢の上昇ならば、社会経済状況の好転が背景にあるかもしれないし、高年齢での上昇ならば、先送りに呼応した駆け込み行動を示唆しているかもしれない。年齢層別のハザード変化を明らかにし、今般の出生率上昇の今後の見通しを評価する。

3. データ

本研究では出生のみならず、出生の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、国勢調査に基づく生存延べ年数をリスク人口とした、年齢別初婚率(届出遅れ補正済み)、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。また、本研究では、パリティ構造に依存した出生確率を分析に用いるが、初婚および各出生順位イベントについては、前事象の発生から1年以上経過した時点から生起するとの仮定を置く必要がある。そこで、この仮定に合うよう、前イベントの発生時期の修正をおこったものを実績データとして用いている(詳しくは後述)。分析に用いる年次は1950年~2010年である。

なお、連続関数としてのハザードの算出は、実際のデータから計算することが難しいので、年齢別平均未経験者人口を分母とし、1年間に発生した事象数を分子にした、離散モデルによるハザードを用いる。これを年間平均ハザード率(以下では未経験者ハザード率)と呼ぶ。

当該年次の各年齢時未経験者人口は、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。

4. 方法

(1) リスク人口の異なる出生率

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(conditional)、限定しないの(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、ハザード率と呼ぶことができ、後者は事象経験者も分母に入っていることから、密度、頻度、発生率と解釈される。実際後者の年齢別出生率は、確率密度関数と一致する。

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指標と、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指標とに分けられる。ここではパリティを考慮しない前者を未経験者ハザード率、後者をパリティハザード率と呼ぶ。

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

$f(a, t, i)$: 年齢 a 、 t 年、出生順位 i の第2種の年齢別出生率(発生率)。出生順位 i 、年齢 a のリスク人口は、パリティにかかわらず当該年に年齢 a 歳である女性。

$h(a, t, i)$: 各出生順位(i)を独立に扱った、第1種の条件付き出生率(未経験者ハザード率)。出生順位 i 、年齢 a のリスク人口は、当該出生(i)を経験していない女性。死亡を事象とした生命表では中央死亡率($M(a, t)$)に相当する。

$h_p(a, t, i)$: 第1種の条件付き出生率(パリティハザード率)。出生順位 i 、年齢 a 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)。なお、パリティハザード率はパリティ出生確率 $q_p(a, t, i)$ に変換できる。

(2) リスク人口の異なる出生率を用いた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。

$TFR(t)$: 年齢別出生率 $f(a, t, i)$ を合計した通常の期間合計特殊出生率。

$$TFR(t) = \sum_i TFR(t, i) = \sum_i \sum_a f(a, t, i)$$

$TFR_s(t)$: 出生順位別の出生力表から得られる生涯確率の合計値としての期間合計特殊出生率(出生力表 TFR)。当該年の $h(a, t, i)$ 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。

$$TFR_s(t) = \sum_i TFR_s(t, i) = \sum_i \left\{ 1 - \exp \left[- \sum_a h(a, t, i) \right] \right\}$$

PATFR(t): パリティを考慮した年齢別出生率の合計値(Parity-Age-TFR)。多相出生力表 TFR とも言える。当該年の $h_p(a, t, i)$ 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。ここでは Rallu and 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。

$h_p(a, t, i)$ はハザード率であるが、これに対応するパリティ別年齢別出生確率 $q_p(a, t, i)$ を求める。 $q_p(a, t, i)$ は、年齢 a 歳の未婚あるいは既婚パリティ $i-1$ の女性が、当該 t 年の間に初婚する確率あるいは次子 i を出生する確率である。ここで i は、0(初婚)、1(1 子)、2(2 子)、3(3 子)、4(4 子以上)をとる。パリティ別人口は、未婚(-1)、既婚パリティ 0(0)、既婚パリティ 1(1)、既婚パリティ 2(2)、既婚パリティ 3(3)、既婚パリティ 4(4)の構造を持つ。なお、本モデルは、離散モデルを想定しており、 a 歳のイベント i のリスク人口は、 a 歳時点でパリティ $i-0$ の人口となる。なお、本研究では離婚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ハザードの減少には、離婚によるリスク人口の減少効果が含まれている可能性がある。

$N(a, t, i)$ を、 t 年期首に a 歳で、未婚またはパリティ i 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、

$$\begin{aligned} \sum_i N(a, t, i) &= N(a, t, -1) + N(a, t, 0) + N(a, t, 1) + N(a, t, 2) + N(a, t, 3) + N(a, t, 4) \\ &= N \end{aligned}$$

すなわち N は年齢 a 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。

$q_p(a, t, i)$ の実績値は、ここでは、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から、パリティ人口 $N_c(a, t, i-1)$ をもとめ、当該年齢における年齢別出生率 $f(a, t, i)$ を用い、

$$q_p(a, t, i) = \frac{f(a, t, i)}{N_c(a, t, i-1)}$$

として求める。なお、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 子の数が何倍にもなる状況が起きている。本モデルは、前の事象が 1 年以上前に経験されているという前提となっているため出生確率が 1 を超えることができない。したがって、初婚者と第 1 子出生が逆転する場合は、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。なお、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。

以下では、各年齢時 $q_p(a, t, i)$ を用いて、パリティ別人口 $N(a, t, i)$ を求める方法を解説する。
15歳の女性は全員未婚(-1)なので、

$$N(15, t, -1) = N$$

となる。

年齢 $a \geq 16$ 、 $i = -1$ 、すなわち未婚の年齢別女子人口は、

$$N(a, t, -1) = N(15, t, -1) \prod_{15 \leq \alpha < a} [1 - q_p(\alpha, t, 0)]$$

となり、 a 歳まで初婚をせずに残存している女性となる。年齢 $a \geq 16$ 、 $i = 0$ 、すなわち既婚パリティ0の女子人口は、

$$N(a, t, 0) = \sum_{15 \leq \alpha < a} \left\{ N(\alpha, t, -1) q_p(\alpha, t, 0) \prod_{\alpha \leq \beta < a} [1 - q_p(\beta, t, 1)] \right\}$$

となり、15歳以上 a 歳までの α 歳で初婚を経験するが、その後 a 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 $a \geq 16$ 、 $i \geq 1$ 、すなわち既婚パリティ1以上の女子人口は、

$$N(a, t, i) = \sum_{15 \leq \alpha < a} \left\{ N(\alpha, t, i-1) q_p(\alpha, t, i) \prod_{\alpha \leq \beta < a} [1 - q_p(\beta, t, i+1)] \right\}$$

となる。例えば、30歳で子どもを一人持ち、2子目を産んでいない既婚パリティ1の人口 $N(30, t, 1)$ は、30歳までの α 歳で第1子を産み、かつ α 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ので、 $a < 15 + i$ の場合は、 $N(a, t, i) = 0$ とする。

50歳時点の $N(50, t, i)$ 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 $PATFR(i)$ （当該年のパリティ別年齢別出生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 $PATFR$ （当該年のパリティ別年齢別出生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、

$$PATFR(t, i) = \frac{1}{N} \sum_{j \geq i-1} N(50, t, j)$$

$$PATFR(t) = \sum_i PATFR(i) = \frac{1}{N} \sum_i i N(50, t, i)$$

となる。

また、第 i 子の年齢別出生率 $f(a, t, i)$ 、全子の年齢別出生率 $f(a, t)$ は、

$$f(a, t, i) = \frac{1}{N} N(a, t, i-1) q_p(a, t, i)$$

$$f(a, t) = \sum_i f(a, t, i)$$

となり、合計値も通常の TFR と同様、

$$PATFR(t, i) = \sum_a f(a, t, i)$$

$$PATFR(t) = \sum_a f(a, t)$$

として表せる。

なお、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出生間隔別 TFR といった指標も考案されている(Feeney 1986)。人口動態統計では出生間隔に関するデータが修得できないため、ここでは扱わない。

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下記表にまとめた。

表 1 出生率指標の分類

| 率の種類 | 第 1 種の率 | | 第 2 種の率 |
|---------|--|--------------------------------|--------------------|
| | パリティハザード率 | 未経験者ハザード率 | 発生率 (頻度) |
| | $h_p(a, t, i)$ | $h(a, t, i)$ | $f(a, t, i)$ |
| | 期首人口の出生確率 | 期首人口の出生確率 | |
| | $q_p(a, t, i)$ | $q(a, t, i)$ | |
| 分子 | t 年、 a 歳の第 i 子出生 | | |
| 分母 | t 年、 a 歳、パリティ $i-1$ の女子人口 | t 年、 a 歳、 i 子を産んでいない女子人口 | t 年、 a 歳の全女子人口 |
| 事象 | 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 | $PATFR(t, i)$ (Parity-Age TFR) 多相出生力表TFR | $TFRs(t, i)$ 出生力表TFR | $TFR(t, i)$ |

(3) 仮想的な未経験者ハザード率を用いた年齢別出生率の推定

本研究では、まずパリティ構造を考慮しない未経験者ハザード率 $h(a, t, i)$ に注目し、ハザード率上昇の効果と、それ以外の未経験者人口の増加による効果を分解することを試みる。

具体的には、まず、実績値がある期間について初婚、出生順位別、各年、各年齢時のハザード率を計算する。以下では出生順位 i の指標を考える。

t 年の a 歳時の年間平均ハザード率を $h(a)$ 、確率密度関数 (年齢別出生率) を $f(a)$ とする。そして、コーホートで 15 歳以降の値を累積した a 歳時累積ハザードを $H(a) = \sum_a h(a)$ 、コーホートの a 歳時生存関数を $S(a) = 1 - \sum_a f(a)$ 、とする。生存関数とハザード率、累積ハザード率の関係は、以下のように示される。

$$H(a) = -\ln\{S(a)\}$$

年間平均ハザード率 $h(a)$ は、

$$h(a) = H(a + 1) - H(a)$$

$$\begin{aligned}
&= -\ln\{S(a+1)\} + \ln\{S(a)\} \\
&= -\ln\{S(a+1)/S(a)\}
\end{aligned}$$

として得られる。これを基に、出生力表の生存関数に基づく合計特殊出生率 $TFR_s(t)$ を計算することができる。

$$\begin{aligned}
TFR_s(t) &= 1 - S(50) \\
&= 1 - \exp\left[-\sum_a h(a)\right]
\end{aligned}$$

一方、ハザード率を用いて年齢別出生率を再現するには、上記関係式より

$$\begin{aligned}
S(a+1) &= \exp\{\ln S(a) - h(a)\} \\
&= S(a)\exp\{1 - h(a)\}
\end{aligned}$$

を用い、

$$\begin{aligned}
f(a) &= S(a) - S(a+1) \\
&= S(a) - S(a)\exp\{1 - h(a)\} \\
&= S(a)[1 - \exp\{-h(a)\}]
\end{aligned}$$

となる。

ここで、ハザード率を、ある時点以降固定させて出生率を再現すると、固定したハザード率 $\bar{h}(a)$ を用い、

$$\bar{f}(a) = S(a)[1 - \exp\{-\bar{h}(a)\}]$$

によって仮想的な年齢別出生率を求めることができる。これを期間 t 年について全年齢について合計すれば、反実仮想的な期間合計特殊出生率 \overline{TFR}_s が得られる。さらに、上記の計算を期間の仮設コーホートについて行えば、期間出生力表に基づく \overline{TFR}_s が得られる。

固定した時点からの出生率の増加・減少分は、ハザード率の変化ではなく、未経験者人口の増減という構造変化によって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、ハザード率の変化によってもたらされたものであると解釈できる。

どの年齢層のハザード率が変化に寄与しているかを明らかにするためには、固定したハザード率を一部の年齢層のみ実績値に置き換えて出生率を再現した。

(4) 仮想的なパリティハザード率を用いた年齢別出生率の推定

前節の未経験者ハザード率の固定と同様、パリティハザード率を固定した場合（実際にはパリティ出生確率を固定）の出生率を推定することも可能である。以下では t 年の出生順位 i の指標を考える。パリティハザード率をある年次以降 $\bar{h}_p(a, i)$ で固定することを考える。 $\bar{h}_p(a, i)$ に対応する $\bar{q}_p(a, i)$ を計算するが、今回のケースでは離散モデルであるため、両者は一致する。

以下ではコーホートの女性人口 N を 1 とする。第 i 子の反実仮想的な年齢別出生率 $\bar{f}(a)$ は、

$$\bar{f}(a) = \bar{N}(a, i - 1) \bar{q}_p(a, i)$$

と表せる。15歳の未婚女性は、簡単のため1とすると、

$$N(15, -1) = 1$$

となり、年齢 $a \geq 16$ 、の未婚(-1)の女子人口は、

$$\begin{aligned} \bar{N}(a, -1) &= N(15, -1) \prod_{15 \leq \alpha < a} [1 - \bar{q}_p(\alpha, 0)] \\ &= \prod_{15 \leq \alpha < a} [1 - \bar{q}_p(\alpha, 0)] \end{aligned}$$

で求めることができ、順次、仮想的な $\bar{h}_p(a, i)$ ($\bar{q}_p(a, i)$) に基づく $\bar{N}(a, i)$ を求め、 $\bar{f}(a, i)$ を計算する。これを期間 t 年について全年齢について合計すれば、反実仮想的な期間合計特殊出生率 \overline{PATFR} が得られる。さらに、上記の計算を期間の仮設コーホートについて行えば、期間多相出生力表に基づく \overline{PATFR} が得られる。

未経験者ハザード率をある時点以降固定した場合と同様に、TFR の実績値と比較することにより、TFR 変動分におけるパリティ構造の変化と出生確率の変化の効果を分離することができる。

5. 2000年代の出生率の動向と将来見通し

反実仮想的な合計特殊出生率を用いた要因分解に先立って、2000年代の初婚、出生動向を確認する。2000年代前半においては初婚率も出生率も低下傾向を示していたが、初婚率は2004年を底に上昇に傾向に転じており、出生率も2005年を底に反転している(図1)。出生順位別にみても、いずれの出生順位でも2005年を底に反転している(図2)。また年次別年齢別出生率の推移を図3に示した。若年齢では近年低下傾向が止まり、高年齢では上昇傾向が見られる。

図1 期間合計初婚率および期間合計特殊出生率の推移 (左)

図2 出生順位別期間合計特殊出生率の推移 (右)

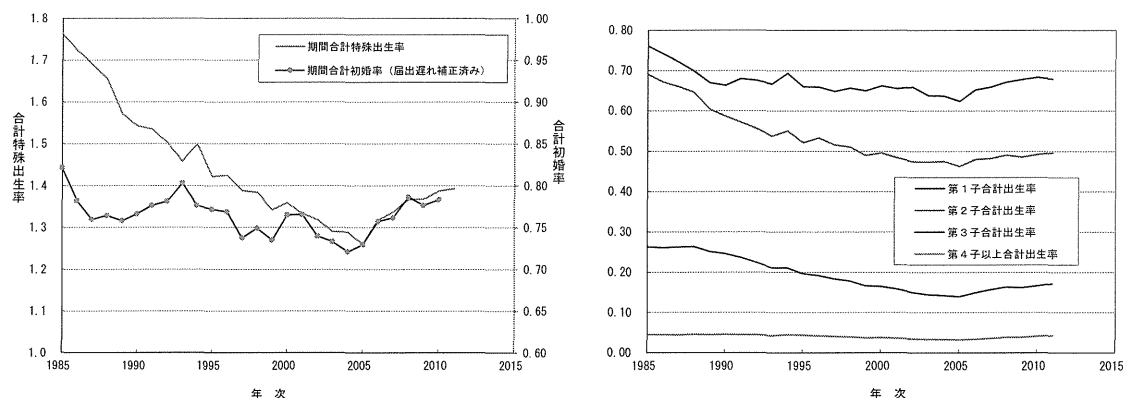
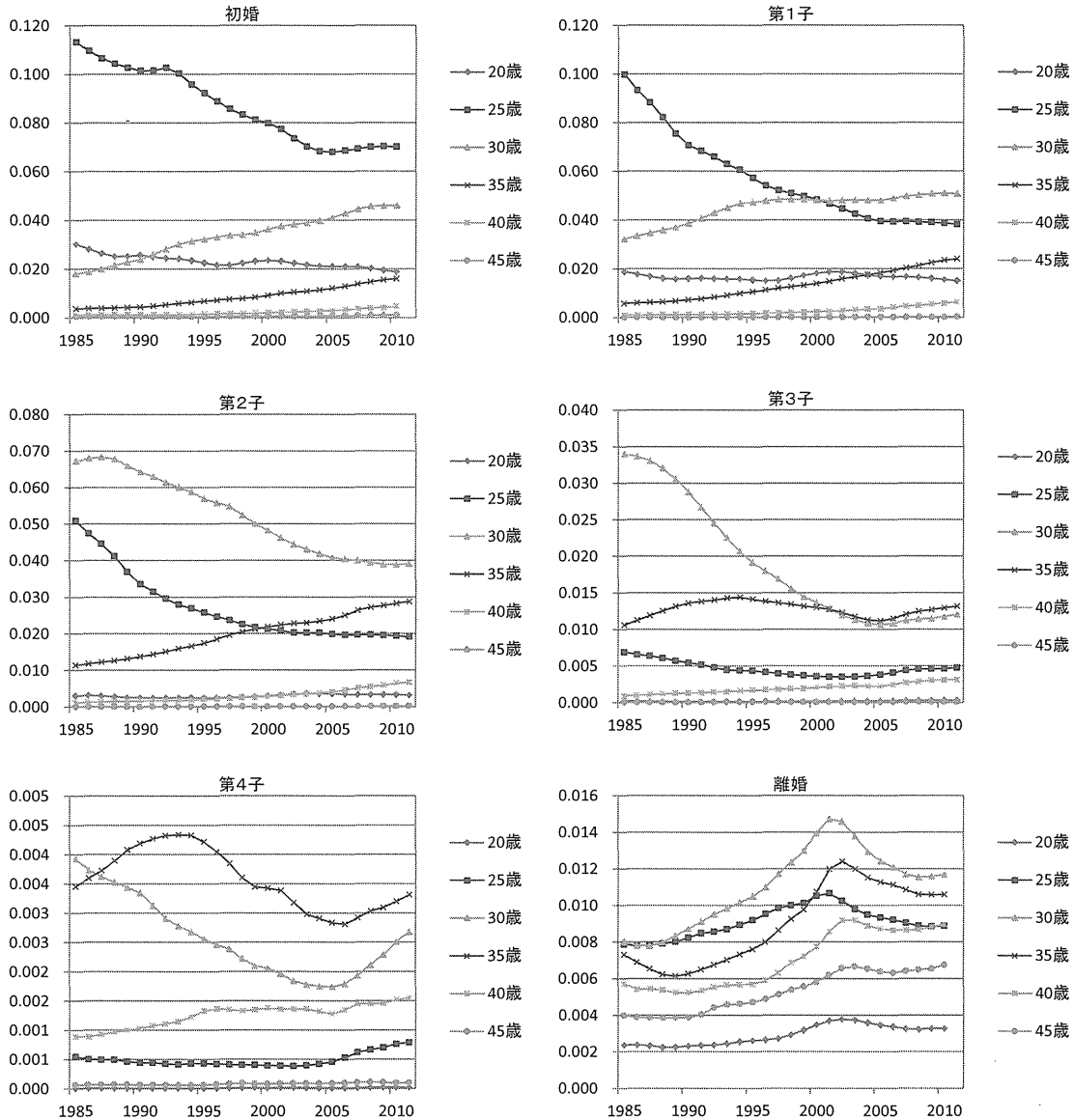


図3 年次別にみた年齢別出生率($f(a)$)の推移



「人口動態統計」に基づく。

しかし、このような上昇が、コーホートでみた子どもの産み方の変化として現れているかと言えば、必ずしもそうではない。以下では、期間初婚率、出生率をコーホート別にくみなおしたライフコース指標を解説する。

生涯未婚率やコーホート出生率などの生涯指標は、50歳時点までの全履歴データが必要となる。2010年時点で50歳までの実績値があるのは1935年生まれから1960年生まれまでである。そこで、それ以降に生まれたコーホートについては、将来値の推計を用いて算出する。ここでは国立社会保障・人口問題研究所が公表した全国将来推計人口の出生率中位仮定（国立社会保障・人口問題研究所 2012）に用いられた各初婚率、出生率、離婚率等を基にした推計値を示す。

1970 年生まれは 2010 年次点で 40 歳を迎えており、初婚、出生過程の大半を終えている世代であるが、生涯未婚率が 15.3%、コーホート合計特殊出生率は 1.44 である。その前後の世代をみると、1960 年生まれの 1.81 から一貫して低下しており、2010 年の状況を投影する形で予測された 1980 年生まれの値も 1.39 とさらに低下している(表 2)。

なお、表 3 は初婚、離婚、死別の実績から傾向を投影して得られた、女性 50 歳時点の配偶関係構成である。そして、表 4 は、推計された生涯の初婚率・出生率を前提に、各年齢時で未婚あるいは当該出生順位の出生を経験していない女性が、その後 50 歳になるまで、初婚あるいは当該出生順位の出生を経験する確率を示している。初婚、第 1 子出生の生涯確率(15 歳時点確率)は低下しているが、30 歳、35 歳での生涯確率は、1970 年代生まれ以降、それ以前に比べて上昇している。これは、20 代で先送りがおき、30 代でその分の取り戻しが起きていると考えられる。ただ、40 歳時点での確率はあまり大きくは上昇していない。第 2 子以降では、生涯確率が大きく低下しているが、30 歳以上で多少上昇は認められるものの、20 代での低下を取り戻す動きは弱いと見られる。

表 2 中位仮定に基づくコーホート指標

| 生まれ年 | 生涯未婚率 (%) | 平均初婚年齢 (歳) | コーホート合計特殊出生率 (日本人女性出生率) | 初婚どうし夫婦の完結出生児数 (人) | 出生児数分布 (%) | | | | | 未婚女性からの出生がないと仮定した場合の既婚女性の出生児数分布 (%) | | | | | 平均出生年齢 (歳) | | | | |
|------|-----------|------------|-------------------------|--------------------|------------|------|------|------|------|-------------------------------------|------|------|------|------|------------|------|------|------|-------|
| | | | | | 無子 | 1人 | 2人 | 3人 | 4人以上 | 無子 | 1人 | 2人 | 3人 | 4人以上 | 全子 | 第1子 | 第2子 | 第3子 | 第4子以上 |
| 1935 | 4.4 | 24.3 | 2.04 | 2.17 | 7.8 | 15.3 | 49.8 | 19.6 | 7.5 | 3.6 | 16.0 | 52.0 | 20.5 | 7.9 | 27.6 | 25.7 | 28.4 | 30.4 | 32.3 |
| 1940 | 4.2 | 24.2 | 2.04 | 2.18 | 7.8 | 13.4 | 52.0 | 21.0 | 5.8 | 3.8 | 14.0 | 54.3 | 21.9 | 6.1 | 27.6 | 25.7 | 28.4 | 30.6 | 32.6 |
| 1945 | 5.3 | 24.3 | 1.92 | 2.11 | 12.1 | 12.8 | 51.1 | 19.5 | 4.5 | 7.2 | 13.5 | 54.0 | 20.6 | 4.7 | 27.4 | 25.6 | 28.2 | 30.3 | 32.5 |
| 1950 | 5.1 | 24.4 | 1.97 | 2.13 | 10.6 | 12.2 | 51.3 | 21.3 | 4.6 | 5.8 | 12.8 | 54.1 | 22.5 | 4.8 | 27.6 | 25.8 | 28.3 | 30.9 | 33.2 |
| 1955 | 5.9 | 24.9 | 1.96 | 2.16 | 12.6 | 11.8 | 47.1 | 23.4 | 5.0 | 7.2 | 12.5 | 50.1 | 24.9 | 5.4 | 28.2 | 26.3 | 28.8 | 31.3 | 33.7 |
| 1960 | 9.4 | 25.7 | 1.81 | 2.07 | 17.5 | 13.9 | 43.5 | 20.4 | 4.7 | 9.0 | 15.3 | 48.0 | 22.6 | 5.1 | 28.7 | 27.0 | 29.1 | 31.6 | 34.1 |
| 1965 | 13.5 | 26.5 | 1.59 | 1.93 | 23.9 | 16.7 | 40.0 | 15.5 | 3.9 | 12.1 | 19.3 | 46.2 | 17.9 | 4.5 | 29.4 | 27.9 | 30.1 | 32.1 | 34.3 |
| 1970 | 15.3 | 27.2 | 1.44 | 1.81 | 28.4 | 18.6 | 37.0 | 12.5 | 3.5 | 15.4 | 22.0 | 43.7 | 14.8 | 4.1 | 30.0 | 28.6 | 30.8 | 32.6 | 34.7 |
| 1975 | 17.1 | 27.8 | 1.39 | 1.78 | 30.3 | 19.5 | 34.9 | 11.8 | 3.5 | 15.9 | 23.6 | 42.1 | 14.3 | 4.2 | 30.5 | 29.1 | 31.3 | 33.1 | 34.9 |
| 1980 | 17.4 | 28.1 | 1.39 | 1.80 | 29.9 | 20.6 | 33.4 | 12.5 | 3.6 | 15.1 | 24.9 | 40.5 | 15.1 | 4.4 | 30.6 | 29.3 | 31.4 | 32.9 | 34.1 |
| 1985 | 18.3 | 28.1 | 1.35 | 1.76 | 32.1 | 20.2 | 31.6 | 12.5 | 3.6 | 16.9 | 24.7 | 38.8 | 15.3 | 4.4 | 30.5 | 29.3 | 31.3 | 32.5 | 33.7 |
| 1990 | 20.0 | 28.2 | 1.30 | 1.74 | 35.5 | 18.2 | 30.4 | 12.4 | 3.5 | 19.4 | 22.7 | 38.0 | 15.5 | 4.4 | 30.6 | 29.4 | 31.4 | 32.6 | 33.8 |
| 1995 | 20.1 | 28.2 | 1.30 | 1.74 | 35.6 | 18.2 | 30.3 | 12.4 | 3.5 | 19.4 | 22.7 | 37.9 | 15.5 | 4.4 | 30.6 | 29.4 | 31.4 | 32.6 | 33.8 |
| 2000 | 20.1 | 28.2 | 1.30 | 1.74 | 35.6 | 18.2 | 30.3 | 12.4 | 3.5 | 19.4 | 22.7 | 37.9 | 15.5 | 4.4 | 30.6 | 29.4 | 31.4 | 32.6 | 33.8 |
| 2005 | 20.1 | 28.2 | 1.30 | 1.74 | 35.6 | 18.2 | 30.3 | 12.4 | 3.5 | 19.4 | 22.7 | 37.9 | 15.5 | 4.4 | 30.6 | 29.4 | 31.4 | 32.6 | 33.8 |
| 2010 | 20.1 | 28.2 | 1.30 | 1.74 | 35.6 | 18.2 | 30.3 | 12.4 | 3.5 | 19.4 | 22.7 | 37.9 | 15.5 | 4.4 | 30.6 | 29.4 | 31.4 | 32.6 | 33.8 |

1)1937 年生まれの値。

表3 中位仮定に基づくコーホート指標：女性50歳時配偶関係構成

| 生まれ年 | 初婚が50歳までに離婚に終わる割合(%) | 総数 | 50歳時配偶関係構成 | | | |
|------|----------------------|-------|------------|------------|-----------|-----------|
| | | | 50歳時未婚(%) | 50歳時有配偶(%) | 50歳時死別(%) | 50歳時離別(%) |
| 1935 | 11.0 | 100.0 | 4.4 | 86.4 | 5.8 | 3.4 |
| 1940 | 13.0 | 100.0 | 4.2 | 85.1 | 4.7 | 6.0 |
| 1945 | 15.1 | 100.0 | 5.3 | 83.2 | 3.8 | 7.7 |
| 1950 | 17.8 | 100.0 | 5.1 | 81.9 | 3.2 | 9.8 |
| 1955 | 18.3 | 100.0 | 5.9 | 81.0 | 2.7 | 10.4 |
| 1960 | 21.6 | 100.0 | 9.4 | 75.8 | 2.3 | 12.5 |
| 1965 | 25.7 | 100.0 | 13.5 | 69.9 | 2.1 | 14.6 |
| 1970 | 28.3 | 100.0 | 15.3 | 67.0 | 2.0 | 15.7 |
| 1975 | 28.3 | 100.0 | 17.1 | 65.7 | 2.0 | 15.2 |
| 1980 | 28.1 | 100.0 | 17.4 | 65.6 | 2.0 | 15.0 |
| 1985 | 28.3 | 100.0 | 18.3 | 64.7 | 1.9 | 15.0 |
| 1990 | 29.0 | 100.0 | 20.0 | 63.0 | 1.9 | 15.1 |
| 1995 | 29.2 | 100.0 | 20.1 | 62.7 | 1.9 | 15.3 |
| 2000 | 29.2 | 100.0 | 20.1 | 62.7 | 1.9 | 15.3 |
| 2005 | 29.2 | 100.0 | 20.1 | 62.7 | 1.9 | 15.3 |
| 2010 | 29.2 | 100.0 | 20.1 | 62.7 | 1.9 | 15.3 |

人口動態統計に基づく配偶関係構成であるため、国勢調査による配偶関係構成とは一致しない。

表4 各年齢時事象未経験者が50歳までに事象を経験する確率

| 初婚 | | | | | | | | | | |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|--|
| 生まれ年 | 15歳時 | 20歳時 | 25歳時 | 30歳時 | 35歳時 | 40歳時 | 45歳時 | 50歳時 | | |
| 1935 | 0.956 | 0.952 | 0.886 | 0.601 | 0.313 | 0.141 | 0.050 | 0.000 | | |
| 1940 | 0.958 | 0.955 | 0.883 | 0.560 | 0.287 | 0.129 | 0.047 | 0.000 | | |
| 1945 | 0.947 | 0.943 | 0.855 | 0.504 | 0.241 | 0.099 | 0.034 | 0.000 | | |
| 1950 | 0.949 | 0.946 | 0.864 | 0.554 | 0.266 | 0.105 | 0.035 | 0.000 | | |
| 1955 | 0.941 | 0.938 | 0.872 | 0.570 | 0.279 | 0.106 | 0.033 | 0.000 | | |
| 1960 | 0.906 | 0.903 | 0.829 | 0.539 | 0.254 | 0.093 | 0.029 | 0.000 | | |
| 1965 | 0.865 | 0.860 | 0.793 | 0.520 | 0.256 | 0.101 | 0.033 | 0.000 | | |
| 1970 | 0.847 | 0.842 | 0.779 | 0.549 | 0.300 | 0.122 | 0.033 | 0.000 | | |
| 1975 | 0.829 | 0.824 | 0.768 | 0.569 | 0.317 | 0.120 | 0.033 | 0.000 | | |
| 1980 | 0.826 | 0.820 | 0.771 | 0.588 | 0.330 | 0.120 | 0.033 | 0.000 | | |
| 1985 | 0.817 | 0.810 | 0.762 | 0.573 | 0.310 | 0.118 | 0.033 | 0.000 | | |
| 1990 | 0.800 | 0.794 | 0.744 | 0.553 | 0.299 | 0.119 | 0.033 | 0.000 | | |
| 1995 | 0.799 | 0.793 | 0.743 | 0.552 | 0.298 | 0.119 | 0.033 | 0.000 | | |
| 2000 | 0.799 | 0.793 | 0.743 | 0.551 | 0.298 | 0.119 | 0.033 | 0.000 | | |
| 2005 | 0.799 | 0.793 | 0.743 | 0.551 | 0.298 | 0.119 | 0.033 | 0.000 | | |
| 2010 | 0.799 | 0.793 | 0.743 | 0.551 | 0.298 | 0.119 | 0.033 | 0.000 | | |
| 第1子 | | | | | | | | | | |
| 生まれ年 | 15歳時 | 20歳時 | 25歳時 | 30歳時 | 35歳時 | 40歳時 | 45歳時 | 50歳時 | | |
| 1935 | 0.922 | 0.919 | 0.864 | 0.560 | 0.201 | 0.030 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1940 | 0.922 | 0.920 | 0.863 | 0.526 | 0.173 | 0.026 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1945 | 0.879 | 0.877 | 0.795 | 0.393 | 0.123 | 0.018 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1950 | 0.894 | 0.892 | 0.818 | 0.479 | 0.163 | 0.026 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1955 | 0.874 | 0.871 | 0.810 | 0.491 | 0.178 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1960 | 0.825 | 0.822 | 0.759 | 0.482 | 0.184 | 0.034 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1965 | 0.761 | 0.756 | 0.700 | 0.467 | 0.194 | 0.043 | 0.006 | 0.000 | | |
| 1970 | 0.716 | 0.711 | 0.658 | 0.465 | 0.218 | 0.049 | 0.002 | 0.000 | | |
| 1975 | 0.697 | 0.692 | 0.643 | 0.483 | 0.240 | 0.051 | 0.002 | 0.000 | | |
| 1980 | 0.701 | 0.695 | 0.647 | 0.507 | 0.259 | 0.051 | 0.002 | 0.000 | | |
| 1985 | 0.679 | 0.671 | 0.623 | 0.478 | 0.245 | 0.050 | 0.002 | 0.000 | | |
| 1990 | 0.645 | 0.637 | 0.588 | 0.443 | 0.227 | 0.051 | 0.002 | 0.000 | | |
| 1995 | 0.644 | 0.636 | 0.587 | 0.443 | 0.226 | 0.051 | 0.002 | 0.000 | | |
| 2000 | 0.644 | 0.636 | 0.587 | 0.443 | 0.226 | 0.051 | 0.002 | 0.000 | | |
| 2005 | 0.644 | 0.636 | 0.587 | 0.443 | 0.226 | 0.051 | 0.002 | 0.000 | | |
| 2010 | 0.644 | 0.636 | 0.587 | 0.443 | 0.226 | 0.051 | 0.002 | 0.000 | | |
| 第2子 | | | | | | | | | | |
| 生まれ年 | 15歳時 | 20歳時 | 25歳時 | 30歳時 | 35歳時 | 40歳時 | 45歳時 | 50歳時 | | |
| 1935 | 0.769 | 0.768 | 0.734 | 0.491 | 0.130 | 0.011 | 0.000 | 0.000 | | |
| 1940 | 0.788 | 0.788 | 0.761 | 0.504 | 0.112 | 0.011 | 0.000 | 0.000 | | |
| 1945 | 0.751 | 0.751 | 0.722 | 0.418 | 0.098 | 0.011 | 0.000 | 0.000 | | |
| 1950 | 0.773 | 0.772 | 0.742 | 0.479 | 0.135 | 0.015 | 0.000 | 0.000 | | |
| 1955 | 0.756 | 0.755 | 0.730 | 0.503 | 0.153 | 0.019 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1960 | 0.686 | 0.686 | 0.659 | 0.462 | 0.158 | 0.020 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1965 | 0.594 | 0.593 | 0.566 | 0.417 | 0.158 | 0.025 | 0.002 | 0.000 | | |
| 1970 | 0.530 | 0.529 | 0.504 | 0.384 | 0.172 | 0.030 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1975 | 0.502 | 0.501 | 0.478 | 0.378 | 0.183 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1980 | 0.496 | 0.495 | 0.469 | 0.378 | 0.190 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1985 | 0.477 | 0.476 | 0.448 | 0.356 | 0.180 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1990 | 0.463 | 0.462 | 0.435 | 0.344 | 0.174 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 1995 | 0.462 | 0.461 | 0.434 | 0.343 | 0.174 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 2000 | 0.462 | 0.461 | 0.434 | 0.343 | 0.174 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 2005 | 0.462 | 0.461 | 0.434 | 0.343 | 0.174 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |
| 2010 | 0.462 | 0.461 | 0.434 | 0.343 | 0.174 | 0.031 | 0.001 | 0.000 | | |

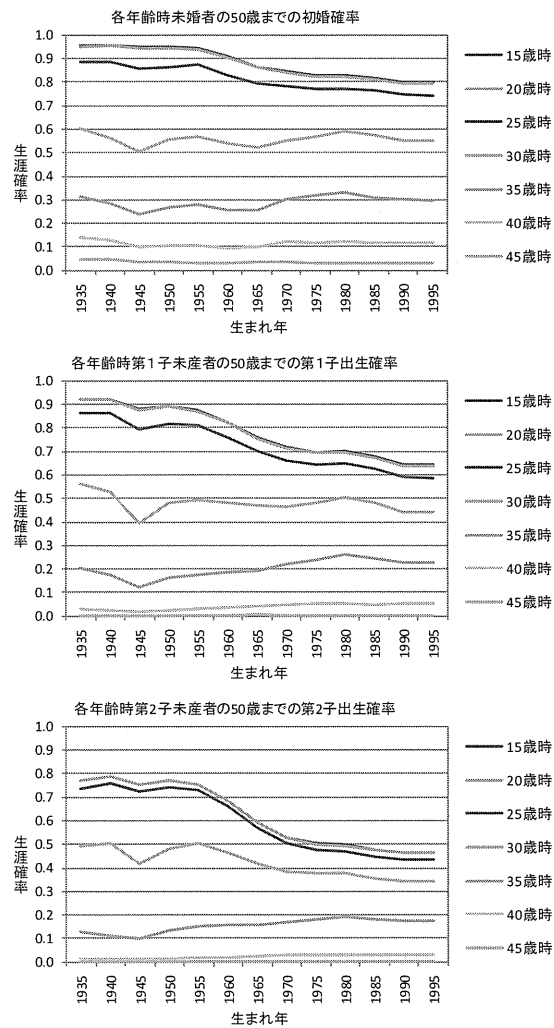
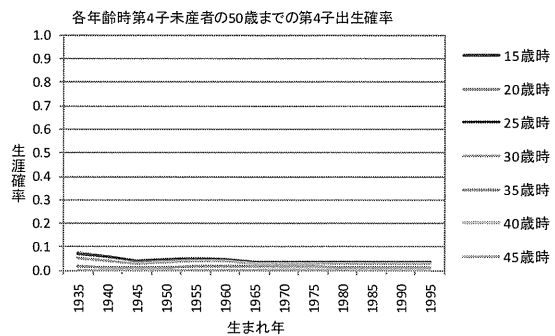
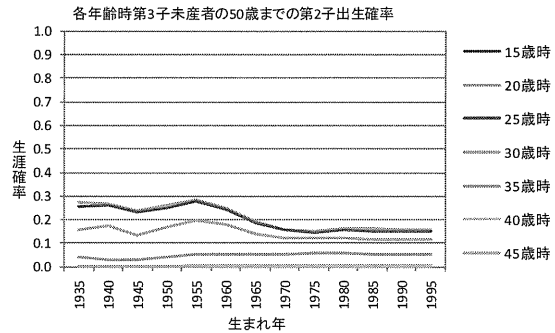


表3 各年齢時事象未経験者が50歳までに事象を経験する確率（つづき）

| 第3子 | | | | | | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 生まれ年 | 15歳時 | 20歳時 | 25歳時 | 30歳時 | 35歳時 | 40歳時 | 45歳時 | 50歳時 |
| 1935 | 0.271 | 0.271 | 0.257 | 0.159 | 0.040 | 0.003 | 0.000 | 0.000 |
| 1940 | 0.268 | 0.268 | 0.260 | 0.172 | 0.028 | 0.002 | 0.000 | 0.000 |
| 1945 | 0.240 | 0.240 | 0.233 | 0.133 | 0.028 | 0.003 | 0.000 | 0.000 |
| 1950 | 0.259 | 0.259 | 0.251 | 0.167 | 0.042 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1955 | 0.284 | 0.284 | 0.278 | 0.201 | 0.054 | 0.005 | 0.000 | 0.000 |
| 1960 | 0.251 | 0.251 | 0.245 | 0.180 | 0.056 | 0.006 | 0.000 | 0.000 |
| 1965 | 0.194 | 0.194 | 0.188 | 0.142 | 0.052 | 0.007 | 0.000 | 0.000 |
| 1970 | 0.160 | 0.160 | 0.155 | 0.120 | 0.054 | 0.008 | 0.000 | 0.000 |
| 1975 | 0.153 | 0.153 | 0.149 | 0.121 | 0.058 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 1980 | 0.161 | 0.161 | 0.156 | 0.125 | 0.058 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 1985 | 0.161 | 0.160 | 0.154 | 0.120 | 0.054 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 1990 | 0.159 | 0.159 | 0.153 | 0.119 | 0.054 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 1995 | 0.159 | 0.159 | 0.153 | 0.119 | 0.054 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 2000 | 0.159 | 0.159 | 0.153 | 0.119 | 0.054 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 2005 | 0.159 | 0.159 | 0.153 | 0.119 | 0.054 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 2010 | 0.159 | 0.159 | 0.153 | 0.119 | 0.054 | 0.009 | 0.000 | 0.000 |
| 第4子以上 | | | | | | | | |
| 生まれ年 | 15歳時 | 20歳時 | 25歳時 | 30歳時 | 35歳時 | 40歳時 | 45歳時 | 50歳時 |
| 1935 | 0.075 | 0.075 | 0.073 | 0.052 | 0.021 | 0.003 | 0.000 | 0.000 |
| 1940 | 0.058 | 0.058 | 0.057 | 0.044 | 0.014 | 0.003 | 0.000 | 0.000 |
| 1945 | 0.045 | 0.045 | 0.044 | 0.032 | 0.012 | 0.002 | 0.000 | 0.000 |
| 1950 | 0.046 | 0.046 | 0.045 | 0.036 | 0.015 | 0.003 | 0.000 | 0.000 |
| 1955 | 0.050 | 0.050 | 0.050 | 0.041 | 0.019 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1960 | 0.047 | 0.047 | 0.046 | 0.039 | 0.019 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1965 | 0.039 | 0.039 | 0.038 | 0.033 | 0.017 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1970 | 0.035 | 0.035 | 0.034 | 0.029 | 0.017 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1975 | 0.035 | 0.035 | 0.034 | 0.030 | 0.018 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1980 | 0.036 | 0.036 | 0.036 | 0.030 | 0.015 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1985 | 0.036 | 0.036 | 0.035 | 0.028 | 0.014 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1990 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.028 | 0.014 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 1995 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.028 | 0.014 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 2000 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.028 | 0.014 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 2005 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.028 | 0.014 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |
| 2010 | 0.035 | 0.035 | 0.035 | 0.028 | 0.014 | 0.004 | 0.000 | 0.000 |

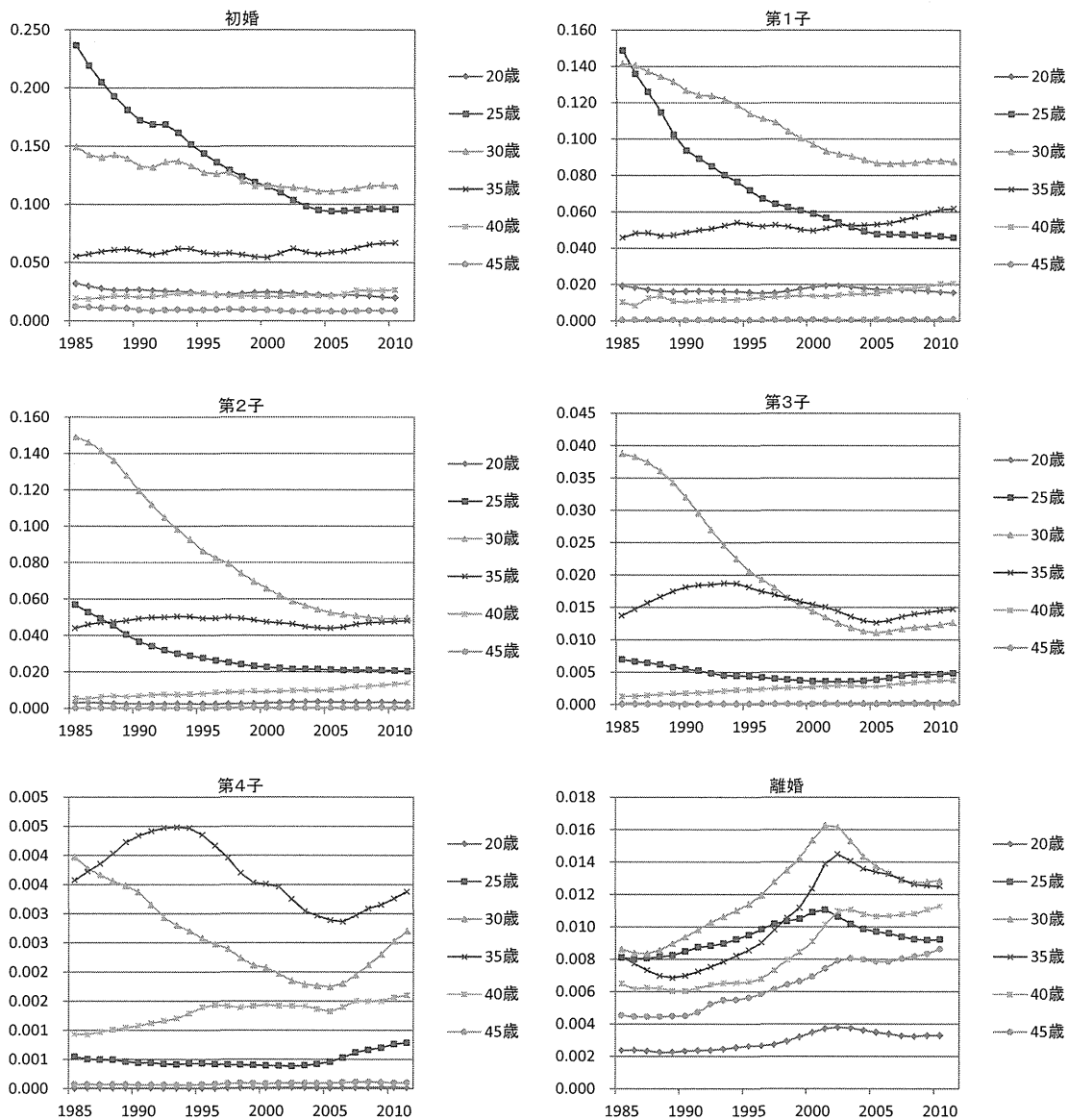


6. ハザード率の変化

(1) 未経験者ベースのハザード率の変化

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ハザード率（5歳ごと）を観察すると図4のようになる。初婚については、25歳時点ハザード率が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大きな変化はないが、30歳、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歳のハザード率が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歳のハザード率が2005年以降上昇傾向にあり、20歳での先送り分が、30歳以降で取り戻されていることがわかる。第2子については、30歳ハザード率の低下と35歳、40歳での上昇が見られる。第3子、第4子は、2005年以降、30代以上のみならず、20代でのハザード率も上昇傾向にあるという特徴を確認できる。参考までに、離婚未経験者をリスク人口とした離婚のハザード率も示したが、2000年代前半をピークに離婚ハザードがやや低下している。ただし、40歳、45歳のハザード率は2008年以降さらに上昇が見られる。

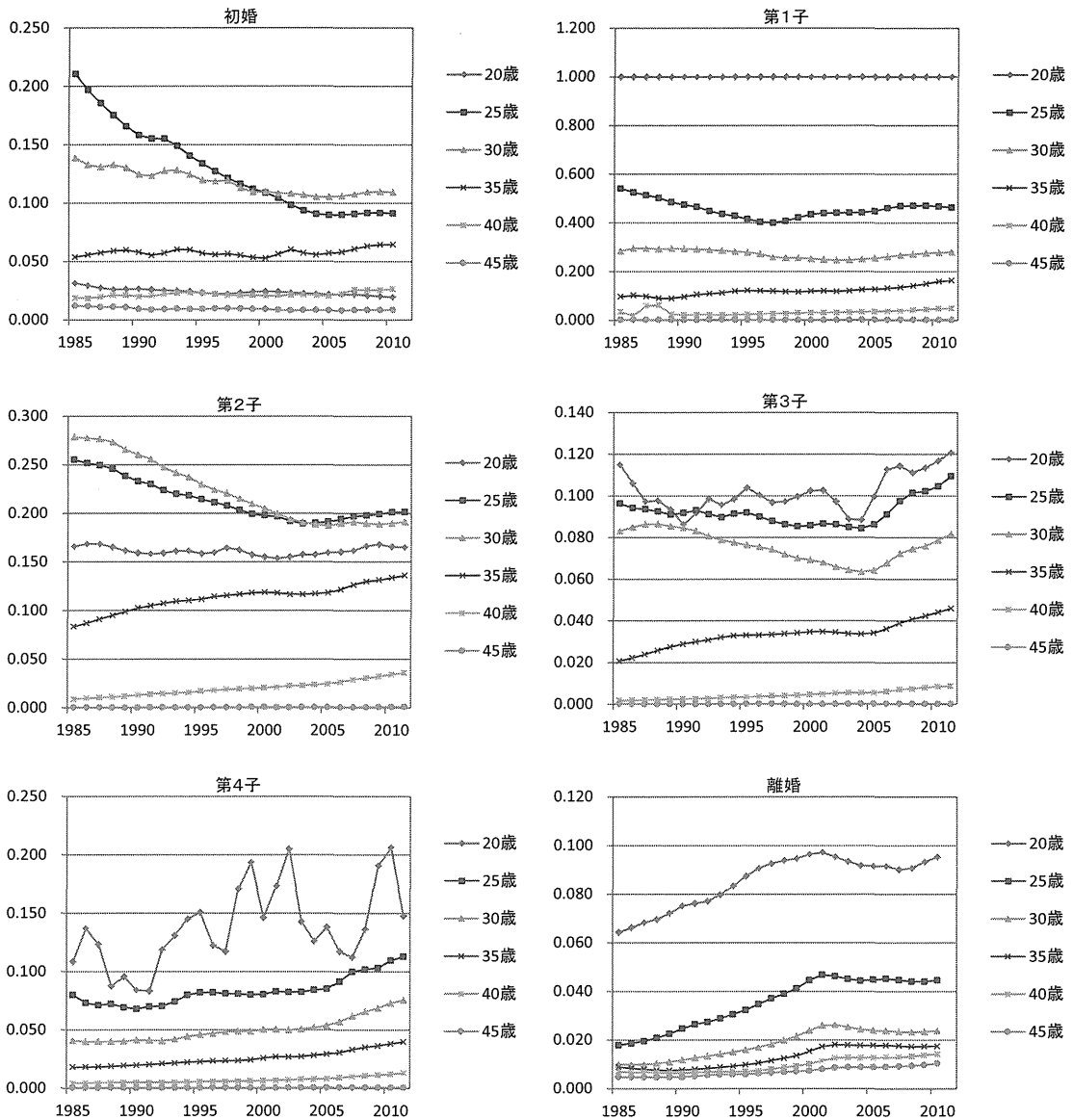
図4 年次別にみた未経験者ハザード率(h(a))の推移



(2) パリティベースのハザード率の変化

同様にパリティをリスク人口として算出したハザード率の年次推移を図5に示した。第1子の年齢別ハザード率は比較的安定していることが分かる。また、3子以降では近年上昇傾向が見られる。

図5 年次別にみたパリティハザード率($h_p(a)$)の推移



ここでのハザード率は離散モデルに基づく。

7. 期間初婚表、期間出生力表に基づく合計特殊出生率

年齢別未経験者ハザード率は、生命表関数の M_x にあたり、これを用いて初婚表、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特殊出生率 TFRs を算出することができる。この出生力表に基づく合計特殊出生率は、通常の期間指標よりもテンポ効果を受けにくく、コーホート合計特殊出生率に近い水準を示す (Yamaguchi and Beppu 2004)。期間合計特殊出生率、出生力表合計特殊出生率、29年ずらしたコーホート合計特殊出生率を図6に重ねて示すと、期間合計特殊出生率をもっとも低い水準を

示し、出生力表合計特殊出生率とコーホート合計特殊出生率はより水準に近いが、2005年前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特殊出生率は、まだ実績の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）の出生率の中位仮定値の値を用いている。従って、出生過程がほぼ終わっている1970年生まれ以降の数値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。

全出生の合計特殊出生率と同様に、合計初婚率、出生順位別出生率についても、期間合計特殊出生率、初婚表、出生力表に基づく合計特殊出生率、コーホート合計特殊出生率を図7、図8に示した。コーホート合計特殊出生率については、初婚は26年、第1子は27年、第2子は29年、第3子は32年、第4子以上は34年ずらしている。初婚、第1子、第2子は、期間合計特殊出生率と出生力表ベース、コーホートベースと乖離が見られるが、第3子、第4子は3者がほぼ同調しており、タイミングの変化による未経験者人口の構造変化の影響がそれほど大きくないことが分かる。

図9には、初婚表、出生力表に基づく合計特殊出生率の代わりに、パリティハザード率に基づく（多相出生力表に基づく）合計特殊出生率を示した。多相出生力表TFRは、近年ではコーホートTFRよりも期間TFRに同調している。

図6 期間合計特殊出生率、出生力表に基づく合計特殊出生率、コーホート合計特殊出生率の推移

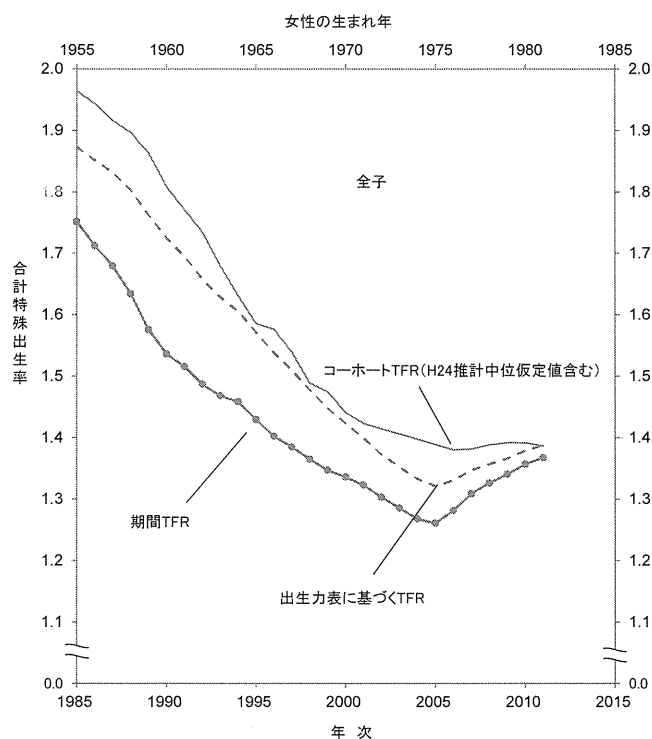


図7 期間合計初婚率、初婚表に基づく合計初婚率、コーホート合計初婚率の推移（左）

図8 出生順位別にみた、期間合計特殊出生率、出生力表に基づく合計特殊出生率、コーホート合計特殊出生率の推移（右）

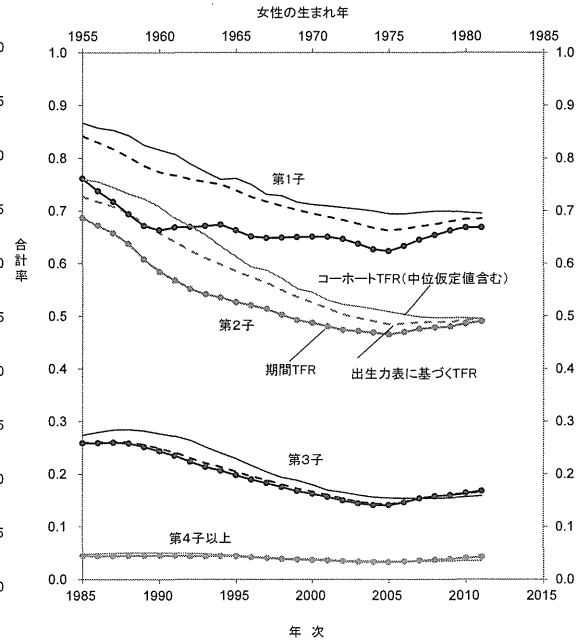
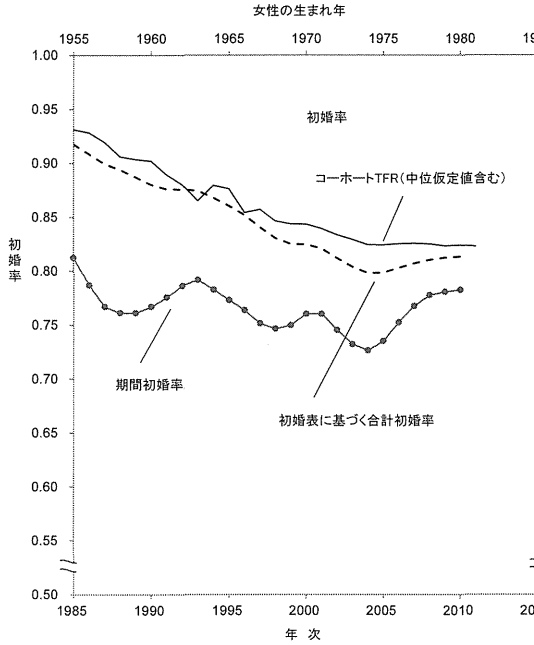
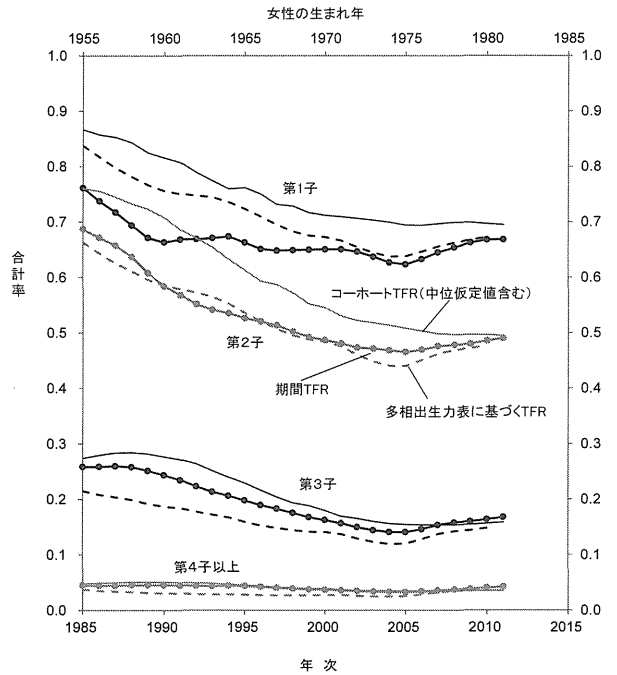
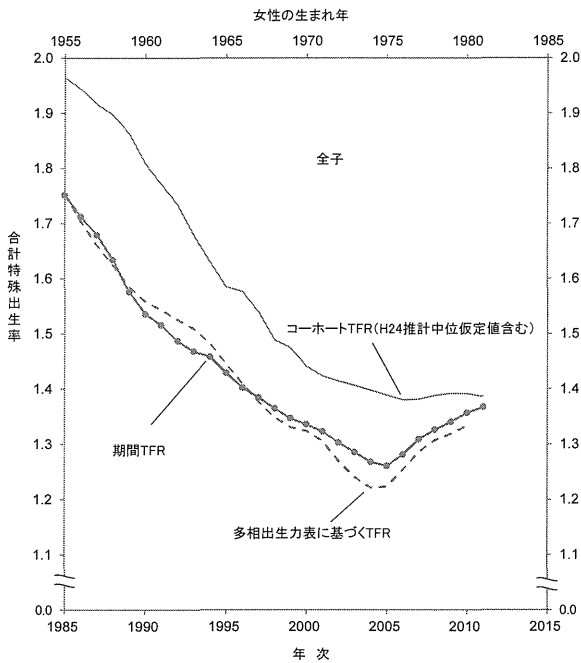


図9 期間合計特殊出生率、多相出生力表に基づく合計特殊出生率、コーホート合計特殊出生率（総数（左）および出生順位別（右））

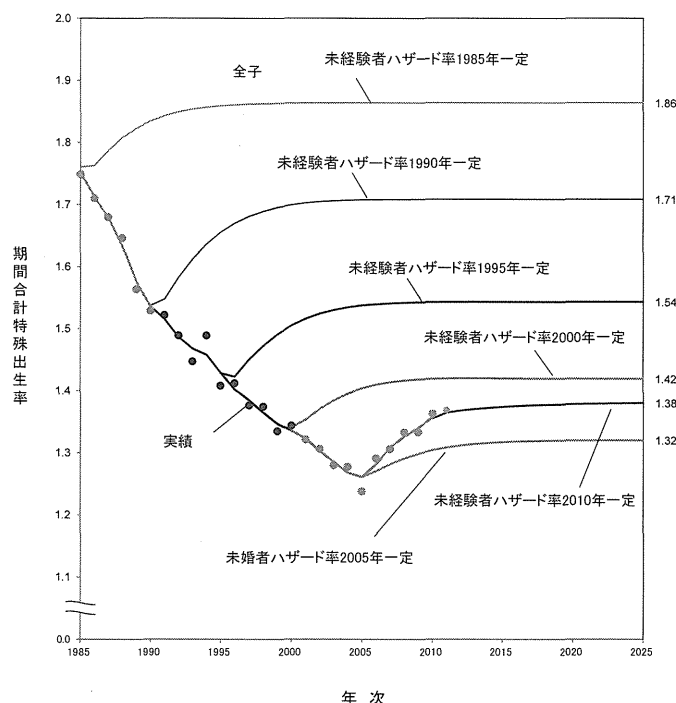


8. ハザード率固定シミュレーションによる構造変化の抽出

(1) 未経験者ハザード率固定による合計特殊出生率の動向

年齢別未経験者ハザード率が計算できる 1985 年以降について、ハザード率を 5 年おきに固定した場合に合計特殊出生率がどのように推移するかを図 10 に示した。いずれのケースも固定した翌年から反転上昇している。1985 年時点での実績は 1.75 であったが、ハザード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 1.53 であったが、ハザード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 1.41 であったが、ハザード率固定による最終的な値は 1.54 であった。2000 年時点での実績は 1.34 であったが、ハザード率固定による最終的な値は 1.42 であった。2005 年時点での実績は 1.24 であったが、ハザード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、ハザード率固定による最終的な値は 1.38 であり、上昇分は 0.02 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。このハザード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 10 各年次で未経験者ハザード率を固定した場合の期間合計特殊出生率の推移と最終レベル

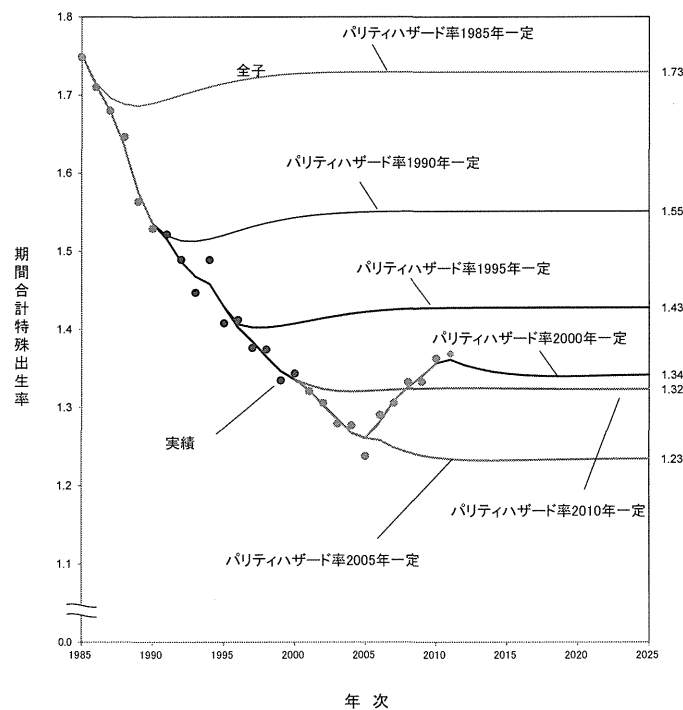


(2) パリティハザード率固定による合計特殊出生率の動向

同様に、パリティハザード率を固定した場合に推定される合計特殊出生率を図 11 に示した。未経験者ハザード率固定に比べ、反転幅が小さい。2005 年でパリティハザード

ドを固定した場合の最終レベルは 1.23 と極めて低い。そして 2010 年で固定した場合の最終レベルは 1.34 と、2010 年の水準より低くなっている。

図 11 各年次でパリティハザード率を固定した場合の期間合計特殊出生率の推移と最終レベル



(3) 2005 年で未経験者ハザード率を固定した場合の出生順位別の結果

2005 年時点の未経験者ハザード率その後一定だった場合の出生率を詳細に見ておこう。総数および出生順位別の結果を図 12、図 13 に示した。ハザード率を固定した直後から合計特殊出生率は上昇を示しているが、実際の 2005 年以降の出生率の推移をみると、ハザード率固定の水準を大きく上回って上昇していることがわかる。出生順位別にみても、初婚、第 1 子、第 3 子で大きくハザード率固定の水準を上回って上昇している。

(4) 2005 年でパリティハザード率を固定した場合の出生順位別の結果

パリティハザード率を 2005 年以降固定した場合の結果を図 14、図 15 に示した。初婚、第 1 子はハザード率固定値でも反転上昇が見られるが、実績はさらに大きく上回っている。第 2 子～第 4 子は、ハザード率固定値では 2005 年以降も低下を示しているが、実績値は上昇に転じており、パリティ人口を分母としたハザード率が 2005 年以降上昇した効果であると考えられる。

図 12 2005 年の発生率、未経験者ハザード率を固定した場合の期間合計特殊出生率（左）
 図 13 2005 年の発生率、未経験者ハザード率を固定した場合の期間合計初婚率／出生順位別出生率（右）

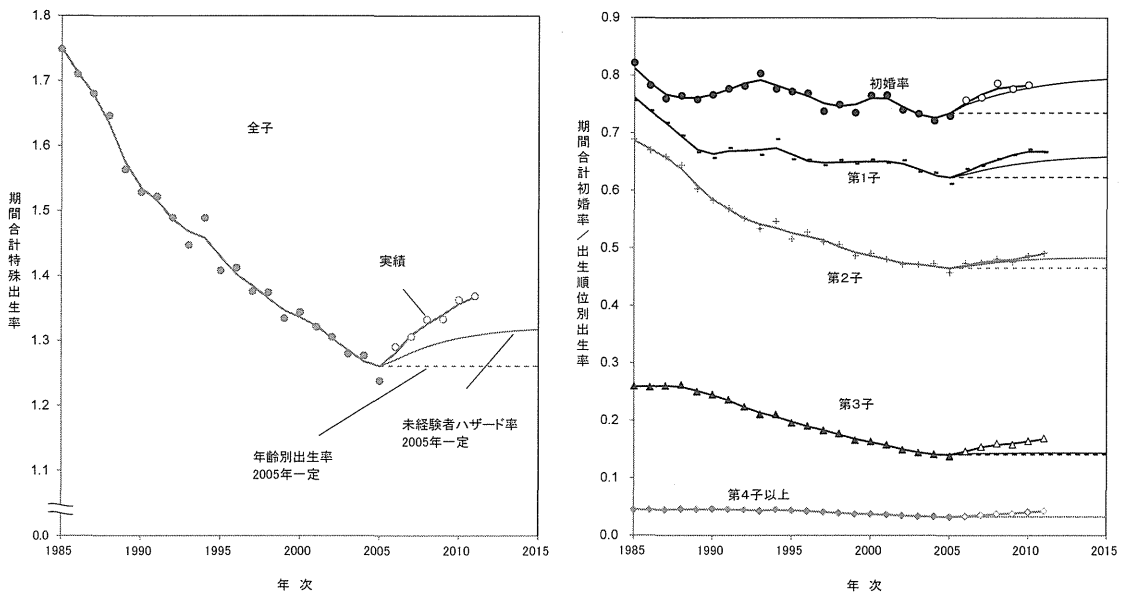
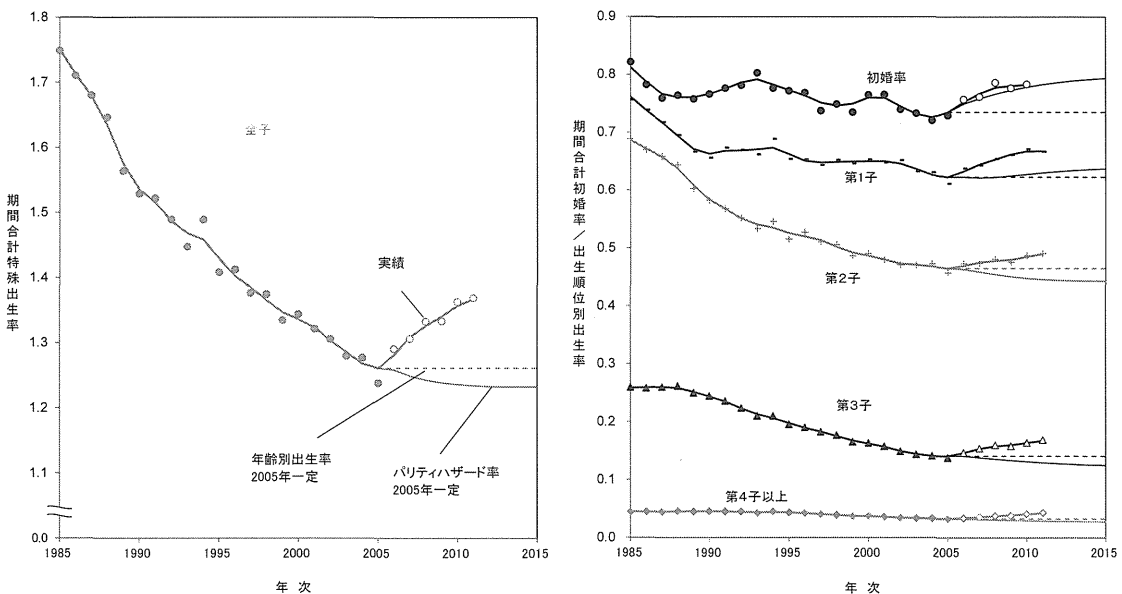


図 14 2005 年の発生率、パリティハザード率を固定した場合の期間合計特殊出生率（左）
 図 15 2005 年の発生率、パリティハザード率を固定した場合の期間合計初婚率／出生順位別出生率（右）



(5) 未経験者ハザード率変化の 2005 年以降の合計特殊出生率上昇への寄与

2005 年以降に関しては、未経験者ハザード率を固定して推計される水準よりも実績