
特 集

コロナ禍における推計（全国推計編）

拡張リー・カーター・モデルを適用した 年齢別出生率の推計

岩澤美帆*・余田翔平**・石井太***

コーホート要因法で人口の将来推計を行う場合には、翌年の0歳人口の出発点となる出生数を推計する必要があり、出生数は女性の年齢別出生率を仮定して発生させる。本研究では、コーホートの年齢別出生ハザードを対象にし、観測値にもとづきノンパラメトリックに設定するベースライン部分と、ベースラインからの乖離をパラメトリックに表現する部分からなるセミパラメトリックモデルを考案した。パラメータの将来投影に際しては、実績値の動向を踏まえつつ、いくつかの制約条件を課した上で統計的補外を行った。

完結水準を統制した上で、年齢スケジュールを精密に再現するため、特異値分解による第3特異値・特異ベクトルまでを利用した拡張リー・カーター・モデルによって出生順位別年齢別出生ハザードを推定し、コーホートの年齢別出生率を将来にわたって推計した。

統制する完結水準については、要素別に投影する方法を採用し、(1)50歳時点の未婚者割合、(2)期待夫婦完結出生児数、(3)夫婦出生力変動係数、(4)離死別再婚効果係数を算定式の諸要素とし、中位、高位、低位の見通しにより将来値を得、不確実性の幅を与えた。コーホートの年齢別出生率を期間の年齢別出生率に組み替えれば、将来の年次別年齢別出生率が得られる。

本研究でしめた方法は、2020年の国勢調査を基点とした「日本の将来推計人口」（令和5年推計）における日本人女性の年齢別出生率の仮定設定に用いられた。

キーワード：将来推計人口，出生仮定，年齢スケジュール，拡張リー・カーター・モデル

I. はじめに

コーホート要因法により将来人口推計を実施する場合、各年次の出生数がその後の当該コーホートの人口の出発点となる。各年次の出生数は、その年に再生産年齢(15~49歳)にある女性たちが各年齢で産んだ出生数の合計として求める。女性たちの各年齢における出生数は、その年齢の女性人口（年間の平均的人口）に、対応する年齢別出生率を乗じて算

* 国立社会保障・人口問題研究所

** 東京大学

*** 慶應義塾大学

出される。したがって、将来推計のためには推計期間の年次別年齢別出生率の仮定が必要となる。公的推計では、過去の出生率の動向を踏まえて最も蓋然性が高く、中立的かつ客観的と考えられる将来水準を出生中位仮定としている。

このように将来推計においては、年齢別出生率の将来値をどのように設定するかが課題となる。本研究では、2015年の国勢調査を基点とする「日本の将来人口推計」（以下、平成29年推計）（国立社会保障・人口問題研究所 2017）まで採用されていた、出生率の年齢スケジュールにパラメトリックモデルをあてはめる方法論の利点と限界を指摘した上で、2020年の国勢調査を基点とする「日本の将来人口推計」（以下、令和5年推計）（国立社会保障・人口問題研究所 2023b）で、この方法に代えて新たに採用された出生ハザードを対象としたセミパラメトリックモデル—拡張リー・カーター・モデル—について、その方法と意義を論じる。

II. 出生率仮定設定の手順

はじめに、出生仮定設定の全体の流れを説明する。出生仮定には、基本推計期間(令和5年推計では2021～2070年)の女性の年次別年齢別出生率が必要となる。対象地域のサブグループに出生行動における異質性が認められる場合、例えば、全国の推計の場合に、日本人と外国人で出生パターンに大きな違いが見られる場合は、設定は日本人、外国人別に行う。日本人女性の仮定設定は、女性の出生コホート単位で行い、これを年次別の出生率に組み替える。一方で、ライフコース上で出入国が多い外国人については、必ずしもコホート観察が合理的ではなく、またコホート観察をするための長期的データも不足していることから、年齢別出生率は最新5年の平均値で一定としている。なお、外国人の母からも日本国籍児が生まれるが、その年齢別割合も最新5年の平均値で一定としている（外国人女性の仮定設定の詳細については、令和5年推計の報告書（国立社会保障・人口問題研究所 2023b）を参照されたい）。以下で示す方法論は、日本人女性の仮定設定について説明したものである。日本人女性から発生する出生数、それに対応する出生率は、厚生労働省「人口動態調査」における日本における日本人の出生（外国人女性に発生する日本国籍児を含む）にもとづく出生数、それに対応する出生率とは定義が異なる¹⁾。「人口動態調査」と同定義の将来の出生数、出生率は、推計結果から別途計算して求めることになる。

1) 「人口動態調査」による出生率は、事象の対象を日本国籍児とするため、日本人女性から発生した出生児に加え、外国人女性から発生した日本国籍児（日本人を父とする児）を含んでいる。したがって、この出生率は日本人・外国人の女性人口構成に依存する。日本人女性の出生行動を把握する観点からは日本人女性に発生した出生に限定した率を別途算出し用いる必要がある。同様に「人口動態調査」による初婚件数は日本人女性の初婚以外に、日本人男性と結婚した外国人女性の初婚件数が含まれており、日本人女性の初婚行動を把握するためには、日本人女性の初婚に限定した件数を用いた率を別途算出する必要がある。また初婚率の算出にあたっては、婚姻届出の遅れの補正を行う必要があり、本推計では別途この補正を行っている。さらに、モデルの推定に用いる初婚率、出生率実績値は、1月から12月の出生数に対して10月1日人口を分母としている「人口動態調査」の公表数値とは異なり、当該年の女性の生存延べ年数（生年別にみた期首人口が年間に均等に発生する死亡によって減少していくとした場合の当該年齢の女性の生存期間の総和）を分母として算出している。この女性の生存延べ年数は日本版死亡データベース（Japanese Mortality Database）（石井 2015）から得ている。

公的将来人口推計における仮定設定では、具体的には、以下の手順に沿って日本人女性に対する出生仮定設定が行われる。

- 1) 推計時点で出生過程に入る直前のコーホート（令和5年推計では2005年生まれの女性（2020年に15歳））を参照コーホートとして定める。
- 2) 出生行動に関わる諸要素からなるコーホート合計特殊出生率算定式により、各要素を将来に投影し、参照コーホートおよび推計時点で出生過程の途上にあるコーホートについて、完結水準（コーホート合計特殊出生率ならびに出生順位別出生確率）を求める。
- 3) 各コーホートの完結水準を実績から推定あるいは投影した上で、出生順位別年齢別出生率を設定する（平成29年推計ではパラメトリックモデル（競合リスクモデルに拡張した（経験補整型）一般化対数ガンマ分布モデル）、令和5年推計ではセミパラメトリックモデル（拡張リー・カーター・モデル）を採用）。
- 4) コーホート年齢別出生率を期間年齢別出生率に組み替えて、将来推計期間の期間年齢別出生率の仮定値を得る。

以下では、日本人女性の将来の年齢別出生率をモデルによって設定する方法について述べる。仮定設定はコーホート観察にもとづき、将来コーホートの完結水準と年齢スケジュールを設定することになる。出生の年齢スケジュールをモデルによって将来推計するためには、モデルにおけるパターンや変化の特徴を表すパラメータを特定し、将来に投影する方法が効率的である。このためのモデルとして、パラメトリックモデルや、経験的モデルの一部を組み込んで適合性を向上させるセミパラメトリックモデルなどが用いられる。これらのモデルによって過去の人口学的データの動向を適切にモデリングした後、変化を示すパラメータの動向を将来に投影し、再生産年齢期間が終了していない世代を含め、将来世代についての年齢別出生率を推定し、さらにそれを期間の年齢別出生率に組み替えることで、人口推計に必要な出生率の将来仮定値が得られる。

なお、令和5年推計は、これらの投影の基礎となる実績データを、新型コロナウイルス感染症（新型コロナ）の感染拡大（コロナ禍）が起こる直前の2019年以前のものに限定している。そして、2020年以降に判明した出生率に対する新型コロナの影響は別途推計し、仮定値に組み入れた。これらの方法論については令和5年推計の報告書（国立社会保障・人口問題研究所 2023b）を参照されたい。

以下ではコーホートの出生の完結水準の設定方法をⅢで示し、Ⅳで完結水準を統制した上で年齢スケジュールを推定する方法（新型コロナの影響を加味する前のモデル値）を述べる。Ⅴで総括し課題を述べる。

Ⅲ. コーホートの出生の完結水準の仮定設定

1. 仮定設定の方法と参照コーホート

全員が最終的に死亡する死亡の仮定設定では、年齢別の死亡の発生を仮定することになる。一方、出生は未経験者、また特定の出生順位以降の出生の未経験者が存在する。つまり出生仮定では、何歳で出生するかという年齢分布のほかに、50歳時点といった再生産年齢の上限時において、どのくらいの人が子どもを産み、最終的に何人の子どもの産むのかといった完結水準についても仮定する必要がある。出生率推計では、出生行動に関連するいくつかの要素について個別に現状を調べた上で見通しをたて、出生率の完結水準を算定する方法をとっている。その際、特定のコーホートに焦点を絞って仮定値を設定し、他のコーホートについてはそのコーホートとの関連で設定を行うこととしている。この要となるコーホートのことを「参照コーホート」と呼び、令和5年推計では2005年生まれの女性とした。このコーホートは推計時点で満15歳であり、出生過程の入り口にあるとともに、各種出生力指標の実績データの趨勢の延長として見通せるほぼ限界に位置する。以下ではこの参照コーホートを中心に仮定設定の方法について説明する。

女性コーホートの出生率は、年齢別初婚率に従って発生する既婚女性の割合と、初婚後の出生行動によって決まると考えられる。将来的に実現される出生率水準、すなわち長期のコーホート合計特殊出生率を仮定するには、参照コーホートについて生涯既婚率と初婚年齢分布、そして夫婦の完結出生児数を推定する必要がある。近年の結婚意欲や妻の出生意欲の低迷を鑑みると（国立社会保障・人口問題研究所 2023a）、初婚および夫婦の完結出生児数については、引き続き低迷が見込まれる。さらに、離別者の割合も変動しているため、コーホート出生率に対する離死別および再婚の効果については可変とする枠組みが必要である。

コーホート合計特殊出生率 CTFR は、これらの要素を取り入れた形式によって表現することとし、以下の算定式によって与えられる。

$$\begin{aligned} \text{CTFR} &= (1-\gamma) \cdot \text{CEB} \cdot \delta \\ &= (1-\gamma) \cdot (\text{CEB}(f) \cdot \kappa) \cdot \delta \end{aligned}$$

γ は女性50歳時の未婚者割合であり、コーホートの年齢別初婚率を50歳まで累積した値（累積初婚率）の補数である。夫婦完結出生児数 CEB (children ever born) は有配偶女性（初婚どうし夫婦の妻）の50歳時平均出生児数である。離死別再婚効果係数 δ は、出生力に対する離婚・死別・再婚の効果を表す係数であり、初婚どうし夫婦の出生力とこれを含む既婚女性全体の出生力との比を表す。算定式に示したとおり、コーホート出生率は、これらの3要素の積として表される。さらに夫婦完結出生児数 CEB は、期待夫婦完結出生児数 $\text{CEB}(f)$ と結婚出生力変動係数 κ の積として分解できる。期待夫婦完結出生児数 $\text{CEB}(f)$ とは、妻の初婚年齢別出生確率を所与とした場合に、初婚年齢分布 f のみによ

て変動する夫婦完結出生児数の期待値である。一方の結婚出生力変動係数 k は、夫婦の出生行動の変化を表す指標である。夫婦出生力の成り立ちについては、「3. 夫婦完結出生児数の推定」において説明する。

令和5年推計の出生仮定設定は、参照コーホート（2005年生まれコーホート）に対して、上記のコーホート合計特殊出生率の各要素について、実績データを踏まえた見通しを策定することによって行った。参照コーホートにおけるコーホート出生率を構成する各要素については、50歳時未婚者割合と平均初婚年齢は、2019年の初婚ハザードが将来も一定として年齢別初婚率を計算し求めた。また妻の初婚年齢別出生確率も出生過程が完了した最新のコーホートの水準を一定としている。そして、離死別再婚効果については、配偶関係構成と妻の婚姻歴別の完結出生児数の将来値が必要であるが、前者については、上記初婚仮定にもとづく結婚の将来多相生命表から算出し、後者については、最新の出生動向基本調査による実績を一定とした。一方で、夫婦出生力変動係数は1970年代生まれにおける低下（夫婦出生力の抑制）や、その後の1980年代生まれの回復など、この20年で変動を示している。1980年代前半生まれで見られた回復については、この世代で婚前妊娠結婚が増加したという一時的変化も含まれていると判断し、その後の1990年コーホートは1970年代前半生まれの平均水準に回帰すると仮定した。1960年代コーホート以降、参照コーホートに至る変化は、連続的に変化するという制約のもと、ロジスティック曲線にあてはめ、1985年、1990年、2005年、2020年の各コーホートの値をスプライン関数で補間することにより各年コーホートの値を求めた。

算定式によって出生コーホート別の出生力の完結水準が設定された後は、年齢スケジュールについて、IVで示す、セミパラメトリックモデルであるリー・カーター・モデルを用いて推定する。リー・カーター・モデルにおいては、出生率の一般的水準を示すパラメータであるコーホート別 k_t を将来に投影する必要がある。これについては、隣接するコーホート間のパラメータの変化率が一定の値を超えないという制約条件を課した上で（1960～85年コーホートにおいて前年コーホートからのパラメータ変化率を算出し、その平均値±0.5×標準偏差を閾値とした）、統計的補外を行った。なお2006年以降に生まれるコーホートの出生力は、2005年生まれコーホートの水準で一定に推移するものとした。

出生率の将来推移は不確実であることから、出生仮定については3つの仮定（中位、高位、低位）を設け、それぞれについて将来人口の推計を行うこととした。参照コーホートについては各要素に中位、高位、低位の水準を設定した（詳細は後述する）。これにより出生変動にともなう将来人口の変動幅に関する見通しを与えるものとしている。

以下、コーホート出生力の各要素の仮定設定について説明する。なお、以下に記述する結婚、出生に関する指標は、すべて日本人女性に発生する結婚、出生に関するものである。

2. 初婚年齢分布と50歳時未婚者割合の推定

晩婚化、非婚化といった結婚行動の変化は、1970年代半ばからの出生率低下の全過程に深く関わってきた。そこで、上に述べた参照コーホートの合計特殊出生率の算定式におい

ても、晩婚化の指標となる初婚年齢分布 f ，ならびに非婚化を左右する50歳時未婚者割合 γ は、全体に影響する重要な位置を占めている。

令和5年推計においては、中位仮定の参照コーホートの50歳時未婚者割合を以下の手続きによって得た。まず、各出生コーホートについて、新型コロナウイルス感染症拡大以前の2019年時点で観察されている年齢別初婚率を年齢別初婚ハザード（初婚未経験人口に対する初婚発生数）に変換する。そして、15～49歳までの各年齢の最新ハザードを一定として参照コーホートまで補外する。最後に、これらの年齢別初婚ハザードを年齢別初婚率に変換し、それらを累積することで参照コーホートの50歳時未婚者割合を得た。このように2019年時点の年齢別初婚ハザードの最新値を将来にそのまま投影したのは、仮定設定後段においてはコロナ禍が出生率に及ぼす影響を外挿するため、まずは「仮にコロナ禍の影響がなかった場合にどのような出生の動向が見込まれていたか」という反実仮想的な条件下で参照コーホートに至るまでのコーホート合計特殊出生率の推計を事前に行う必要があるためである。図1にはコーホート別にみた年齢別初婚率の実績値と将来については最新ハザード一定で求めた中位仮定の結果を示した。

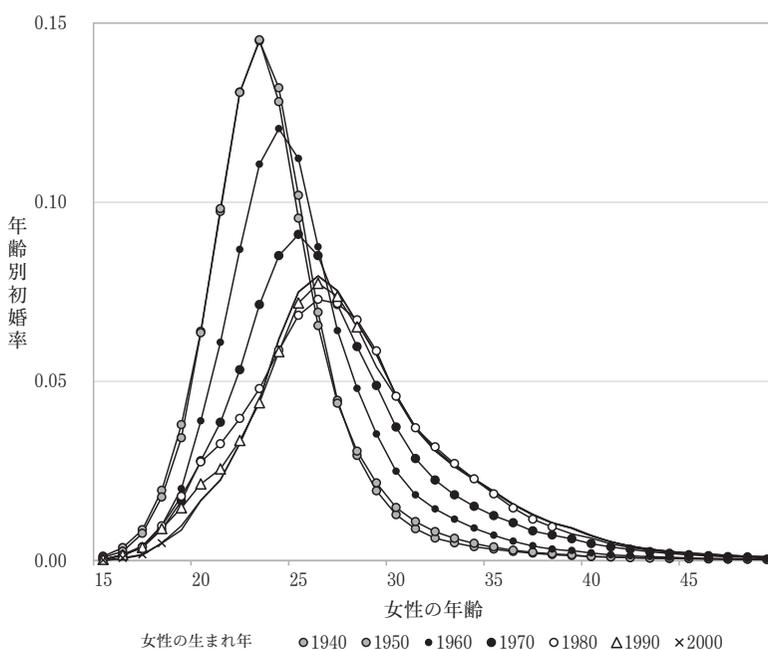


図1 コーホート別にみた年齢別初婚率（実績値および最新ハザード一定による将来値（初婚中位仮定））

なお高位仮定と低位仮定は、次のように設定した。高位仮定については、参照コーホートにおいて、コーホート累積初婚ハザードが本推計時点で最新の実績値となる1960年代後半の出生コーホートの水準に回帰するように、中位仮定の年齢別初婚ハザードに定数を乗じて年齢別初婚率を得た。一方、低位仮定については、高位仮定設定において中位仮定の

年齢別初婚ハザードに乗じた定数の逆数を中位仮定の年齢別初婚ハザードに乗じることで年齢別初婚率を得た。

上記の手続きによって得られたコーホートの平均初婚年齢と50歳時未婚者割合の仮定値は、出生3仮定についてそれぞれ以下のとおりとなった。中位仮定では、コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は、1970年出生コーホートの27.2歳から2005年出生コーホートの28.6歳まで進み、以後は変わらない。50歳時未婚者割合は、1970年出生コーホートの15.0%から2005年出生コーホートの19.1%まで上昇し、以後は変わらない。高位仮定では、コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は、1989年出生コーホートの28.6歳まで進み、その後2005年出生コーホートの28.1歳に至り以後は変わらず、50歳時未婚者割合は、2005年出生コーホートの13.4%に至り以後は変わらない。低位仮定では、コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は、2005年出生コーホートの29.0歳に至り以後は変わらず、50歳時未婚者割合は、2005年出生コーホートの25.6%まで進み、以後は変わらない。

3. 夫婦完結出生児数の推定

夫婦完結出生児数とは、一般に夫婦が最終的に生んだ子ども数を表すが、令和5年推計では初婚どうし夫婦における妻50歳時の平均出生児数として定義している。夫婦完結出生児数は、夫、妻の結婚年齢によって異なるが、特に、妻が若くして結婚した夫婦では完結出生児数は多く、反対に妻が遅く結婚した夫婦では少ない。この関係は、「出生動向基本調査」（国立社会保障・人口問題研究所 2023a）から得られる、初婚年齢別にみた妻40歳時の夫婦の平均出生児数から定量的に推定される。図2には初婚年齢別にみた妻40歳時点の夫婦の平均出生児数を3つの生まれ年グループについて示した。

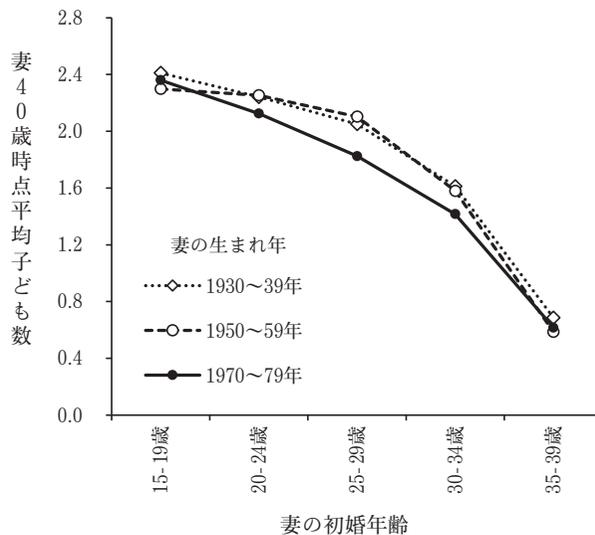


図2 妻の初婚年齢別、40歳時平均出生児数（3つの生まれ年グループについて）

注：「出生動向基本調査」における初婚どうし夫婦の結果にもとづく。女性の生まれ年グループにより3つの線グラフが示されている。グラフ中の数値は40歳時点での出生児数であるため、完結出生児数の期待値を求める際には50歳時点までの増加分を調整する拡大係数を出生順位別の結果に乘じ合計する。

出生順位別にも同様に妻の初婚年齢別出生確率を調査データから計算できる。こうした妻の初婚年齢別出生確率が安定的であれば、コーホートの夫婦の完結出生児数は妻の初婚年齢分布のみに依存して変化する。すなわち、前節において求めた将来コーホートの既婚者の年齢別初婚率を用いて、各コーホートの夫婦完結出生児数の平均値（期待値）を推定できる。これが期待完結出生児数 $CEB(f)$ である。この期待完結出生児数は、いわゆる晩婚化などの結婚年齢分布変化にともなう夫婦出生力変化を捉えることができる。

ここで図2に戻ると、以下の2つの傾向が読み取れる。第1に、すでに述べた通り、妻の初婚年齢が高いほど、40歳までの平均出生児数は低い傾向にある。しかしながら、第2に、妻の初婚年齢を統制した場合、より若いコーホートほど平均出生児数が低下している傾向が見て取れる。そこで令和5年推計においては、期待夫婦完結出生児数を計算するために用いる初婚年齢別出生確率は、直近の趨勢を反映させるために、1965～74年コーホートの初婚年齢別出生確率を用いた。その結果推定された参照コーホートの期待夫婦完結出生児数は、中位1.76人、高位1.80人、低位1.73人となった²⁾。

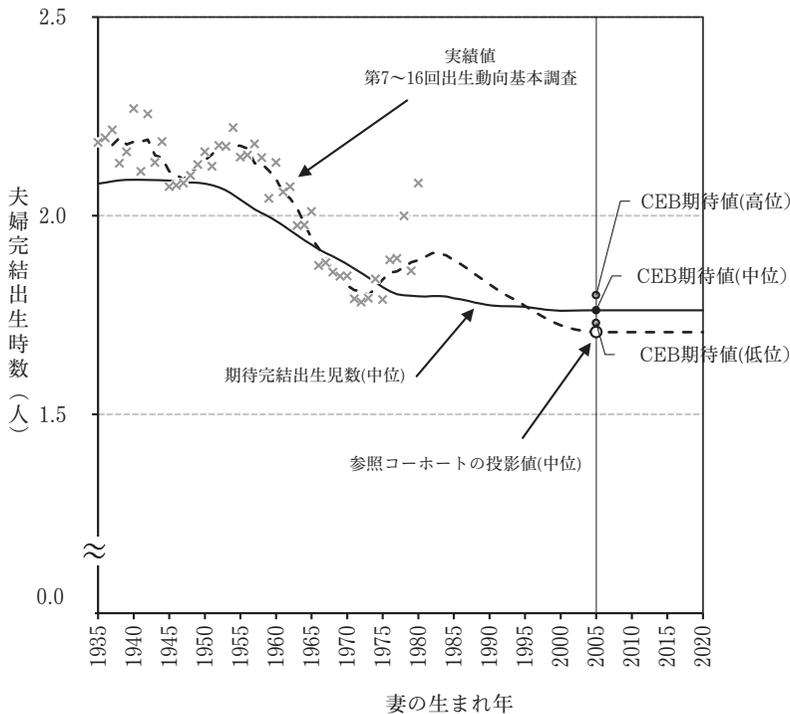


図3 妻の出生年別にみた夫婦完結出生児数の実績値、期待値（中位、高位、低位）および中位仮定の投影値

2) 参照コーホート（2005年生まれ）の期待夫婦完結出生児数 $CEB(f)(2005)$ は次式によって求める。

$$CEB(f)(2005) = \sum_{n=1}^4 \int_{15}^{50} m(a, 2005) g_n(a) da$$

ただし、 $m(a, 2005)$ は、2005年出生コーホート50歳時で配偶女性のうち、初婚年齢が a 歳である割合、 $g_n(a)$ は、初婚年齢 a 歳の有配偶女性における第 n 子の生涯出生確率である。

図3は、上記の手続きにもとづいて推定された期待夫婦完結出生児数と、出生動向基本調査から推定された夫婦完結出生児数とを比較したものである。この乖離を表現するのが、結婚出生力変動係数 κ の水準である。これを1と置くと、参照コーホートに至るまでの夫婦完結出生児数の低下は妻の初婚年齢分布の変化（すなわち晩婚化）のみによってもたらされると仮定することになる。しかしながら、図2でみたように、結婚後の夫婦の子ども産み方にはコーホート間での変化が継続しており、このトレンドを反映させるためには参照コーホートの結婚出生力変動係数 κ を1より低い水準に設定する必要がある。そこで本推計において夫婦完結出生児数が観察可能な直近の10年分のコーホート（1970～79年コーホート）で経験された κ の最小値（0.969）を中位仮定の参照コーホートにおける κ として設定した（詳細は国立社会保障・人口問題研究所 2023b）。これにより、参照コーホートに至るまで、晩婚化と夫婦の子ども産み方の変化の両方が夫婦完結出生児数の低下に寄与することを見込むことになる。

一方、高位仮定については、中位仮定において結婚出生力変動係数が一時的に上昇する1970年代後半から1980年代前半のコーホートにおける最大値でその後参照コーホートまで一定で推移するものと仮定した。低位仮定においては、結婚出生力変動係数の中位仮定と高位仮定の比の逆数を中位仮定に乗じることで結婚出生力変動係数を設定した。

以上の結果得られた将来の夫婦出生力に関する仮定値は、前節において記述した初婚年齢分布変化の3仮定に対応して、それぞれ以下のとおりである。

中位仮定の期待完結出生児数は、1970年出生コーホートの実績値1.88人から、中位として仮定された初婚年齢分布の変化によって順次低下し、参照コーホートである2005年出生コーホートの1.76人に至り、以後は変わらない。一方、夫婦の出生行動の変化を示す結婚出生力変動係数は、妻が1965～74年に生まれた出生コーホートを基準（1.0）として以後低下し、1982年出生コーホートの1.060まで一時的に上昇する。その後は減少に転じ、2005年出生コーホートの0.969に至り、以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、1970年出生コーホートの1.83人から2005年出生コーホートの1.71人まで低下し、以後同水準で推移する。

高位仮定の期待完結出生児数は、高位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.80人に至り、以後は変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻が1965～1974年に生まれた出生コーホートを基準（1.0）とし、1985年の1.062まで上昇し、その後2005年出生コーホートの1.062に至るまでほぼ同水準で推移する。これらの積により求まる夫婦の完結出生児数は2005年出生コーホートの1.91人に至り、以後は変わらない。

低位仮定の期待完結出生児数は、低位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.73人に至り、以降は変わらない。一方、夫婦の出生行動の変化を示す結婚出生力変動係数は、妻が1965～1974年に生まれた出生コーホートを基準（1.0）として以後低下し、2005年出生コーホートの0.892に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦の完結出生児数は2005年出生コーホートの1.54人まで低下し、以後は変わらない。

4. 離死別再婚効果

上記の夫婦の出生行動に関する指標は、出生動向基本調査による初婚どうし夫婦の実績データにもとづいている。しかし実際には、離婚や死別、再婚などを経験する女性が存在し、こうした女性の完結出生児数は初婚どうし夫婦の女性のそれと比べて低い傾向がある。すなわち、初婚どうし夫婦にもとづく出生児数をすべての既婚女性の平均出生児数に変換するための離死別再婚効果係数 δ は、女性の結婚経験の構成 P_i と、初婚どうし夫婦を基準とした場合の各結婚経験の完結出生児数の比 ($R_i = C_i / C_{ff}$) によって表される (表1)³⁾。結婚経験別構成の実績値のある1970年出生コーホートの離死別再婚効果係数は0.965であった。

参照コーホートにおける離死別再婚効果係数を得るためには、女性50歳時の結婚経験別構成の将来値を得る必要がある。このために、今回の推計では配偶関係別多相生命表の将来推計を行い、これを用いた (石井ほか 2024)。その結果、2005年生まれの女性の50歳時結婚経験構成は、未婚が19.0%、離別が11.0%、初婚どうし夫婦が53.1%、その他が16.9%となり、そこから求められる離死別再婚効果係数 δ は0.966となった。なお、離死別再婚効果係数は中位、高位、低位仮定で共通である。

表1 結婚経験別平均完結出生児数および1970年生まれ女性の50歳時結婚経験の構成

結婚経験分類	完結出生児数 (第15回, 第16回 出生動向基本調査: 45~49歳女性)		初婚どうし夫婦の 完結出生児数 (C_i) に対する比		女性50歳時点の構成比			
					最新実績		参照コーホート	
					1970年生まれ		2005年生まれ	
未婚(s)	C_s	0.00	R_s	-	γ	16.4%	γ	19.0%
離別(d)	C_d	1.58	R_d	0.86	P_d	12.4%	P_d	11.0%
非初婚どうし夫婦 死別	C_o	1.70	R_o	0.93	P_o	17.3%	P_o	16.9%
その他								
初婚どうし夫婦(ff)	C_{ff}	1.83	R_{ff}	1.00	P_{ff}	53.9%	P_{ff}	53.1%
離死別再婚効果係数 δ	$[(P_d R_d + P_o R_o + P_{ff}) / (1 - \gamma)] =$				0.965		0.966	

注: C_s, C_d, C_o, C_{ff} は結婚経験分類別の完結出生児数である。 R_s, R_d, R_o, R_{ff} は、初婚どうし夫婦を基準とした場合の各結婚経験の完結出生児数の比 ($R_i = C_i / C_{ff}$) を示す。 γ, P_d, P_o, P_{ff} はそれぞれ女性50歳時点の結婚経験分類の構成割合である (γ は50歳時未婚者割合に相当する)。 C_i 、あるいは R_i は「出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所 2023a) より得られる。

5. コーホート合計特殊出生率の仮定値

以上により設定された参照コーホートの50歳時未婚者割合、平均初婚年齢、夫婦完結出生児数ならびに離死別再婚効果にもとづいて、既出の算定式により参照コーホートの合計特殊出生率を算出すると、中位1.29、高位1.55、低位1.07となる。参照コーホートの各要素の仮定値と合計特殊出生率および出生児数分布を表2および表3にまとめ、コーホートの推移を図4に示した。

3) 離死別再婚効果 δ は、 $\delta = \{P_d R_d + P_o R_o + P_{ff}\} / (1 - \gamma)$ 、によって与えられる。

表2 実績および仮定された参照コーホート（2005年生まれ）の結婚・出生変数値および合計特殊出生率

仮定の種類	50歳時未婚者割合 (%)	平均初婚年齢 (歳)	夫婦完結出生児数 (人)			離死別再婚効果係数	調整係数	コーホート合計特殊出生率 (日本人女性出生率)	50歳時無子割合 (%)
			期待夫婦完結出生児数	結婚出生力変動係数					
実績値 (1970年生まれ)	15.0	27.2	1.83	1.88	0.972	0.965	0.969	1.45	27.9
中位の仮定 (2005年生まれ)	19.1	28.6	1.71	1.76	0.969	0.966	0.963	1.29	33.4
高位の仮定 (2005年生まれ)	13.4	28.1	1.91	1.80	1.062	0.966	0.970	1.55	24.6
低位の仮定 (2005年生まれ)	25.6	29.0	1.54	1.73	0.892	0.966	0.959	1.07	42.0

表3 実績および仮定された参照コーホート（2005年生まれ）の合計特殊出生率および出生児数分布

仮定の種類	コーホート合計特殊出生率	出生児数分布 (%)				
		無子	1人	2人	3人	4人以上
実績値 (1970年生まれ)	1.45	27.9	18.7	37.3	12.6	3.5
中位の仮定 (2005年生まれ)	1.29	33.4	19.4	34.6	10.6	2.0
高位の仮定 (2005年生まれ)	1.55	24.6	19.2	37.4	14.4	4.5
低位の仮定 (2005年生まれ)	1.07	42.0	18.8	30.8	7.4	0.9

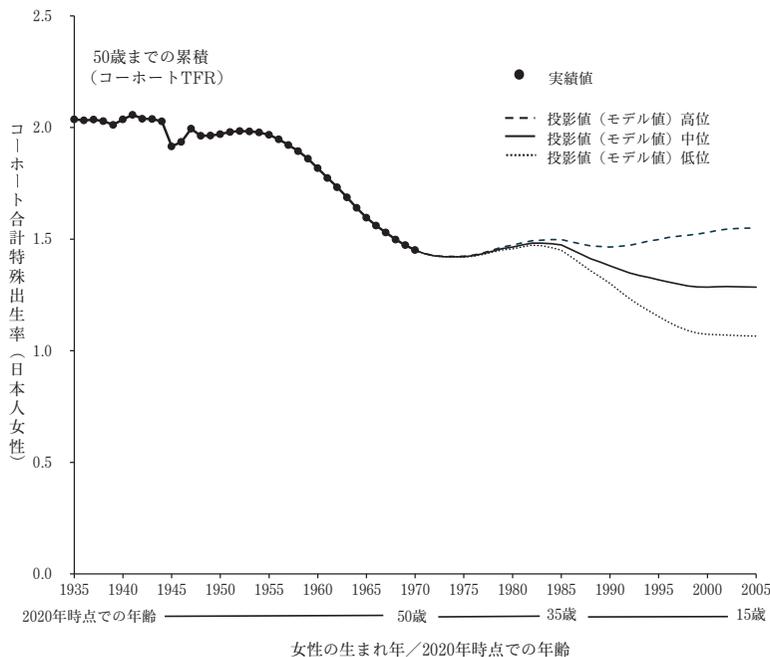


図4 2019年以前の実績にもとづくコーホート合計特殊出生率のモデル値

注：令和5年推計の中位仮定値は、こうしたモデル投影の結果に、2020年～2022年までに確認された新型コロナウイルス感染症拡大による初婚数や出生数の突発的減少とその後の抑制効果が加味されている。

IV. コーホート年齢別出生率の仮定設定

1. パラメトリックモデルによる年齢別出生率の推計と課題

参照コーホートおよびその途中のコーホートの完結水準，すなわちコーホート合計特殊出生率（出生順位別生涯出生確率）が設定された後は，年齢スケジュールを推計する。

国立社会保障・人口問題研究所による公的推計では，1990年代以降，平成29年推計（国立社会保障・人口問題研究所 2017）までは，基本的に年齢スケジュールの推計には数学的関数（パラメトリックモデル）へのあてはめが利用されてきた。これは，コーホート年齢別出生率に（経験補整型）一般化対数ガンマ分布モデルをあてはめ，関連する行動の特徴を表すモデルパラメータを推定し，それを将来に投影する方法である。一般化対数ガンマ分布モデルの基本部分は，以下のように定式化される。出生順位 n ，年齢 x の出生率を $f_n(x)$ とすると，

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

ただし，

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

とする。ここで， Γ ， \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 λ_n は，それぞれ出生順位 n の出生率関数のパラメータである（金子 1993, Kaneko 2003）。 C_n は，出生順位別出生力の完結水準であり，出生過程が未完であっても出生過程がある程度進んでいる世代は実績値にモデルをあてはめパラメータを推定できるが，実績が少ない若い世代については，前節で設定された完結水準を利用して外生的に推計される。

上記の出生率推計モデルは，コール・マクニール・モデル(Coale and McNeil 1972)として知られる初婚率モデルの拡張形式である（金子 1991）。コールとマクニールは初婚年齢を結婚可能状態への参入とその後の複数のイベントまでの待ち時間（結婚相手の探索期間，交際期間，婚約期間）の和と考え，初婚過程の起点の分布と待ち時間の分布のたたみこみ（convolution）と見ることができ確率密度関数のモデルを提示した(Coale and McNeil 1972)。金子(1991)は，このコール・マクニール・モデルは，実は対数化した一般化ガンマ分布モデルとして表すことができることを示し，生涯既婚率のパラメータを外生的に加えた上で，コール・マクニール・モデルを一般化対数ガンマ分布モデルとして新たな定式化を行った（金子 1991）。一般化対数ガンマ分布モデルは，4つのパラメータが完結水準，位置，尺度，形状を表すパラメトリックモデルであり，パラメータの変化を行動変化と関連付けて解釈がしやすい上に，累積関数が特別な場合として，対数ガンマ分布，極値分布，漸近的に正規分布を含むなど，極めて汎用性が高く，急激に進む晩婚化・非婚化のモデル化に適していた。この汎用的な初婚率モデルは出生順位別年齢別出生率のあてはめにも有効であると考えられたが，現実の出生順位別年齢別出生率は，出産適齢期年齢

への集中など数学的関数モデルからのわずかな乖離が見られた。そこで金子は年齢別出生率の特徴をより精密に表現するために、実績値との比較による誤差の標準パターン(ε_n)を補正項として抽出し、これによって一般化対数ガンマ分布モデルに経験補整を施し適合性を高めた。具体的には、コーホートの年齢別出生率関数 $f(x)$ を、

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

とし、これを経験補整型一般化対数ガンマ分布モデルと呼んで出生率の仮定設定に利用した(金子 1993, Kaneko 2003)。

ところが、2005年国勢調査を基点とした平成18年推計では、20代前半で妊娠先行型結婚とそれに伴う20代前半での第1子出生率の顕著な上昇が確認され、このような婚前妊娠出生効果を表現する経験補整項が新たに追加されたほか、平成24年推計では、初婚および第1子出生について、妊娠先行型結婚ならびにそれに伴う出生(婚前妊娠出生)とそれ以外の初婚・出生に分類し、それぞれ年齢別発生率の推定を行うといった対応をとった。さらに平成29年推計では、第1子出生について、婚外出生、婚前妊娠による出生、それ以外の出生を競合事象と捉え、一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張するといったモデルの複雑化によって、年齢スケジュールの形状変化に対応した(余田ほか 2017)。

このように、パラメトリックモデルである(経験補整型)一般化対数ガンマ分布モデルは、中長期の晩婚化、晩産化は適切に表現できたものの、婚前妊娠出生の増加や30代後半での出生率の局所的高まりといった複雑なスケジュール変化を十分に表現することができず、経験補整項やモデルの複雑化で対応した結果、推計に必要なパラメータ数が増加し、推計結果に対する不確実性が高まるという課題を抱えていた。

2. セミパラメトリックモデル(リー・カーター・モデル)による年齢別出生率の推計

前節で示した年齢スケジュールの複雑な変化に対応できるよう、令和5年推計では、新たな出生率モデルを採用した。それは、ベースラインの形状を観測データにもとづきノンパラメトリックに設定した上で、ベースラインからの乖離の変化をパラメトリックに表現するセミパラメトリックなモデルであるリレーショナル・モデルである。具体的には、期間の年齢別死亡率の将来推計で用いられる特異値分解を用いたリー・カーター・モデル(Lee and Carter 1992)を、コーホートの年齢別ハザードに適用して年齢別出生率を推計した。期間の年齢別死亡率をコーホートの年齢別出生ハザードに置き換え、年齢を x 、出生コーホートを c とした場合、コーホートの年齢別出生ハザードのリー・カーター・モデル(単純型)は、以下のように記述できる。

$$\log(h_{x,c}) = a_x + b_x k_c + \varepsilon_{x,c} .$$

ただし、 $\log(h_{x,c})$ はコーホート年齢別出生ハザードの対数値、 a_x は標準となる出生年齢パターン、 k_c はコーホート出生率の一般的水準、 b_x は k_c が変化するときの年齢別出生ハ

ザードの変化率, $\varepsilon_{x,c}$ は誤差項をそれぞれ示す. 年齢ごとのあてはまりを, 標準となるパターンと年齢毎の変化で表現しつつ, コーホート (死亡率の場合は年次) の変化を示すパラメータを1つに抑えたモデルである.

(単純) リー・カーター・モデルをこのような形で年齢別出生ハザードのモデリングに用いることの利点は, 近年観察され始めている年齢別出生率の複雑な変化に対応できることである. 図5には, 1970年コーホートと1980年コーホートの第1子年齢別出生率を示した. 1970年コーホートでは典型的な単峰形のベルカーブが描かれている一方, 1980年コーホートの第1子出生率の年齢スケジュールは大きく変化している. 第1に, 10代後半から20代前半にかけて出生率カーブに「こぶ」(hump)が見られる. 第2に, 1970年コーホートでは30歳以降は出生率が概ね一定の減少率で減少するのに対して, 1980年コーホートでは35歳前後において加齢に伴う出生率の低下が一度緩やかになり, その後再度低下するという傾向が観察される. こうした変化は, 前節で示した一般化対数ガンマ分布モデルといった数学的関数で表現するには限界があることを示している. 一方, リー・カーター・モデルにおいては, 出生率の年齢スケジュールのベースラインは観測データからノンパラメトリックに定められるため, 年齢スケジュールの複雑な形状に対応することができる.

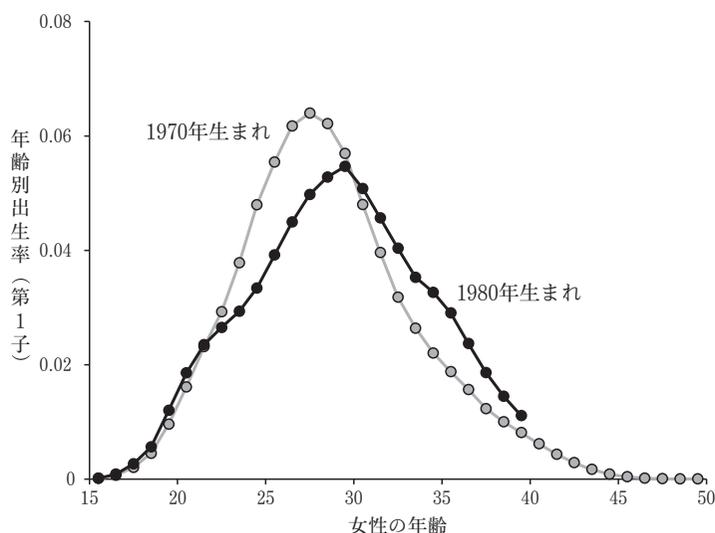


図5 第1子年齢別出生率の比較 (1970年生まれと1980年生まれ)

なお, リー・カーター・モデルを採用するにあたっては, 平成29年推計で採用した競合リスクモデルに拡張した (経験補整型) 一般化対数ガンマ分布モデルで推定した年齢別出生率と, 特異値分解を用いたリー・カーター・モデルによる推定結果を比較し検討を行った. 文末の付録で示したように, 30代後半以降の年齢スケジュールが, 若いコーホートほど, 競合リスクモデルで再現することが困難となっており, リー・カーター・モデルによる再現が適切であることが確かめられた.

3. リー・カーター・モデルの拡張

このようにリー・カーター・モデルは、年齢スケジュールが複雑化している今日の出生率推計に適していると考えられる。ただし、令和5年推計では、リー・カーター・モデルをコーホート年齢別出生率の将来推計に適用するために、いくつかの拡張を施し、これを拡張リー・カーター・モデルとして以下のように定式化した。

$$\log(h_{x,c}) = H_c + a_x + \sum_{i=1}^{\rho} b_{x,i} k_{c,i} + \varepsilon_{x,c}$$

ただし、

$h_{x,c}$: c 年出生コーホートの満 x 歳出生ハザード

H_c : 出生ハザード水準の統制項

$$\begin{aligned} H_c &= \log\left(\sum_x h_{x,c}\right) = \log\left(-\log\left(1 - \sum_x f_{x,c}\right)\right) \\ &= \log(-\log(1 - F_c)) \end{aligned}$$

$f_{x,c}$: c 年出生コーホートの満 x 歳出生率

F_c : c 年出生コーホートの50歳時累積出生率(コーホート合計出生率)

a_x : 平均的な年齢別出生ハザードの対数値(ベースライン)

$k_{x,i}$: 第 i 特異値に対応するコーホート c の一般的水準

b_x : 第 i 特異値に対応する $k_{x,i}$ が変化する時の年齢別出生ハザードの変化

ρ : 利用する特異値・特異ベクトルの数 ($\rho=3$)

$\varepsilon_{x,c}$: 平均0の残差項

である。

このモデルと先に見た単純リー・カーター・モデルとの違いは主に2つある。第1に、出生モデルであるため、一般化対数ガンマ分布モデルと同様、完結水準を外生的に統制している。 H_c は累積出生ハザードを示しており、これによって各コーホートにおける出生ハザードの全体的水準、すなわちコーホート合計特殊出生率を統制できる。

第2に、単純リー・カーター・モデルが年齢別死亡率の将来推計モデルとして用いられる場合、第1特異値および対応する特異ベクトルのみを用いて年齢別死亡率を近似できることが利点であった。しかし、死亡の一般的水準で年齢スケジュールの形状の変化が概ね再現できる死亡モデルと異なり、出生の年齢スケジュールは様々な行動変化の影響を受けるため、変化のパターンが複雑となる。そのため、出生の年齢スケジュールは第1特異値・特異ベクトルだけでは十分に再現出来ない。そこで上記の拡張リー・カーター・モデルでは、複数の特異値および特異ベクトルを利用することを検討した。そして、後述のとおり、モデルの説明力とパラメータ数の節約性等を勘案し、第3特異値までに対応する項を用いて(すなわち $\rho=3$)、コーホート年齢別出生ハザードを近似することとした。

なお、年齢別出生率推計にリー・カーター・モデルを応用した研究には、Myrskylä らの研究 (Myrskylä et al. 2013) や、カナダ公式推計 (Bohnert et al. 2013) がある。た

だし、それらともここでの拡張リー・カーター・モデルは異なるところがあるため、既存モデルとの比較を表4にまとめた。既存の研究は、期間観察の年齢別出生率を対象としているのに対し、本研究におけるモデルはコーホート観察にもとづく年齢別ハザードを対象とし、出生順位別に推定している。また、既存研究は第1特異値・特異ベクトルのみを用いるが、本研究のモデルは第3特異値・特異ベクトルまで利用してより精密に記述することを試みた。

表4 特異値分解を用いた既存の出生率推計モデルと比較した本モデルの特徴

既存の出生率推計モデル (Myrskylä et al. 2013) (Bohnert et al. 2013(カナダ公式推計))	本研究の出生率推計モデル (国立社会保障・人口問題研究所 2023b(日本公式推計))
期間観察でモデリング	コーホート観察でモデリング
全子でモデリング	出生順位別にモデリング
出生動態率(Unconditional Rate)を対象	出生ハザード (Conditional Rate)を対象
第1特異値・特異ベクトルのみ利用 (単純リー・カーター・モデル)	完結水準を統制する項と 第3特異値・特異ベクトルまで利用 (拡張リー・カーター・モデル)

パラメータ推定に用いたデータは、1960～85年コーホートの（出生順位別）年齢別出生ハザードである。出生過程が未完のコーホートについては、隣接するコーホートの年齢別出生ハザードをもとに補完した。出生年齢スケジュールの平均パターンを示す a_x は1976～85年の10年分のコーホートの平均値を用いたうえで、他のパラメータ $b_{x,i}$, $k_{c,i}$ を推定した（図6，図7）。なお、 $k_{c,i}$ の将来推計は、最新実績の動向から、死亡率推計における k_t のようにトレンドを投影することが難しいことがわかる。そこで参照コーホートにおける出生年齢ハザードを外生的に定めた上で、途中のコーホートは隣接コーホートの値を参照しつつ（パラメータの変化率が一定の値（1960～85年コーホートにおいて前年コーホートからのパラメータ変化率を算出し、その平均値 $\pm 0.5 \times$ 標準偏差を閾値とした）を超えないという制約条件を課した）、実績値とのあてはまりを考慮して逐次的に更新するという方法をとった。最後に、こうして得られた参照コーホートと他のコーホートの $k_{c,i}$ を連続的に推移させるために平滑化を施している。

図8は、こうして推定されたパラメータにもとづいて算出された年齢別出生ハザードを年齢別出生率に換算し、そのモデル値を実績値と比較したものである。第1特異値に対応する項まで用いた場合と比較して、第3特異値に対応する項まで用いることで実績値に対するモデル値のあてはまりが改善されていることが分かる。

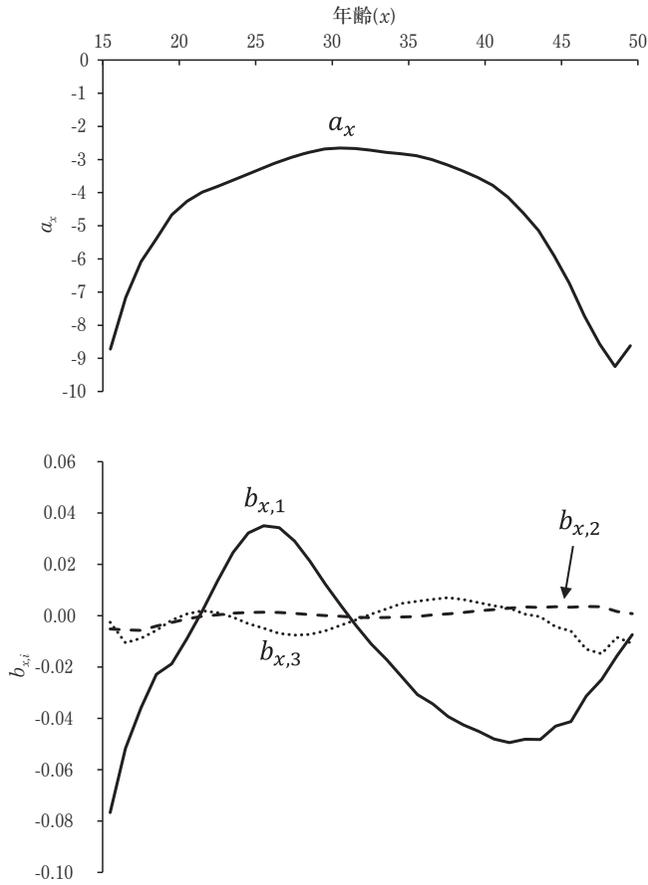


図6 推定されたパラメータ ($a_x, b_{x,i}$) (第1子)

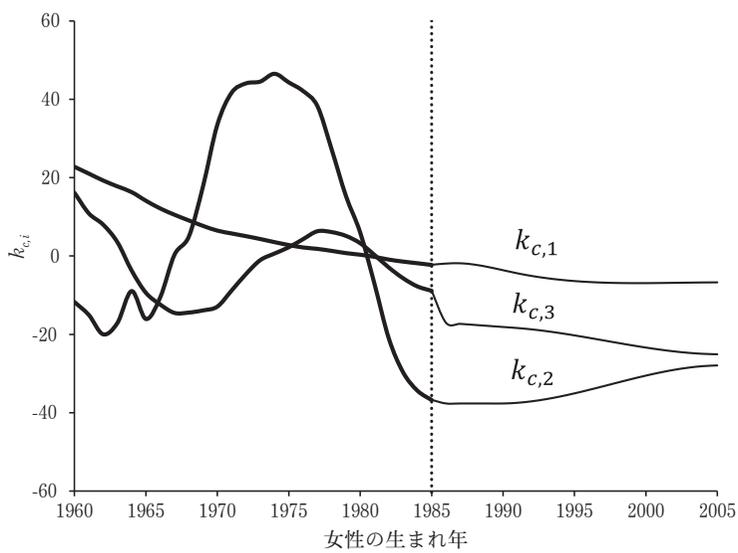


図7 パラメータ $k_{c,i}$ の将来推計 (第1子)

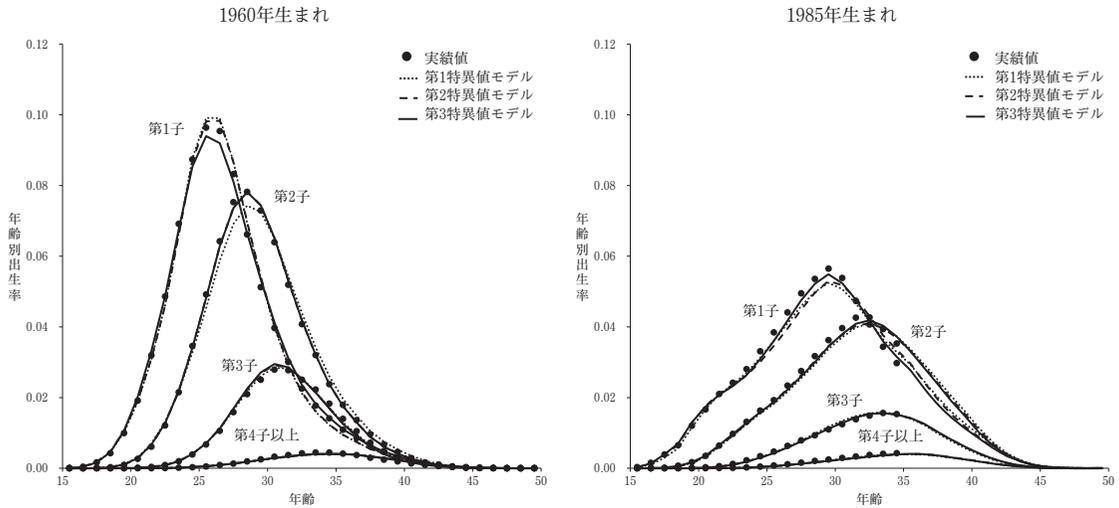


図8 コーホート年齢別出生率の実績値とモデル値との比較

3. 拡張リー・カーター・モデルによる年次別出生率の推計結果

将来推計された $k_{c,i}$ にもとづいて参照コーホートまでの各コーホートについて年齢別出生ハザードを推計したのち、それらを年齢別出生率に変換する。これにより、コーホートの年齢別出生率の将来値が得られる。図9には、50歳時および特定年齢でのコーホートの年齢累積出生率の実績とモデル値の推移を示した。婚前妊娠結婚の増加を引き起こしたと考えられる1980年代半ば生まれでは累積出生率の上昇が見られるが、その後の世代では再び低下する。なお、この結果はモデル値であり、令和5年推計における実際の出生中位仮定では、参照コーホートに至る世代について、この水準にさらに新型コロナウイルスの影響による抑制が加味されている。

コーホートの年齢別出生率を、さらに年次別に組み替えることで将来年次の年齢別出生率が算出できる。図10は、年次ごとの期間合計特殊出生率の実績値と将来推計値の推移を示したものである（新型コロナウイルスの影響を加味する前のモデル値）。

このようにして、出生ハザードを対象としたセミパラメトリックモデルを利用して、出生過程未完結および将来のコーホート年齢別出生率を推計し、年次別に組み替えて、将来の年次別年齢別出生率を得るが、これは日本人女性の出生率であり、日本人人口の推計に使用する。同様に外国人女性の出生率の仮定を設定し、外国人人口に適用すると外国籍の出生数と日本国籍の出生数が得られ、外国人人口と日本人人口に組み入れられる。人口動態統計と同定義、すなわち分母が日本人女性、分子が日本国籍児の出生率は、推計結果として得られた日本人人口と、日本人女性が生む日本国籍児と外国人女性の日本人の夫との間に生まれた日本国籍児から計算することができる。日本人女性にもとづいて仮定されたモデル値としての出生率と人口動態統計と同定義の推計結果としての出生率には乖離があることに注意が必要である。

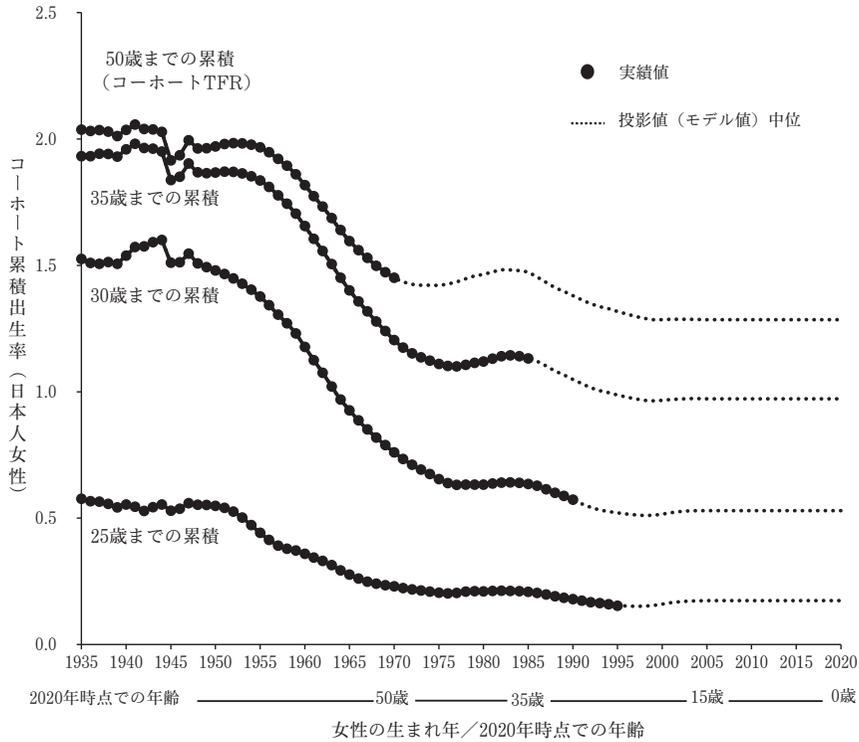


図9 コーホート年齢累積出生率の実績値とモデル値（コロナ禍の影響を加味する前の仮定値）

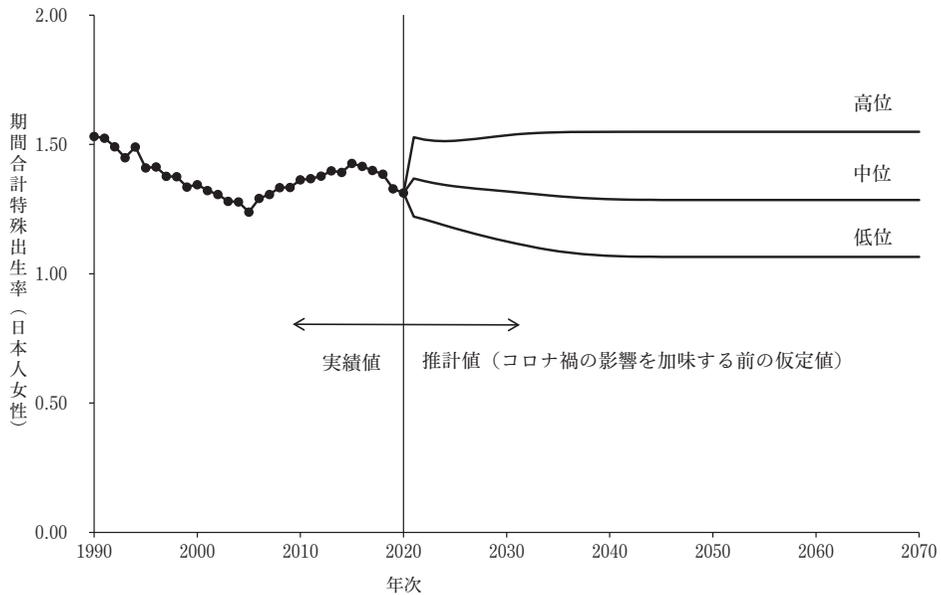


図10 実績および仮定された年次別合計特殊出生率（コロナ禍の影響を加味する前の仮定値）

注：日本人女性の出生に限定した出生率定義にもとづく合計特殊出生率。

また、推計をする時期によっては、特殊事情によって短期的な影響を見込む必要が生じる場合がある。例えば2010年の国勢調査を基点とした平成24年推計では、2011年に発生した東日本大震災の影響を出生率仮定に織り込んだ。そして令和5年推計では、2020年から数年続いた新型コロナウイルス感染拡大の影響による初婚減、出生減のその後の影響を、別途モデルにより推計し組み入れて最終的な仮定値を設定した。これらの方法の詳細については推計の報告書(国立社会保障・人口問題研究所 2023b)を参照されたい。

図11には、本稿で示した2019年以前の実績の投影にもとづいた図10に示した期間合計特殊出生率と、令和5年推計の結果にもとづく人口動態統計と同定義の出生率を重ねている。後者は2022年までの新型コロナによる出生減とその後の影響が加味されているため、2030年頃まで出生率の抑制が続く。ただし、この中位仮定はコロナ禍で落ち込んだ初婚ハザードが2023年以降は2019年の水準に回復すると想定したものであった。しかし、その後明らかになった2023年の実績値を見ると、初婚発生はコロナ禍前の水準を大きく下回ったままである。2024年の出生数は68万6千人(概数)であり、出生中位(死亡中位)推計の75万5千人を下回り、出生低位(死亡中位)推計の66万8千人に近い水準となった。これは2023年以降も続く初婚発生の落ち込みと結婚後の出生発生の低迷によると見られる。こうした低調な初婚行動や出生行動が、コロナ禍の衝撃からの単なる回復の遅れを意味するのか、あるいはコロナ禍をきっかけに本質的な行動や意識の変容が生じているのかを、今後蓄積される情報を分析し見極める必要がある。

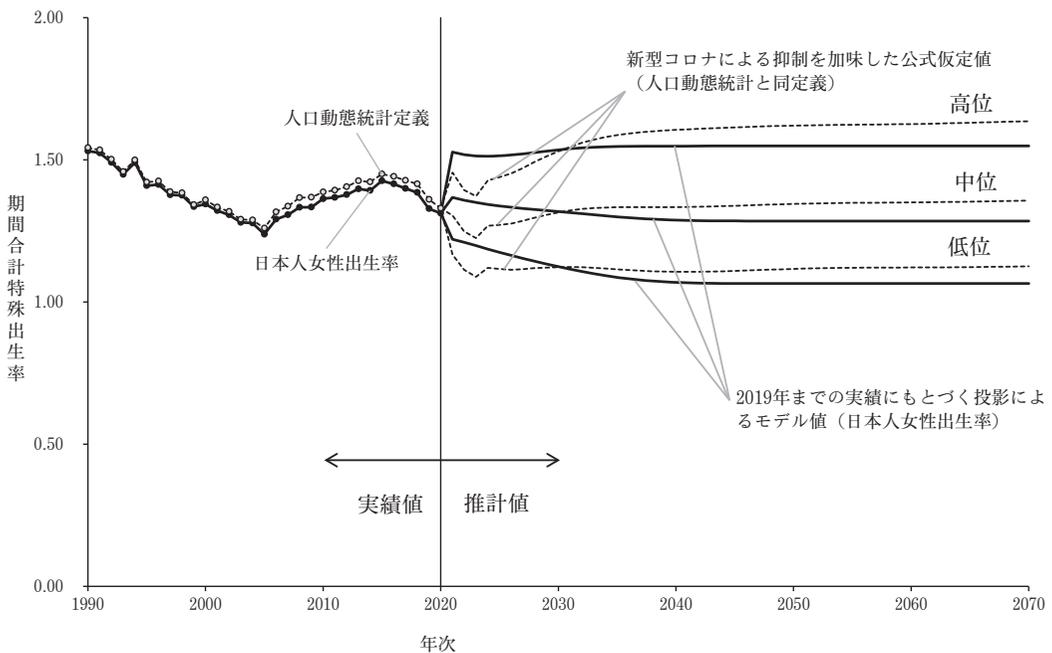


図11 日本人女性出生率のモデル値および推計結果から計算した人口動態統計と同定義の合計特殊出生率(新型コロナウイルスによる出生減の影響を加味)

なお、2030年頃になると人口動態統計定義の出生率がモデル値を上回っていく。これは人口動態統計定義の出生率の分子には、外国人女性が生んだ日本国籍児が含まれるためであり、モデル値との乖離が拡大する理由は、推計された日本における外国人女性人口が、この間増加しているからである。

V. まとめ

人口の将来推計を行うためには、女性の年齢別出生率を仮定する必要がある。その際、年齢スケジュールの変化を要約するパラメータを特定し、将来に投影する方法が効率的である。晩婚化、晩産化が進んだ1990年代は、数学的関数のパラメータを投影することができるパラメトリックモデルが有効であった。一般化対数ガンマ分布モデルは、初婚率に関するコール・マクニール・モデルを完結水準で統制し、かつ既存の確率分布と関係づけてパラメータを与え直したものであり、4つのパラメータは、完結水準、分布の位置、尺度、形状を要約し、変化に対する解釈が容易であった。様々な分布を特別な場合を含む柔軟な表現が可能で、1980年代、90年代の晩婚化、非婚化に伴う出生率の低下を表現するのに適していた。

しかしながら2000年代に入ると、婚前妊娠結婚が増えた20代前半や、出生可能年齢の上限に近い30代後半で局所的に出生率が高まるといった行動変化が見られ、数学的関数（パラメトリックモデル）をベースに補整係数やモデルの複数化で対応した結果、推計に必要なパラメータ数が増え、結果的に将来の不確実性を高めるといった課題を抱えることとなった。そこで本研究では年齢スケジュールを推計する際、ベースラインは観測値をもとに設定した上で、ベースラインからの乖離をパラメトリックにモデル化するセミパラメトリックモデルを利用する方法を検討した。

これまでの公的推計と同様、コーホート観察にもとづいて年齢スケジュールの推計を行うが、出生率ではなく出生ハザード（当該順位出生未経験者人口に対する当該順位出生の発生数）を対象とし、死亡率推計で利用されている特異値分解を利用するリー・カーター・モデルに拡張を加えた拡張リー・カーター・モデルを開発した。死亡モデルおよび既存のリー・カーター・モデルを使った出生モデルとの違いは、完結水準を外生的に統制できるようにしたこと、そして特異値分解の結果は、より精密な特徴を再現するために第3特異値、特異ベクトルまでを利用したことである。

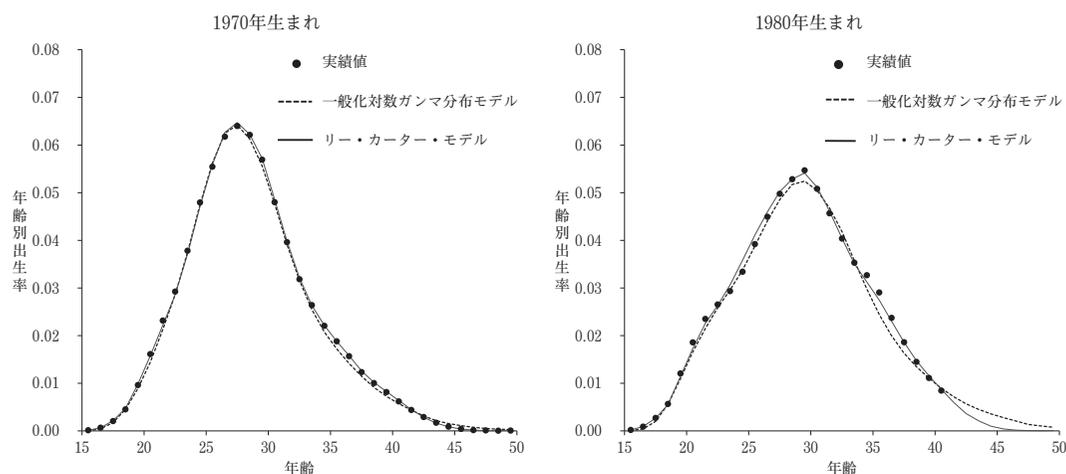
外生的に決める出生率の完結水準については、これまでの公的推計の方法と同様、出生行動に関連する諸要素からなる算定式で決まるとし、各要素（女性の50歳時未婚者割合、夫婦の完結出生児数、離死別再婚効果係数）の個別の動向から見通しを定め、参照コーホート（推計時点で15歳）およびそこに至るコーホートの水準を設定した。

今日の日本社会では個々人の出生タイミングも多様になっており、今後も様々な行動変容、技術革新による変化等があり得る。ベースラインを観測値にもとづき柔軟に設定できる当該モデルは、こうした社会を扱う推計において極めて有効性が高いと考える。一方で、

第3特異値・特異ベクトルまでを利用する本モデルでは、出生の一般的水準を表す $k_{x,i}$ パラメータが出生順位毎に3つあり、その推移と将来投影に関する解釈の困難性が増している。より適切な投影を行うためには、パラメータの動きと行動変容を関係づけるなど、パラメータ投影の考え方を実体人口学的観点からも基礎づけるような発展が必要であろう。

付録

以下の付録図では、本研究で提示した方法による推定結果と前回までの将来人口推計における仮定設定で使用された方法による推定結果とを比較している。「一般化対数ガンマ分布モデル」は前回（平成29年推計）の出生率仮定設定で用いられた競合リスクモデルに拡張した経験補整型一般化対数ガンマ分布モデルの推定結果である。一方、「リー・カーター・モデル」は、令和5年推計で用いられた特異値分解を用いた拡張リー・カーター・モデルによる推定結果である。ここでは1970年コーホート、1980年コーホートの年齢別出生率について、実績値と2つの方法によるモデル値とを比較している。30代後半以降のパターンについて、一般化対数ガンマ分布モデルよりもリー・カーター・モデルのほうが実績パターンを適切に再現できていることがわかる。



付録図 方法論による年齢スケジュールの推定結果の違い（競合リスクモデルに拡張した経験補整型一般化対数ガンマ分布モデルと特異値分解を用いた拡張リー・カーター・モデルの比較）

（2025年7月1日査読終了）

謝辞

本論文の草稿をお読み頂き、貴重なご指摘を頂いた匿名の査読者に感謝申し上げます。なお、残された誤謬は筆者らの責任である。

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所の「将来人口・世帯推計に関する調査研究ならびにシステム開発事業」および「出生動向基本調査」の研究成果であり、本稿で使用した「人口動態調査」「出生動向基本調査」に関する分析結果には、統計法第32条の規定にもとづき、調査票情報を二次

利用したものが含まれている。また厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「ポストコロナ時代における人口動態と社会変化の見通しに資する研究（課題番号：JPMH23AA2005）」（研究代表者：小池司朗）による助成を受けた。

参考文献

- 石井太（2015）「日本版死亡データベースの構築に関する研究」『人口問題研究』第71巻第1号，pp.3-27.
- 石井太，別府志海，余田翔平，岩澤美帆，堀口侑（2024）「多相生命表を用いた配偶関係別将来人口推計」『人口問題研究』第80巻第3号，pp.365-384.
- 金子隆一（1991）「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』第47巻第3号，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』第49巻第1号，pp.17-38.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口—平成28（2016）～77（2065）年—附：参考推計平成78（2066）～127（2115）年』.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2023a）『現代日本の結婚と出産—第16回出生動向基本調査（独身者調査ならびに夫婦調査）報告書—』.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2023b）『日本の将来推計人口—令和3（2021）～52（2070）年—附：参考推計 令和53（2071）～102（2120）年』.
- 余田翔平，別府志海，岩澤美帆，石井太（2017）「初婚／第1子出生率の動向分析：競合リスクモデルによるアプローチ」『人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究（平成28年度）総括研究報告書（研究代表者：石井太）』，pp. 77-89.
- Bohnert, Nora, Jonathan Chagnon, Simon Coulombe, Patrice Dion and Laurent Martel (2015) “Population Projections for Canada (2013 to 2063), Provinces and Territories (2013 to 2038) Technical Report on Methodology and Assumptions.”
- Coale, Ansley J. and D. R. McNeil (1972) “The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort.” *Journal of the American Statistical Association*, 67(340), pp.743-749.
- Kaneko, Ryuichi (2003) “Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements.” *Demographic Research*, 9 (10), pp. 223-62.
- Lee, Ronald D. and Lawrence R. Carter (1992) “Modeling and forecasting U.S. mortality.” *Journal of the American Statistical Association*, 87, pp. 659-671.
- Myrskylä, Mikko, Joshua R. Goldstein, and Yen-hsin Alice Cheng (2013) “New Cohort Fertility Forecasts for the Developed World: Rises, Falls, and Reversals.” *Population and Development Review*, 39 (1), pp. 31-56.

Age-specific Fertility Rates Projected by the Extended Lee-Carter Model

IWASAWA Miho, YODA Shohei and ISHII Futoshi

Accurate projections of age-specific fertility rates are essential for population projections using the cohort-component method, as they form the basis for the population aged zero in the following year. This study proposes a semiparametric modeling framework for projecting cohort age-specific fertility hazards. The model comprises a nonparametric baseline component, derived directly from the observed data, and a parametric component that captures systematic deviations from this baseline. When projecting future parameters, statistical extrapolation was implemented by considering the actual trends of the parameters and imposing several constraints.

To accurately reproduce age schedules while controlling for cohort completed fertility, we employ an extended Lee–Carter model that utilizes the first through third singular values and corresponding singular vectors obtained from singular value decomposition. The model estimates parity- and age-specific fertility hazards, allowing for forward projections of age-specific fertility rates by cohort.

Completed fertility is decomposed into the following components for projection: (1) the proportion of never-married women at age 50, (2) the expected number of children ever born to married couples, (3) the coefficient of variation in marital fertility, and (4) the coefficient of the effects of divorce, widowhood, and remarriage. These elements are projected under three scenarios: high, medium, and low, to capture uncertainty in future trends. The projected cohort fertility rates are then converted into period age-specific fertility rates.

The methodology presented in this study was employed in setting the fertility assumptions for Japanese women in the “Population Projections for Japan (2023 revision)”, which is based on the 2020 Population Census.

Keywords: population projections, fertility assumptions, age schedule, extended Lee-Carter model