

コーホート合計特殊出生率CTFRは、出生順位 (n) 別合計出生率 C_n の出生順位に関する和として、下記のように表される。すなわち、

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

ただし、 k_n は最高出生順位であり、本推計においては4子以上をまとめたものとした。また、 CEB_n 、および δ_n は出生順位 n に対する初婚どうし夫婦の妻50歳時の出生確率（最終的に第 n 子を生む確率）、および出生順位 n に対する離死別再婚（ならびに婚外子）の効果である。したがって、これらの要素に関する仮定値が設定できれば、参照コーホートの完結出生力である出生順位別合計出生率 C_n が求まり、前節で示した一般化対数ガンマ分布モデルの一つのパラメータが定まることになる。

これらの出生力要素のうち、初婚どうし夫婦の妻50歳時点における平均出生児数 CEB については、さらに2つの要素に分解される。すなわち、 CEB （実際の算定上では CEB_n ）は実は妻の初婚年齢に依存して決まっている。これは早く結婚した女性では完結出生児数が多く、遅く結婚した女性では少ないことを意味している（詳しくは後述）。したがって、 CEB は、初婚年齢 a の関数 $CEB^*(a)$ とみることができる。すなわち、女性の初婚年齢分布を $g(a)$ によって表せば、 $CEB^* = \int_{\alpha}^{\beta} g(a)CEB^*(a)da$ である（ただし、初婚どうし夫婦のうち妻が50歳まで結婚を継続した場合の妻の初婚年齢分布を、一般女性の初婚年齢分布と同じと仮定しており、また $\alpha=15$ 、 $\beta=50$ としている）。ここで完結出生児数を CEB^* として表しているのは、これが初婚年齢 a の標準関数 $CEB^*(a)$ によって求まる理論値であるからである。実際に観測される夫婦の完結出生児数 CEB は、初婚年齢との関係が標準関数 $CEB^*(a)$ にしたがうなら $CEB=CEB^*$ となるが、通常は完全には一致しないはずである。したがって、新たに係数 κ を設けて、 $CEB=CEB^* \cdot \kappa$ が一般的な形式となる。したがって、参照コーホートの合計特殊出生率の算定式(4)は、あらためて、

$$CTFR = (1-\gamma)CEB^* \cdot \kappa \cdot \delta \quad (6)$$

と表される。本推計では、 CEB^* を期待完結出生児数、 κ は理論値からずれと解釈できることから結婚出生力変動係数と呼んでいる。もちろんこの式も、式(4)同様に出生順位別に分解されて、

$$CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n = (1-\gamma) \sum_{n=1}^{k_n} CEB_n^* \cdot \kappa_n \cdot \delta_n \quad (7)$$

と表れる。

これらの算定式に表される出生力要素の仮定設定の方法については、以下に順次説明を行う。なお、上述のように参照コーホートとしては1990年生まれ女性コーホートを選んだ。参照コーホートの出生率と、実績データを元に数理モデルによって得た出生率の統計的推定結果とを結ぶことによって、本推計に必要なコーホートの全出生過程（年齢別出生率）に関する仮定値が得られることになる。なお、出生率ならびに出生力要素の変化は参照コーホート以降も続く可能性が高いため、2005年出生コーホートまでは趨勢が持続するものとした。それ以降の出生コーホートは、推計時点で生まれていない世代であり、彼女らが生涯を通して経験する結婚・出生行動を現在の状況から見通すことは困難である。したが

って本推計では、2005年出生コーホート以降の出生力は、同コーホートの水準で一定に推移するものとした。

また、出生率の将来推移は不確定であることから、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推計を行うこととした。これにより出生変動にともなう将来人口の変動幅に関する見通しを与えるものとしている。また、今回の推計では、出生率動向の測定の精密化を図る観点から、日本人女性に発生する結婚、ならびに出生に限定した初婚率、出生率を新たに算定し、これを対象として動向の把握を行った⁶。総人口の出生動向については、これに外国人出生との関係を加味することで推計を行った。したがって、以下に記述する結婚、出生に関する指標は、すべて日本人女性に発生する結婚、出生に関するものである。

3. 平均初婚年齢と生涯未婚率に関する仮定設定

晩婚化、非婚化といった結婚行動の変化は、1970年代半ばからの出生率低下の全過程に深く関わり、現在も進行中であるとみられる。将来の出生率に関する見通しを得る上では、結婚動向を見極めることが重要な過程となっている。実際、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、晩婚化を測る平均初婚年齢（本稿では afm とする）は、初婚年齢分布を決定することにより、夫婦完結出生児数に影響を与え、また非婚化を測る生涯未婚率 y も全体に影響する重要な位置を占めている。しかしながら、年齢別初婚率につ

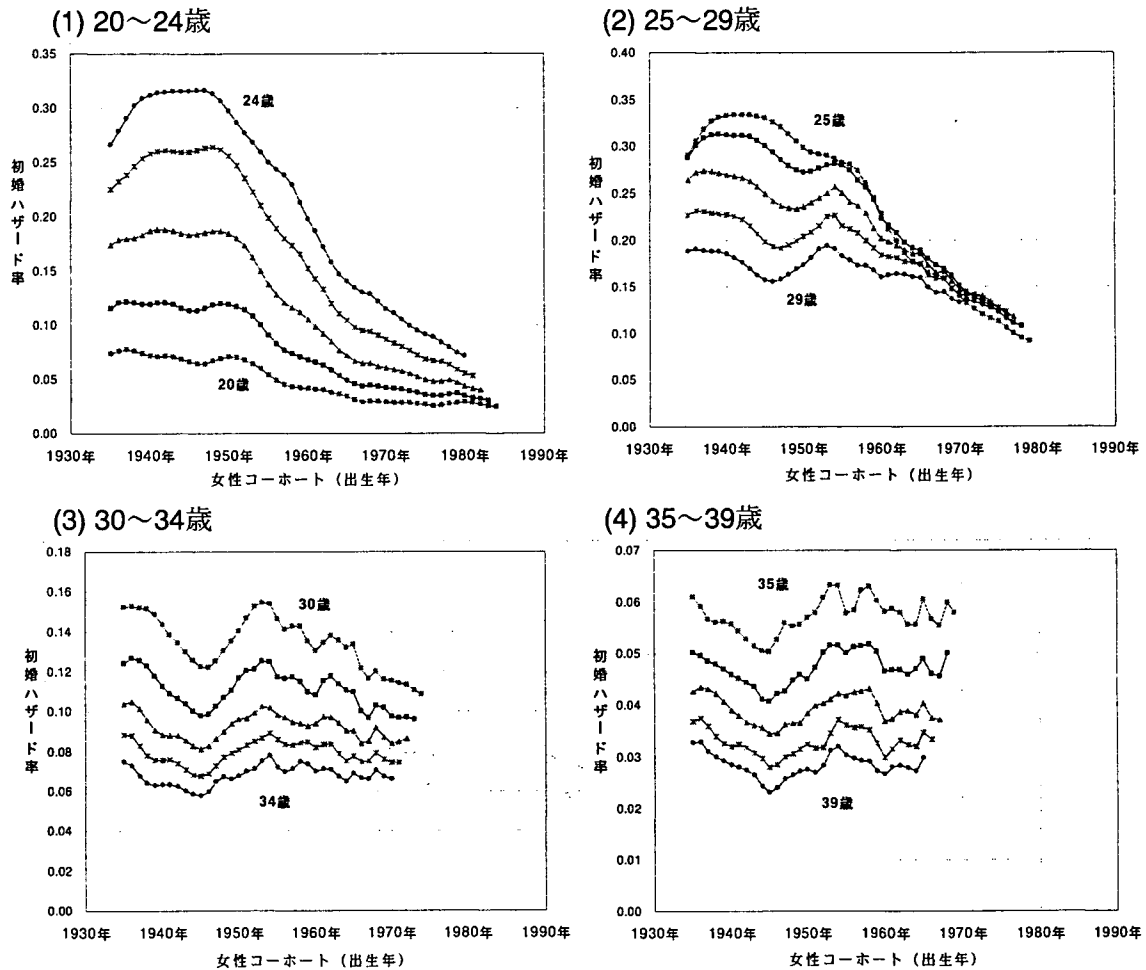
いて、一般化対数ガンマ分布モデルによる統計的推定が可能なのは、ある程度まで初婚過程を終えたコーホートに限られている。とくに参照コーホート以降の年少コーホートに至っては、未だ初婚過程に入っておらず、初婚率の実績値がまったく得られないのであるから、統計的推定を行うことはできない。こうした場合、年長コーホートですでに得られている実績値ならびに統計的推定値の時系列的趨勢を観察し、これを将来へ投影することによって仮定値を策定することになるが、上述のように結婚動向は将来の出生水準を大きく左右するため、できるだけ精度の高い仮定値を設定することが求められる。そのためには、仮定設定に対して複数の方法によるアプローチや検証を行うことが望ましいと考えられる。

本推計では、初婚のさまざまな指標について検討を行った結果、年齢別初婚ハザードの時間的変化について一定のパターンがみられることに注目した。すなわち、近年日本人女性の初婚ハザード率は20歳代で急速に低下している反面、30歳代以上ではあまり変化していない（図4）。一般に晩婚化が進行する際、若年のハザード率が下がり、後の年齢のハザード率がこれを補う形で上昇する。しかし、わが国の場合後年齢で、あたかもハザード率に上限があるかのような推移がみられる。こうした動きは、結果として生涯未婚率の動向を大きく左右する。すなわち、若年例での初婚ハザード率の低下は、後年齢での上昇が

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

見られるのであれば、それは晩婚化を意味するが、後年齢での上昇が見られなければ、それは非婚化、すなわち生涯未婚率の上昇につながるのである。

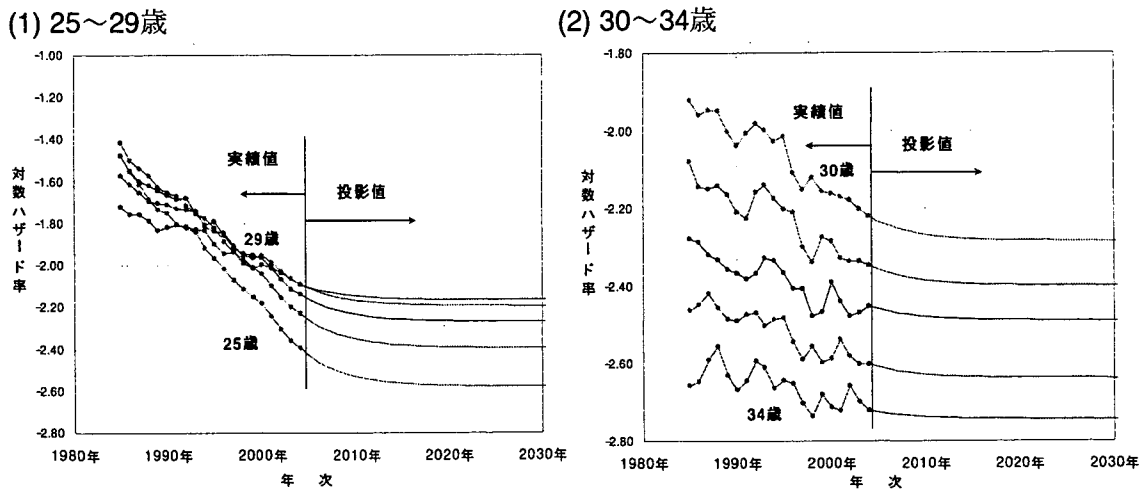
図4 年齢別にみた女性コーホートの初婚ハザード率の推移(日本人女性の初婚)



そこで将来コーホートの生涯未婚率を見通す方法として、これら年齢ごとのハザード率の年次変化を観察し、それらの趨勢に対して数理関数の当てはめによる投影を行い⁷(図5)、参照コーホートに対して得られた年齢別初婚ハザードから年齢別初婚率を再構成することによって、その生涯未婚率を推定した。

⁷ 二重指数関数を用いた。変化の少ない30歳代以降の年齢に対しては指数関数による当てはめ(対数ハザードへの直線の当てはめ)でも十分であるが、20歳代でのハザードの低下パターンをよりよく表現するためには二重指数関数が適していた。当てはめには1985年から2004年までの20年間の初婚率の実績値を用いた。

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



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

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

(中位仮定)

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

(高位仮定)

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

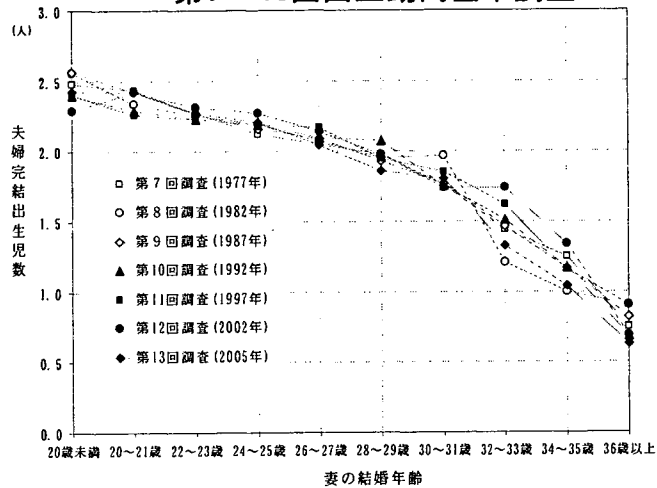
(低位仮定)

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

4. 夫婦完結出生児数の仮定設定

夫婦完結出生児数とは、一般に夫婦が最終的に生んだ子ども数を表すが、本推計では初婚どうし夫婦における妻50歳時の平均出生子ども数として定義している。夫婦完結出生児数は、夫、妻の結婚年齢によって異なる。とくに妻が若くして結婚した夫婦では完結出生児数は多く、逆に遅く結婚した夫婦では少ない。この関係は、出生動向基本調査から得られる初婚年齢別にみた妻40歳代の夫婦の平均出生子ども数（図6）から定量的に推定される⁸。こうして定式化された妻の初婚年齢による夫婦完結出生児数の回帰モデル⁹を用いると、前節において求めた将来コーホートの年齢別初

図6 妻の結婚年齢別、夫婦完結出生児数
第7～13回出生動向基本調査



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

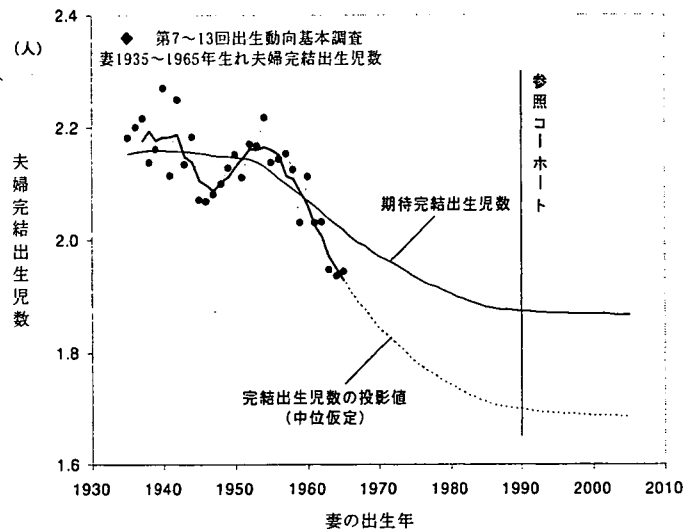
婚率に対して適用することによって、各コーホートの夫婦の平均完結出生児数を推計することができる。こうすることによって、いわゆる晩婚化などの結婚年齢分布変化にともなう夫婦出生力変化を求めることができる。

しかしながら、調査によれば近年夫婦の子どもの産み方には変化がみられ、とくに1960年生まれ以降の世代では、実際に計測される完結出生児数が妻の初婚年齢から期待される完結出生児数より少なくなっている（図7）。60年代以降に生まれたコーホートはまだ出生過程の完結に至っていないが、途中経過をみるかぎり先行のコーホートより水準が低下しており、完結出生児数にも影響が及ぶものと考えられる。したがって、夫婦出生力の将来仮定値については、結婚年齢変化だけでなく結婚後の出生力変化を捉える必要がある。

⁸ 実際には、妻の初婚年齢と出生順位ごとの出生頻度を求め、出生確率を推定する。

⁹ ロジスティック回帰モデルによる。本モデルについては、金子隆一『人口問題研究』第60巻1号（平成16年3月）pp. 4-35 参照。

図7 妻の出生年別にみた夫婦完結出生児数の実測値、期待値および投影値



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

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

つぎに、結婚出生力変動係数 κ の投影は、出生動向基本調査から求まる妻1935-65年生まれコーホートの夫婦出生順位別完結出生確率の推移に関数を当てはめることによって行った。ただし、高位仮定については、参照コーホートにおいて従来の水準¹⁰に戻るものと想定し、結婚出生力変動係数が参照コーホートにおいて1.0に復帰するものとした。中位仮定、低位仮定においては妻1953-65年の実測値の趨勢を用い、指数関数を当てはめて、低下傾向が減衰する推移を中位仮定とし、参照コーホートに向かってほぼ直線的に低下する推移を低位仮定とした。その結果、参照コーホートにおける結婚出生力変動係数 κ の値は、中位仮定で0.906、高位仮定で1.000、低位仮定で0.838 となった。

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

(中位仮定)

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

¹⁰ 本推計では、妻1935～54年生まれコーホート

係数は、妻昭和10(1935)～29(1954)年出生コーホートの夫婦を基準(1.0)として以後低下し、参照コーホートの0.906を経て、平成17(2005)年出生コーホートで0.902に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、昭和30(1955)年出生コーホートの実績値2.16人から、参照コーホートである平成2(1990)年出生コーホートの1.70人を経て、平成17(2005)年出生コーホートで1.69人まで低下し、以後は変わらない。

(高位仮定)

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

(低位仮定)

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

4. 離死別再婚効果の仮定設定

本将来人口推計では上記のように結婚行動と結婚後の夫婦出生行動に関する見通しから、将来の一般女性の出生率(合計特殊出生率)の仮定設定を行っている。その元となる結婚動向の実績は、人口動態統計から推定を行い、また夫婦出生力の実績は全国標本調査(出生動向基本調査)から測定を行っていることはすでに述べた通りである。ただし、後者について、離死別者の出生力については直接推計に用いるのに十分な測定の信頼性の得られる標本数を確保することが難しく、離死別者(および再婚者)を含んだ既婚女性の出生力を得るためには、初婚どうし夫婦の出生力を基礎として、これに離死別の効果を表す係数を乗じて推定している。これが離死別再婚効果係数 δ (出生順位 m 別には δ_m)である。

これまでこの離死別再婚効果は比較的安定的ではあったが、それは本来決して固定のものではなく、離死別の動向によって左右される。とりわけ1990年代以降、離別の急速な増加が見られ、仮に初婚どうし夫婦の出生力が一定であったとしても、既婚女性の平均の出生力は確実に低下しており、離死別再婚効果係数も今後低下をして行くものと見られる。一方で、再生産年齢層(出生の起こりうる年齢層)における死別は長期低下傾向にあり、近年係数に対する影響は比較的小さい(ただし離別とは異なる方向の影響を持つ)。

この離別の動向の出生力に対する影響の見通しを策定するにあたっては、言うまでもなく離婚行動の把握が必須であり、その指標として、また離別、死別者の出生力に関する諸指標の算定の基礎として、離別と死別等を分けたできるだけ詳細な人口統計の必要性が増している。これについては、2005年に実施された第13回出生動向基本調査において、夫婦

調査においては再婚者の、独身者調査においては離別者、死別者の出生児数を調査しておりこれらの配偶関係の女性の出生力が把握されている。これによれば、離死別や再婚を経験した女性、また初婚であっても夫が再婚である女性では、初婚どうし夫婦のまま50歳を迎えた女性に比べると完結出生児数は低くなっている。女性50歳時における配偶関係の経歴を分類し、各経歴についての構成比ならびに平均子ども数を測定した（表1）。

表1 1955年生まれ女性コーホートの50歳結婚経歴構成および平均出生児数

結婚経歴の種類(女性50歳時点)			女性構成比 1955年生まれ		平均 子ども数	初婚どうし 出生との比	
独 身	未婚(n)		γ (5.8%)		C_n (≈ 0.00)	R_n (0.00)	
	離 死 別 経 験 者	離別(d)	P_d (11.8%)	P_{dw} (14.5%)	C_{dw} (1.58)	R_{dw} (0.76)	
		死別(w)	P_w (2.7%)				
有 配 偶	既 婚	初婚以外 夫婦 (r)	離別後	P_r (5.7%)	C_r (1.86)	R_r (0.90)	
			死別後				P_{rw} (0.2%)
		妻初婚×夫再婚(fr)		P_{fr} (5.1%)		C_{fr} (1.90)	R_{fr} (0.92)
		初婚どうし(f)		P_{ff} (68.9%)		C_{ff} (2.07)	R_{ff} (1.00)

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

初婚どうし夫婦を基準とした場合の各配偶関係の経歴の完結出生児数の比を R とし、表1のように定義すると、式(4)に用いた離死別再婚効果 δ は、

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

によって与えられる。

参照コーホートをはじめとする将来コーホートの離死別再婚効果係数を得るためには、それらの結婚経験者に占める50歳時離婚経験者割合の将来見通しが必要となる。近年の離婚発生の実績に基づいて設定がなされた。その詳細については、本報告書「7 出生の動向と仮定値設定(3)：離婚の動向と出生率への影響」を参照されたい。その結果として、設定された参照コーホート、すなわち1990年生まれの女性の離死別再婚効果係数 δ はそれぞれ、中位0.925、高位0.938、低位0.918である。

4. コーホート出生仮定値と将来年次の年齢別出生率

以上により設定された参照コーホートの生涯未婚率、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1.20、高位1.47、低位1.02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と、参照コーホートに至る出生推移仮定に関する考え方を表2に示した。

表2 参照コーホートに至る出生推移仮定に関する考え方

要因 (指標)		実績値	平成14年推計 中位仮定値 参照コーホート =1985年生まれ	現状からみた傾向 参照コーホート =1990年生まれ	平成18年推計 中位仮定値	(参考) 前回定数による平成 18年推計 中位仮定値
結婚(女性)	結婚年齢 (平均初婚年齢)	24.9歳 (1955年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)	27.8歳 (1985年生)	上昇傾向が続く	28.2歳 (1990年生)	-
	生涯未婚 (生涯未婚率)	5.8% (1955年生) 人口動態統計50歳時 累積初婚率	16.8% (1985年生)	平均初婚年齢の上昇にともなう構 造的な生涯未婚の増加に加え、選 択的な生涯未婚傾向も進む(1)	23.5% (1990年生)	20.4% (1990年生)
夫婦完結出生力	晩婚化効果の影響 (初婚年齢別 完結出生児数)	2.16人 (1953~57年生) 出生動向基本調査	1.72人 (1985年生)	晩婚化が進行し、平均初婚年齢の 上昇にともない夫婦完結出生児数 は以前より速いペースで減少する (2)	1.70人 (1990年生)	1.57人 (1990年生)
	晩婚化以外の影響 (結婚出生児数)		1.67人 (1985年生)			
	離婚別再婚効果 (離婚別効果係数)	0.952 (1955年生) 出生動向・人口動 態・国勢調査	0.971 (一定)	離婚率の上昇傾向によりコーホ ートの平均子ども数は低下する	0.925 (1990年生)	
出生性比		105.4 (2001~5年)	105.5	直近5年間の平均値で一定	105.4 (2001~5年)	-

- (1) 平均初婚年齢の上昇にともなう構造的な生涯未婚の増加とは、晩婚化によって非意図的に生ずる結婚の逸失によるものである。一方、選択的な生涯未婚傾向とは、結婚以外のライフコース選択の増加にともなう生涯未婚の増加傾向である。
- (2) 結婚年齢が高くなるほど夫婦の完結出生児数は加速的に減少するため、結婚年齢の上昇幅が同じであっても、子ども数の減少幅は高い年齢においてより大きくなる傾向がある。

高位、中位、低位の三つの仮定に基づいてコーホート年齢別出生率が推計されれば、それを組み換えることによって将来の期間合計特殊出生率を算出することができる。ただし、ここで得られた仮定値は日本人女性についての出生率なので、総人口を推計するための出生率を求めるには、外国人を含めた出生率が必要である。このために本推計では、日本人女性の年齢別出生率と外国人女性のそれとの関係を、近年の実績から得られる出生率モーメント(年齢別出生率の合計、平均出生年齢ならびに出生年齢の標準偏差)間の関係として求め¹¹、これを一定と仮定して用いることで、前節において策定された日本人女性の出生率に対応する総人口の出生率を求めている¹²。なお、推計計算の過程において必要となる外国人女性から生ずる日本国籍児数については、その年齢別発生率を近年の実績を平均して用いた¹³。

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

¹¹ 1987~2005年について得られた日本人女性、外国人女性それぞれの年齢別出生率のモーメント間の関係を、数理関数(ロジスティック関数)によってモデル化した。

¹² 手続きはすべて出生順位別出生率に対して適用され、その総計として出生率が求められた。

¹³ 日本人男性を父とする場合、外国人女性から日本国籍児数が生ずる。外国人女性の生んだ児のうち、この日本国籍児数の母の年齢別の割合は近年安定的に推移しているため、本推計では2000~05年実績値について年齢別に最大および最小値を除いた平均値を算出し、これを用いた。

なお、推計時点における直近年次となる平成18(2006)年については、人口動態統計月報ならびに速報により年次途中までの出生の状況が把握できる¹⁴。それらの動向によれば2006年は前年の急な出生低下の揺り戻し効果もあり、出生数、率ともに前年同時期を上回っており、年次変動が生ずることが見込まれた。したがって、本推計においてもこれを反映することとし、コーホート出生率法による仮定に対し2006年についてのみ補正を行った。

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

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

表3 それぞれの出生仮定に基づく将来年次の合計特殊出生率:2005~55年

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

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

¹⁴ 推計時点において7月までの人口動態統計月別概数値による母の年齢別出生数、ならびに9月までの速報値による出生調査票作成枚数を得た。

附論

年齢別出生率モデルに関する各種数式のまとめ

ここでは、推計に用いられた年齢別出生率のモデルに関する数式をまとめておく（詳細については以下を参照のこと。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、“Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements.” *Demographic Research*, Vol. 9-10:223-262, (2003. 11), <http://www.demographic-research.org/>）。

- (1) 一般化対数ガンマ分布関数

$$G(x; \theta_n)$$

パラメター

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

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

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

I は不完全ガンマ関数

- (2) 累積出生率関数
第n子累積出生率関数（初婚はn=0）

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

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

- (3) 累積出生率関数の経験補正
経験補正後、第n子累積出生率関数（初婚はn=0）

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

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

※ δ は補正強度を表すパラメター。通常は1に固定する。

- (3-1) 経験補正関数

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

※ $z = (x-u)/b$, ($x=15, 16 \dots, 49$) における ξ を求めて、補間によって z の

表を作成する。

- (3-2) 婚前妊娠出生による年齢パターン補正
経験補正関数は、以下のように分解される

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

ここで $\xi [P, n]$ は婚前妊娠出生による年齢パターン変化の経験補正值
一方、 $\xi [*, n]$ はこれを除いた経験補正值

※ ρ は補正強度を表すパラメーター。可変とする。

(基準コーホート (1935-55年生れ) で1と考えられる)

※第1子についてのみ考慮する。

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

- (4) 累積出生率関数 (出生順位 (n) 合計、L は最終出生順位)

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

- (5) 年齢別出生率

第n子年齢別出生率 (初婚はn=0)

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

年齢別出生率の経験補正の概要

- 第n子累積出生率関数 (初婚はn=0)

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

※ ξ は、経験補正值。

第1子については婚前妊娠に対応する補正 $\xi [P, n]$ を追加

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

$\xi [*, n]$ は通常の経験補正值 (基準コーホートに対する補正)

※ ρ は補正強度を表すパラメーター。可変とする。

(基準コーホート (1935-55年生れ) で1と考えられる)

※第1子についてのみ考慮する。

- 女性満年齢 a 歳における第n子年齢別出生率 (初婚はn=0)

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

年齢別出生率 (満年齢 a 歳)

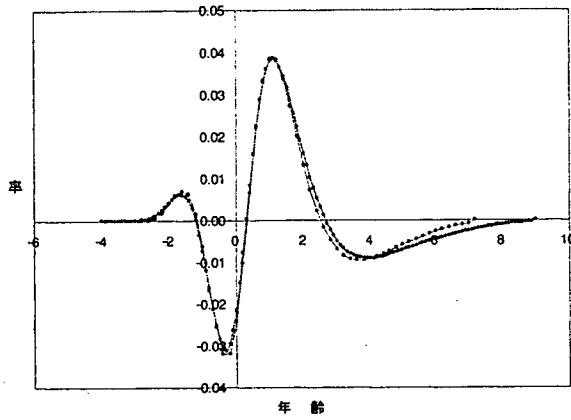
$$f_a = \sum_{n=1}^4 f_{n,a}$$

付表1 累積出生関数、経験補正関数(婚前妊娠補正):
日本人女性出生率

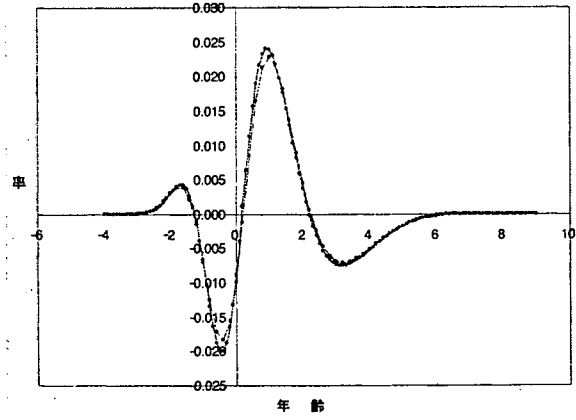
Standardized	First Marriage	Birth by Birth Order (n)				婚前妊娠 1子のみ	Standardized	First Marriage	Birth by Birth Order (n)				婚前妊娠 1子のみ
		1	2	3	4+				1	2	3	4+	
-4.0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000							
-3.9	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000							
-3.8	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000							
-3.7	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	-0.00001	-0.00001							
-3.6	0.00000	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00001	-0.00001							
-3.5	0.00001	0.00000	0.00001	0.00000	-0.00002	-0.00001							
-3.4	0.00001	0.00001	0.00002	0.00001	-0.00003	-0.00002							
-3.3	0.00002	0.00001	0.00003	0.00001	-0.00005	-0.00003							
-3.2	0.00003	0.00002	0.00004	0.00002	-0.00007	-0.00004							
-3.1	0.00004	0.00003	0.00006	0.00004	-0.00011	-0.00006							
-3.0	0.00007	0.00004	0.00009	0.00008	-0.00016	-0.00008							
-2.9	0.00011	0.00007	0.00014	0.00014	-0.00019	-0.00011							
-2.8	0.00017	0.00012	0.00022	0.00026	-0.00020	-0.00016							
-2.7	0.00027	0.00020	0.00034	0.00043	-0.00018	-0.00022							
-2.6	0.00043	0.00034	0.00050	0.00065	-0.00016	-0.00032							
-2.5	0.00069	0.00055	0.00073	0.00091	-0.00011	-0.00045							
-2.4	0.00110	0.00084	0.00102	0.00120	-0.00007	-0.00069							
-2.3	0.00176	0.00121	0.00140	0.00150	-0.00004	-0.00100							
-2.2	0.00249	0.00169	0.00185	0.00179	-0.00002	-0.00136							
-2.1	0.00326	0.00228	0.00230	0.00206	-0.00000	-0.00171							
-2.0	0.00408	0.00289	0.00270	0.00226	0.00003	-0.00203							
-1.9	0.00490	0.00346	0.00298	0.00235	0.00005	-0.00231							
-1.8	0.00559	0.00395	0.00307	0.00229	-0.00002	-0.00254							
-1.7	0.00603	0.00423	0.00288	0.00205	-0.00013	-0.00254							
-1.6	0.00614	0.00420	0.00233	0.00158	-0.00022	-0.00209							
-1.5	0.00575	0.00389	0.00148	0.00083	-0.00028	-0.00132							
-1.4	0.00473	0.00261	0.00029	-0.00023	-0.00041	-0.00026							
-1.3	0.00276	0.00105	-0.00126	-0.00155	-0.00062	0.00151							
-1.2	-0.00008	-0.00104	-0.00301	-0.00298	-0.00084	0.00357							
-1.1	-0.00352	-0.00385	-0.00486	-0.00443	-0.00092	0.00551							
-1.0	-0.00749	-0.00700	-0.00669	-0.00575	-0.00088	0.00689							
-0.9	-0.01201	-0.01026	-0.00843	-0.00687	-0.00080	0.00743							
-0.8	-0.01670	-0.01349	-0.01003	-0.00768	-0.00066	0.00742							
-0.7	-0.02121	-0.01640	-0.01141	-0.00811	-0.00038	0.00683							
-0.6	-0.02527	-0.01869	-0.01232	-0.00816	0.00012	0.00627							
-0.5	-0.02853	-0.02003	-0.01258	-0.00780	0.00085	0.00557							
-0.4	-0.03066	-0.01993	-0.01196	-0.00698	0.00162	0.00478							
-0.3	-0.03120	-0.01877	-0.01052	-0.00577	0.00229	0.00392							
-0.2	-0.02960	-0.01654	-0.00847	-0.00419	0.00272	0.00302							
-0.1	-0.02635	-0.01312	-0.00587	-0.00230	0.00299	0.00210							
0.0	-0.02157	-0.00882	-0.00285	-0.00026	0.00302	0.00119							
0.1	-0.01508	-0.00400	0.00036	0.00179	0.00300	0.00030							
0.2	-0.00756	0.00118	0.00356	0.00364	0.00296	-0.00035							
0.3	0.00042	0.00634	0.00654	0.00506	0.00295	-0.00085							
0.4	0.00836	0.01126	0.00921	0.00608	0.00297	-0.00131							
0.5	0.01585	0.01561	0.01150	0.00670	0.00281	-0.00173							
0.6	0.02271	0.01902	0.01324	0.00712	0.00228	-0.00209							
0.7	0.02864	0.02158	0.01434	0.00736	0.00138	-0.00240							
0.8	0.03303	0.02328	0.01481	0.00735	0.00036	-0.00266							
0.9	0.03615	0.02402	0.01469	0.00719	-0.00070	-0.00285							
1.0	0.03805	0.02388	0.01397	0.00683	-0.00164	-0.00298							
1.1	0.03865	0.02306	0.01277	0.00627	-0.00246	-0.00306							
1.2	0.03808	0.02167	0.01198	0.00557	-0.00315	-0.00307							
1.3	0.03662	0.01981	0.00933	0.00473	-0.00377	-0.00303							
1.4	0.03446	0.01763	0.00738	0.00381	-0.00419	-0.00294							
1.5	0.03179	0.01524	0.00544	0.00281	-0.00433	-0.00280							
1.6	0.02877	0.01280	0.00363	0.00183	-0.00420	-0.00260							
1.7	0.02554	0.01039	0.00200	0.00094	-0.00390	-0.00237							
1.8	0.02228	0.00802	0.00054	0.00012	-0.00351	-0.00210							
1.9	0.01909	0.00576	-0.00072	-0.00059	-0.00303	-0.00179							
2.0	0.01597	0.00366	-0.00177	-0.00120	-0.00247	-0.00146							
2.1	0.01300	0.00169	-0.00266	-0.00167	-0.00189	-0.00110							
2.2	0.01023	-0.00011	-0.00336	-0.00201	-0.00135	-0.00083							
2.3	0.00763	-0.00172	-0.00388	-0.00222	-0.00087	-0.00063							
2.4	0.00522	-0.00313	-0.00423	-0.00235	-0.00039	-0.00047							
2.5	0.00300	-0.00434	-0.00443	-0.00241	0.00009	-0.00036							
2.6	0.00098	-0.00533	-0.00450	-0.00241	0.00051	-0.00027							
2.7	-0.00082	-0.00611	-0.00447	-0.00234	0.00085	-0.00020							
2.8	-0.00242	-0.00670	-0.00435	-0.00221	0.00111	-0.00015							
2.9	-0.00380	-0.00711	-0.00416	-0.00203	0.00130	-0.00012							
3.0	-0.00498	-0.00737	-0.00393	-0.00183	0.00141	-0.00009							
3.1	-0.00599	-0.00749	-0.00366	-0.00161	0.00145	-0.00007							
3.2	-0.00683	-0.00750	-0.00337	-0.00140	0.00142	-0.00005							
3.3	-0.00751	-0.00740	-0.00307	-0.00120	0.00135	-0.00004							
3.4	-0.00805	-0.00723	-0.00277	-0.00102	0.00125	-0.00003							
3.5	-0.00846	-0.00700	-0.00246	-0.00085	0.00112	-0.00002							
3.6	-0.00877	-0.00671	-0.00216	-0.00070	0.00098	-0.00002							
3.7	-0.00898	-0.00638	-0.00186	-0.00057	0.00083	-0.00001							
3.8	-0.00911	-0.00602	-0.00159	-0.00046	0.00069	-0.00001							
3.9	-0.00916	-0.00564	-0.00133	-0.00036	0.00056	-0.00001							
4.0	-0.00915	-0.00523	-0.00110	-0.00028	0.00044	-0.00001							
4.1	-0.00907	-0.00481	-0.00089	-0.00021	0.00035	-0.00000							
4.2	-0.00895	-0.00440	-0.00071	-0.00016	0.00027	-0.00000							
4.3	-0.00879	-0.00399	-0.00056	-0.00012	0.00021	-0.00000							
4.4	-0.00859	-0.00360	-0.00043	-0.00009	0.00017	-0.00000							
4.5	-0.00837	-0.00323	-0.00033	-0.00007	0.00013	-0.00000							
4.6	-0.00814	-0.00288	-0.00023	-0.00006	0.00010	-0.00000							
4.7	-0.00789	-0.00255	-0.00016	-0.00004	0.00008	-0.00000							
4.8	-0.00763	-0.00225	-0.00009	-0.00003	0.00006	-0.00000							
4.9	-0.00736	-0.00196	-0.00005	-0.00002	0.00005	-0.00000							
5.0	-0.00709	-0.00170	-0.00001	-0.00002	0.00004	-0.00000							
5.1	-0.00682	-0.00145	0.00001	-0.00001	0.00003	-0.00000							
5.2	-0.00654	-0.00123	0.00003	-0.00001	0.00002	-0.00000							
5.3	-0.00628	-0.00102	0.00004	-0.00001	0.00002	-0.00000							
5.4	-0.00601	-0.00085	0.00005	-0.00001	0.00002	-0.00000							
5.5	-0.00574	-0.00069	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000							
5.6	-0.00548	-0.00056	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000							
5.7	-0.00522	-0.00044	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000							
5.8	-0.00497	-0.00035	0.00005	-0.00000	0.00001	-0.00000							
5.9	-0.00472	-0.00026	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.0	-0.00449	-0.00019	0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.1	-0.00427	-0.00014	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.2	-0.00405	-0.00011	0.00003	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.3	-0.00383	-0.00008	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.4	-0.00363	-0.00006	0.00002	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.5	-0.00342	-0.00004	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.6	-0.00323	-0.00003	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.7	-0.00304	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.8	-0.00285	-0.00002	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000							
6.9	-0.00267	-0.00001	0.00001	-0.00000	0.00000	-0.00000							
7.0	-0.00250	-0.00001	0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000							

参考図 初婚関数、出生順位別累積出生関数の経験補正関数、および婚前妊娠補正

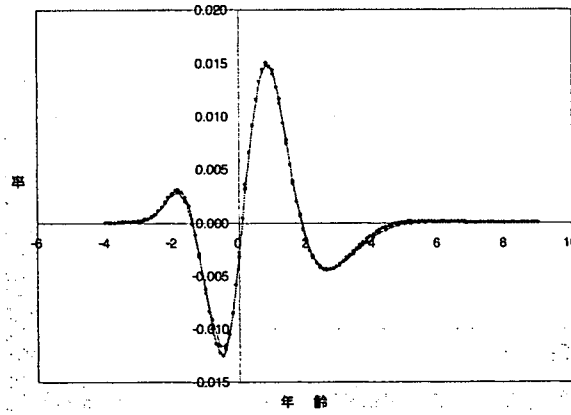
(1) 初婚



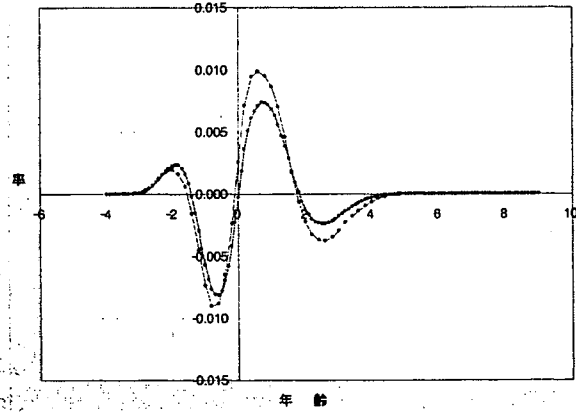
(2) 第1子



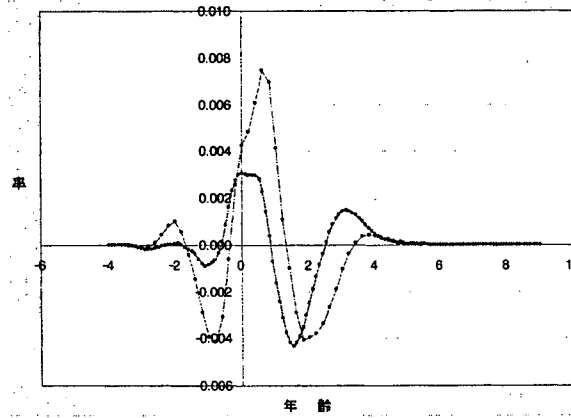
(3) 第2子



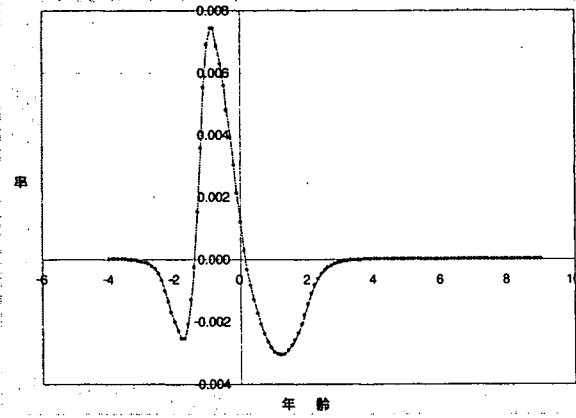
(4) 第3子



(5) 第4子以上



(6) 婚前妊娠補正



(2) 2001年～2004年の出生率の動向と仮定値の評価

岩澤 美帆

1. はじめに

平成14年に公表された将来推計人口は、平成12(2000)年までに得られた実績データに基づいて仮定設定が行われている。その後平成17年6月までに、4年分の人口動態統計が新たに公表されているので、追加された実績値と平成14年将来推計人口における出生率仮定値を照らし合わせて、仮定値の評価を行いたい。

毎年公表される期間出生率は、期間効果の影響によって不規則に変動し、長期的な趨勢を評価するには必ずしも適していない。そこで以下では、仮定値設定においても基本的な枠組みとなっているコーホート観察に基づいた出生率について仮定値と実績値を比較し、評価を行うこととする。

なお、人口動態統計として公表される出生率は、10月1日の女子人口を分母に用いて算出されている。しかし、今回の分析では、分母人口との不整合によって生じる変動の影響を除去するため、年央人口を分母にした出生率実績値を用いる¹。

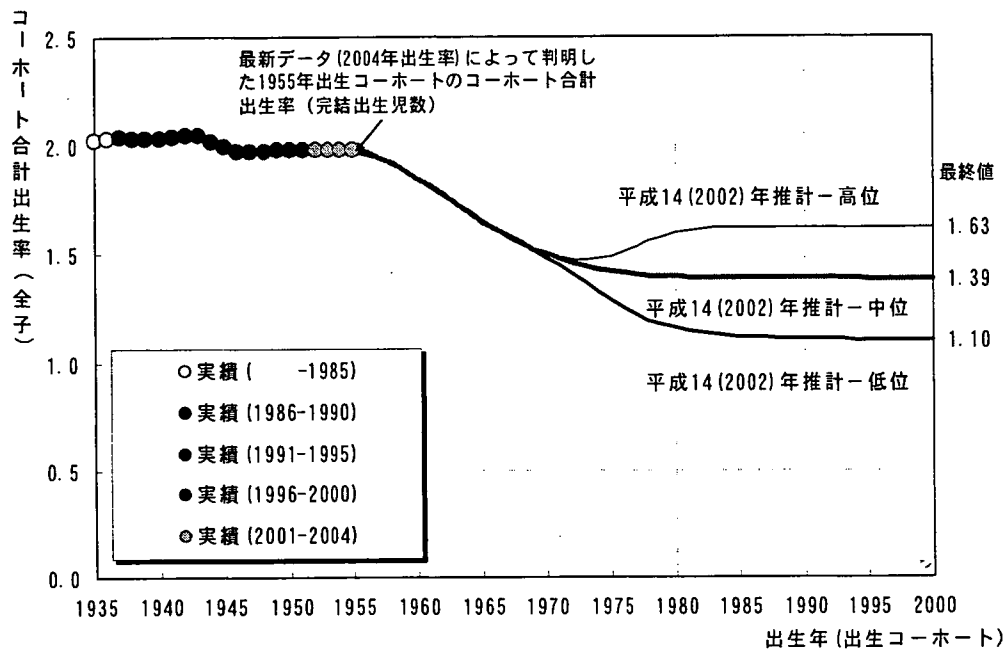
2. コーホート合計出生率（完結出生児数）

コーホート合計出生率とは、ある年に生まれた女子集団の、各年齢における年齢別出生率を15歳から49歳まで合計した指標である。その集団が、50歳までに生んだ子ども数の平均値（完結出生児数）に一致する。

図表1にコーホート合計出生率の実績値と3種の仮定値を比較した。2004年の実績値によって1955年出生コーホートの完結出生児数が判明したが、1.98であった。平成14年推計では、このコーホート合計出生率が、今後50歳を迎える世代については世代毎に低下し、1970年代出生コーホートでは1.5前後まで低下すると想定している。さらに、その後の世代については、不確定要素が大きいいため、高位の場合1.63、中位の場合1.39、低位の場合1.10と幅をもった想定となっている。

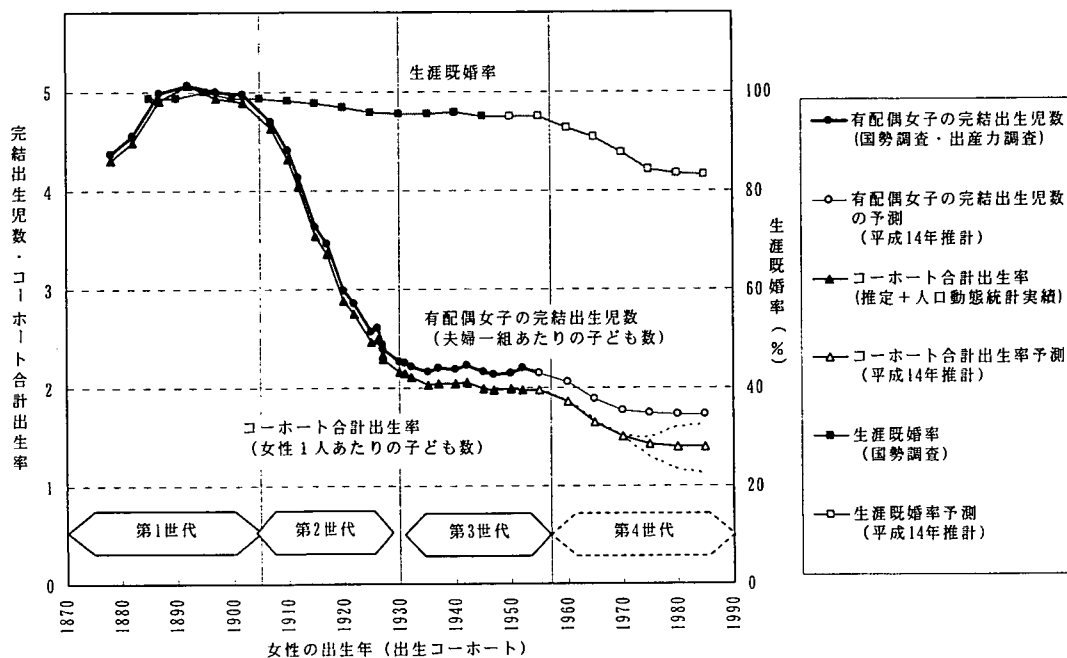
¹ 年央人口を分母にした出生率算出にあたっては、金子隆一部長および石川晃室長から協力を得た。

図表1 コーホート合計出生率実績値および
平成14年推計における仮定値（高位・中位・低位）



ここで、コーホート合計出生率の実績に関するより長期的な動向を図表2で確認しておこう。人口動態統計で確認できない過去については、国勢調査や、出生動向基本調査（出産力調査）から算出した夫婦の完結出生児数を、生涯既婚率で調整することによって求めた。結果をみると、明治時代中期以降に生まれた女性（1890年生まれ以降）は、コーホート合計出生率が5に達する水準であったことがわかる。それが1900年生まれ以降になると急激な低下を経験し、25世代で5から2までの水準に変化した。この間、生涯既婚率は95%を超えており、こうした変化は夫婦の完結出生児数の低下によって起こったことがわかる。1930年生まれ以降は、30年ほど、置換水準付近で安定を示した。1960年生まれ以降で再び低下することが予想されているが、夫婦の子ども数の減少に加えて、生涯既婚率の低下がコーホート合計出生率の低下に大きく寄与していることがわかる。

図表2 コーホート合計出生率の長期的動向



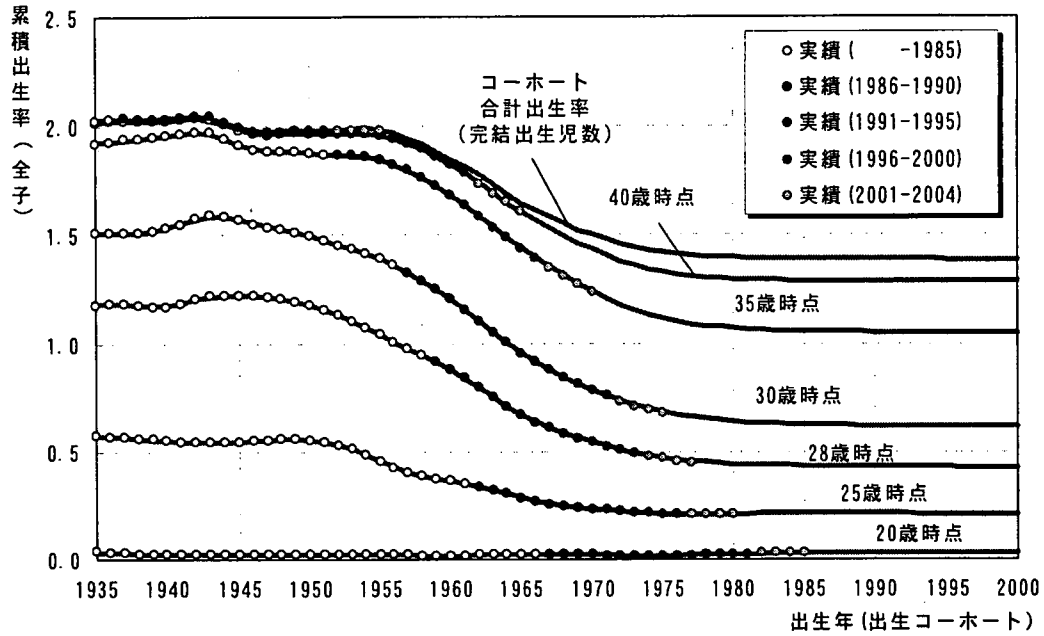
注：夫婦の完結出生児数の動向は、国勢調査および出生動向基本調査（出産力調査）により求められた数値を結んでいる。人口動態統計によって得られない1935年以前生まれのコーホート合計出生率は、夫婦の完結出生児数に生涯既婚率を乗じて算出した。夫婦の完結出生児数および世代区分については、渡邊(1981)²を参照のこと。

3. 出生過程途上の年齢累積出生率

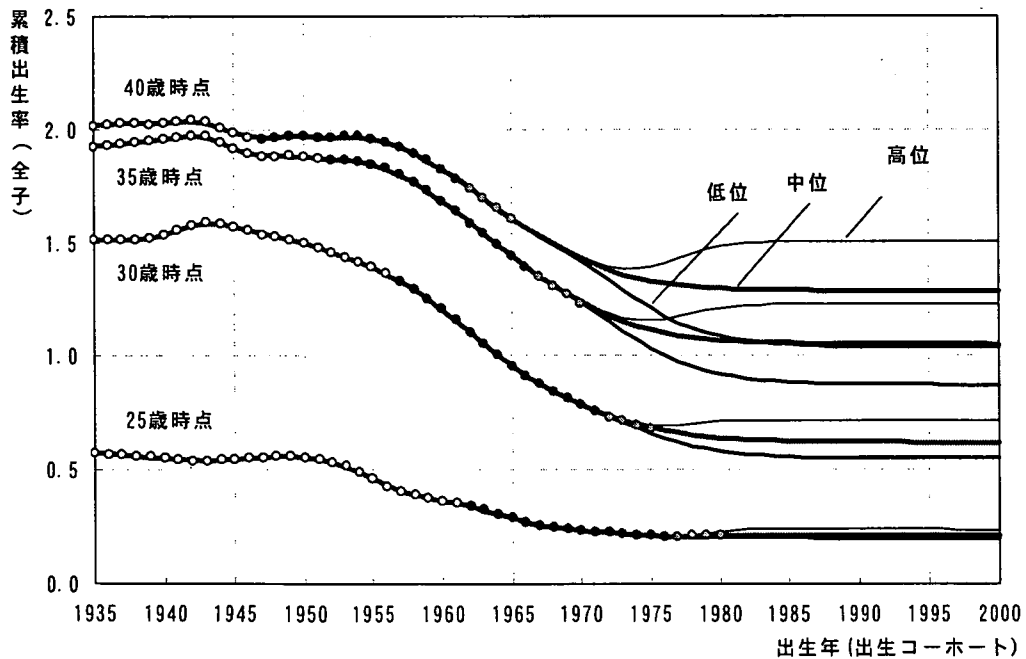
2004年時点で50歳に満たない世代については、出生過程途上の年齢累積出生率を算出して、実績と仮定値を比較することができる。2001年以降2004年までのデータが追加されることによって算出される年齢累積出生率は、概ね中位仮定の趨勢と一致している（図表3）。なお図表4には高位および低位の仮定値を併記した。現実の趨勢が将来的に高位・中位・低位のどの仮定値に近くなるかについては、1970年代生まれ以降の女性の行動に大きく依存することになるので、将来的な見通しのためには、この世代の行動を重点的にモニターする必要がある。

² 渡邊吉利(1981)「完結出生力水準と出生意欲のコーホートの観察—各種出産力調査結果の妻の出生コーホートによる整理」『人口問題研究』第158号, pp.46-61.

図表3 年齢累積出生率実績値と平成14年推計における中位仮定値の比較



図表4 年齢累積出生率実績値と平成14年推計における仮定値(高位、中位、低位)との比較



4. 過去の全国将来推計を含めた仮定値の評価

続いて、平成 14 年推計から遡って、過去 4 回の推計における仮定値を検証してみたい。**図表 5** はコーホート合計出生率の各推計における仮定値である。実績値を示すプロットのサイズが大きいところが、各推計における最新の実績値であったことを示す。コーホート合計出生率が明らかに 2.0 を大きく下回ったという実績は未だ得られていないが、平成 4 年推計以降、将来的には 2.0 を下回ることを想定した仮定値となっている。以下に過去の推計における中位仮定の想定を簡潔にまとめてみよう。

(1) 昭和 61(1986)年推計の中位仮定

昭和 61 年推計では、20 代での初婚率および出生率が、以前の世代に比べて低下していることが確認されたが、結婚意欲や予定子ども数といった意識面では全く変化が見られなかった。そこで、20 代における出生率低下は女性の高学歴化等を背景とした晩婚化による出生の先送りとみなされた。その後の世代についても 20 代における低出生率傾向は続くものの、30 代で生み戻すことによって（晩産化）、最終的な出生児数（コーホート合計出生率）は、以前の世代と変わらず 2.0 前後になると想定された。

(2) 平成 4(1992)年推計の中位仮定

平成 4 年推計では、20 代における初婚率の低下が一層進行し、それにもなって、出生率も一段と低下した。初婚年齢の上昇は、最終的なコーホート合計出生率にも影響を与えかねないと判断され（晩婚・晩産による完結出生力低下）、1965 年生まれ女性のコーホート合計出生率は 1.80 に下方修正された。しかし結婚後の夫婦については、最新の出生動向基本調査から、従来の世代と同程度の子どもを持っていることが確認された。

(3) 平成 9(1997)年推計の中位仮定

平成 9 年推計では 30 代における初婚率の低下も確認され、結婚行動の変化に晩婚化だけでなく、**非婚化**が含まれる可能性が高いと判断された。そこで 1980 年生まれ女性の生涯未婚率は 13.5%にまで上昇することを見込み、コーホート合計出生率は 1.61 に下方修正された。さらに 90 年代の急激な社会経済状況の変化が、結婚して間もない夫婦の出生過程にマイナスの期間効果をもたらしている可能性に着目し、当時生み盛りである出生コーホートに、その効果を加算した。

(4) 平成 14(2002)年推計の中位仮定

平成 14 年推計では、晩婚化・非婚化に加えて、初婚年齢別にみた既婚女性の出生過程に変化が見られることが確認された。すなわち**夫婦の出生力低下**が見られた³。一方、婚前妊娠結婚の増加が背景にあると思われる 20 歳前後といった若年齢での出生率が上昇するなど、出生年齢の分散が拡大する傾向が確認された。1985 出生コーホートのコーホート合計出生率は 1.39 に下方修正された。

こうした少子化仮定における行動変化については、Kaneko(2005)において詳細に示されているので参照されたい⁴。

図表 6 では出生過程途上の各年齢における累積出生率を示した。35 歳時点での累積出生率仮定値が、過去 4 回の推計で大きく下方修正されている。20 代後半の出生行動をどう見るかが、将来的な出生力に大きく影響することがわかる。

出生行動の変化は、世代毎に見ると複雑に変化していることがわかる。**図表 7** には、年齢累積出生率の図に、女性のライフコースにかかわる主要な時事を重ね合わせてみた。第一次オイルショックのあった 1973 年までは、世代毎の出生率はむしろ上昇傾向にあったことがわかる。第二次オイルショック以降、20 代で出生率の低下が認められるが、この世代はその後 30 代前半で、キャッチアップしていたことがわかる。しかし男女雇用機会均等法が施行された 1980 年代半ば以降に 20 代を経験した世代では、出生率は一層低下し、その低下分が 30 代前半で取り戻されない傾向が出てきた。1992 年は「少子社会」という言葉が行政用語として登場し、また高齢初産の基準、いわゆる「マル高」年齢が 30 歳から 35 歳に引き上げられるなど、女性の子どもの産み方が変化していることを印象づける出来事が重なった。この時期に 20 代であった世代(1960 年代後半生まれ以降)の出生率はさらに低下し、30 代前半のキャッチアップも十分でないため、完結レベルに近い 40 歳時の累積出生率が、以前の世代と比べて大幅に低下することが見込まれている。

³ 夫婦の出生力低下、すなわち結婚した女性の出生行動変化の寄与については岩澤美帆(2002)「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」『人口問題研究』第 58 巻第 3 号,pp15-44,国立社会保障・人口問題研究所、金子隆一(2004)「少子化の人口学的メカニズム」大淵寛・高橋重郷編著『少子化の人口学』原書房を参照のこと。

⁴ Kaneko, Ryuichi(2005) "Cohort Process to the Lowest Fertility in Japan: Application of an Empirically Adjusted Coale-McNeil Model to the Estimation and Projection of Lifetime Measures of First Marriage and Birth," paper presented at Joint Eurostat-UNECE Work Session on Demographic Projections, Vienna, Austria(2005.9.21-23)