

定値の分布の標準偏差は σ/\sqrt{n} に減少してしまうこととなり、確率的な仮定値の変動を小さく見る危険性がある。一方、2 のケースでは平均的な仮定値の分布の標準偏差は σ となり、変動を過小に評価することはない。このため、専門家調査の分布を用いる場合にはこのような仮定を用いて推定を行うことが多い。

しかしながら、この方法では仮定値の時系列での動きが大きい制限を受けることとなり、多様な時系列変動を仮定値として含むことが許容されない。マルコフ連鎖などにより仮定値を逐次的に発生させるとこの問題は克服できるが、各年次における仮定値の分布に専門家調査などの情報を用いることが難しい (Lee 1998)。

そこで、本研究では専門家調査による予測値の分布情報を活用しつつ、各年次間の時系列に一定の相関を持たせる観点から、以下のような手法を用いて確率推計を実施した。

一般に、 X_1, X_2, \dots, X_n : 確率変数、 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$: 連続同時分布関数、 F_1, F_2, \dots, F_n : 連続周辺分布の間に、以下の Sklar's theorem が成立することが知られている (Nelsen 2006)。

定理 (Sklar) F_1, F_2, \dots, F_n : 連続周辺分布をもつ n 変量連続同時分布関数を F としたとき、関数 C が unique に存在して以下を満たす。

$$Pr(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) = F(x_1, x_2, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n))$$

この関数 C はコピュラと呼ばれ、周辺分布と同時分布の関係を示すものであり、金融実務等で利用されている (戸坂・吉羽 2005)。これにはいくつかの典型的なものが知られているが、本研究では以下に述べる正規コピュラを用いた。

正規コピュラとは、 X_1, X_2, \dots, X_n : 確率変数とし、相関行列 Σ を持つ n 変量標準正規分布の分布関数を $\Phi_n(x_1, x_2, \dots, x_n; \Sigma)$ としたとき、周辺分布は 1 変量正規分布であることから、1 変量標準正規分布の分布関数を $\Phi_1(x)$ と書けば、Sklar's theorem から C : コピュラが存在して、

$$\begin{aligned} Pr(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) &= \Phi_n(x_1, x_2, \dots, x_n; \Sigma) \\ &= C(\Phi_1(x_1), \Phi_2(x_2), \dots, \Phi_n(x_n)) \end{aligned}$$

を満たす。これを正規コピュラと呼ぶ。

本研究では、この正規コピュラにより時系列間の分布に相関を持たせることとした。具体的には以下の手順によった。

1. 相関行列 Σ の 51 変量正規分布に従う乱数

$$(z_1, \dots, z_{51})$$

を発生

2. 各変数を標準正規分布の分布関数 $\Phi_1(x)$ を用いて変換し、

$$(\Phi_1(z_1), \dots, \Phi_1(z_{51}))$$

を得る

3. これに各年の平均寿命分布関数の逆関数を作用させ、

$$\left(F_{2000}^{\circ*}{}^{-1}(\Phi_1(z_1)), \dots, F_{2050}^{\circ*}{}^{-1}(\Phi_1(z_{51})) \right)$$

として各年の平均寿命を得る

ここで、相関行列 Σ は、

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{50} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{49} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \dots & \rho^{48} \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \rho^{50} & \rho^{49} & \rho^{48} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

とし、 ρ は、1948～2004年の男女別平均寿命の前年との自己相関係数とした ($\rho = 0.99681$ (男), 0.99662 (女))。この相関行列は、周辺分布毎に逆変換を施して得た多変量正規分布が AR(1) モデルに一致することを意味する。

なお、ここで一点注意が必要であるのは、この自己相関係数は正確にはこの多変量正規分布における二変数間の相関係数であって、平均寿命の時系列において1年差を取った自己相関係数とは異なることである。しかしながら、予測値の周辺分布とは異なり、変数間の相関については線形関係に概ね近い関係がある限り大きく異なるものとはならない。実際に、上に述べた相関係数を持つ2変量正規分布から、2変量の平均寿命への変換を行うシミュレーションを10,000回実行し、相関係数を計算したところ、変換後の相関係数は、 $\rho' = 0.99624$ (男), 0.99629 (女)となり、変換前と概ね同じ値となっていることが確認できた。従って、本研究のケースでは、このような方法により確率推計を行うことで適切な結果が得られることになるが、予測値の分布が多峰性を持つなど、相関係数に影響を及ぼすと考えられる形状の場合には、別途検討が必要となる場合もあるので注意が必要である。

出生率についても概ね同様の手順によるが、TFRについては専門家調査の予測値の分布が2025年であることから、 CV_n^{TFR} を n 年の TFR の変動係数とし、

$$CV_n^{TFR} = (k - 2000)/25 \cdot \bar{C}V_{2025}^{TFR}$$

として設定を行った。年齢別出生率は、各年次において出生率の年齢パターンを固定し、TFR の変動率をそのまま年齢別出生率の変動率とした。また、相関係数行列に用いる ρ は、1947～2004年の TFR の前年との自己相関係数とした ($\rho = 0.97725$)。なお、平均寿命で確認したのと同様に、変換後の相関係数のシミュレーション(10,000回)を行うと $\rho' = 0.97671$ と、やはり概ね変換前と同じ値であることが確認できた。

2. 推計結果

2.1 前提

前章の仮定に基づき、生命表・出生率仮定を乱数を発生させることにより 1,000 回設定し、将来人口推計を行うシミュレーションを行った。

図 8 は、各仮定値の平成 14 年推計における値と行ったシミュレーションの分布の特性値、設定に使用した専門家調査による分布（平滑化後）を比較したものである。この表から、シミュレーション結果の分布の平均値は概ね平成 14 年推計のものに一致しているとともに、変動係数も設定に用いた専門家調査と概ね一致しており、確率的な仮定設定が適切に行われていることが確認できる。

		2000	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050		
平均寿命(男)	平成14年推計	77.64	78.11	78.62	79.05	79.43	79.76	80.06	80.32	80.55	80.76	80.95		
	Simulation	平均値	77.64	78.10	78.61	79.05	79.43	79.77	80.07	80.34	80.58	80.80	80.97	
		標準偏差	0.00	0.29	0.57	0.85	1.14	1.39	1.72	2.02	2.35	2.73	3.05	
		変動係数	0.00%	0.37%	0.72%	1.07%	1.44%	1.75%	2.15%	2.51%	2.92%	3.37%	3.77%	
	専門家調査 (平滑化後)	平均値											79.13	
		標準偏差											2.77	
		変動係数											3.50%	
	平均寿命(女)	平成14年推計	84.62	85.20	85.90	86.51	87.05	87.52	87.93	88.31	88.64	88.94	89.22	
		Simulation	平均値	84.62	85.21	85.92	86.54	87.09	87.56	87.99	88.38	88.73	89.02	89.31
標準偏差			0.00	0.26	0.56	0.83	1.09	1.35	1.62	1.86	2.16	2.40	2.68	
変動係数			0.00%	0.32%	0.65%	0.95%	1.25%	1.54%	1.84%	2.11%	2.43%	2.69%	3.00%	
専門家調査 (平滑化後)		平均値											85.99	
		標準偏差											2.66	
		変動係数											3.10%	
TFR		平成14年推計	中位	1.36	1.31	1.32	1.35	1.36	1.36	1.36	1.39	1.39	1.39	1.39
			高位	1.36	1.39	1.48	1.56	1.61	1.62	1.62	1.63	1.63	1.63	1.63
	低位		1.36	1.22	1.14	1.12	1.11	1.11	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	
	Simulation	平均値	1.36	1.31	1.32	1.35	1.37	1.36	1.36	1.39	1.39	1.39	1.39	
		標準偏差	0.00	0.03	0.07	0.10	0.14	0.17	0.21	0.25	0.27	0.30	0.34	
		変動係数	0.00%	2.54%	4.87%	7.34%	10.04%	12.47%	14.82%	17.71%	19.50%	21.90%	24.48%	
	専門家調査 (平滑化後)	平均値						1.36						
		標準偏差						0.17						
		変動係数						12.30%						

図 8 各種前提と Simulation 結果の比較

次に、各仮定値ごとに、シミュレーション結果の分布を示す。

図 9、図 10 は、各年における平均寿命 e_0 の 50%、90%、95% 信頼区間及び分布の平均値・中央値を表したものである。

これらの図によれば、2050 年における平均寿命の信頼区間は、男では 95% 信頼区間が [75.1, 87.1] と 11.9 年の幅、50% 信頼区間が [79.6, 82.4] と 2.8 年の幅となっている。女では、95% 信頼区間が [83.5, 94.2] と 10.7 年の幅、50% 信頼区間が [87.9, 91.0] と 3.0 年の幅となっている。

これらについては、各年毎には専門家調査の分布を線形変換したものをを用いているため、正規分布とは異なる分布となっている。5 年毎の分布を示したものが図 11、図 12、その拡大図について示したものが図 13、図 14 である。特に男子の分布においては専門家調査の分布が非対称となっていることがシミュレーション結果に反映されていることが確認

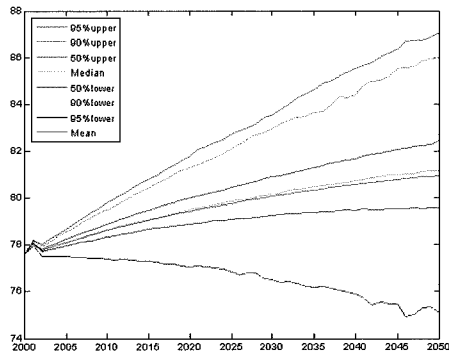


図9 各年における平均
寿命 e_0 の信頼区間等 (男)

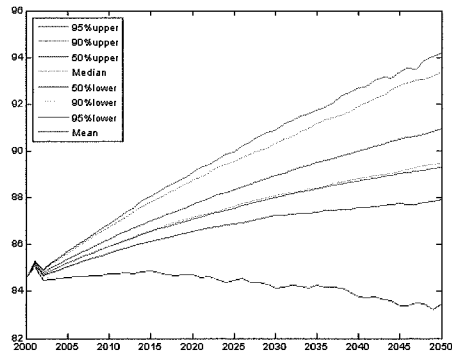


図10 各年における平均
寿命 e_0 の信頼区間等 (女)

できる。

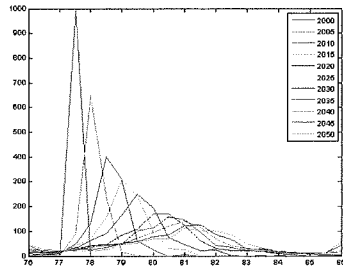


図11 各年における平均
寿命 e_0 の分布 (男)

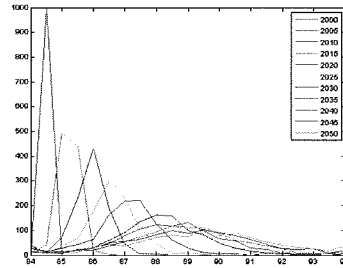


図12 各年における平均
寿命 e_0 の分布 (女)

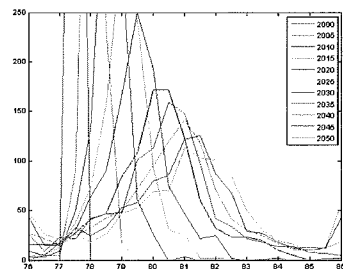


図13 各年における平均
寿命 e_0 の分布 (男・拡大
図)

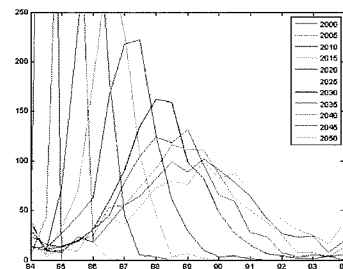


図14 各年における平均
寿命 e_0 の分布 (女・拡大
図)

時系列間の相関状況を確認するため、いくつかのシミュレーション結果の軌跡を例示したものが、図15、図16である。これによれば、平均寿命に関しては自己相関係数が高い

ことから、一旦高い値をとると、その後も概ね高い軌跡を描くなどの傾向を持つものとなっているが、一方で、完全な相関を持ったものに比べ、より自由度が高く多様な軌跡を含みうるシミュレーション結果となっていることが分かる。

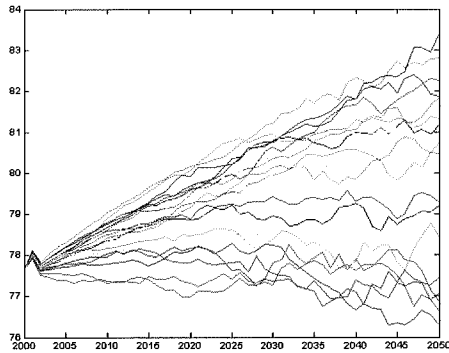


図 15 平均寿命 e_0 の軌跡 (男)

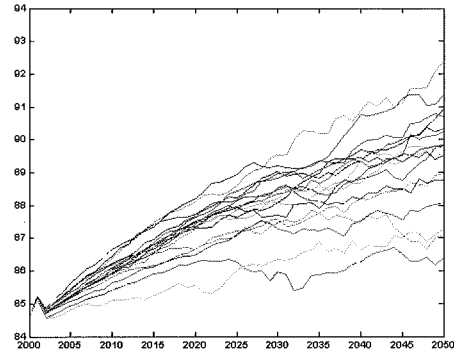


図 16 平均寿命 e_0 の軌跡 (女)

次に、TFR についても同様のものを見てみることにする。図 17 は、各年における TFR の 50%、90%、95% 信頼区間及び分布の平均値・中央値を表したものである。

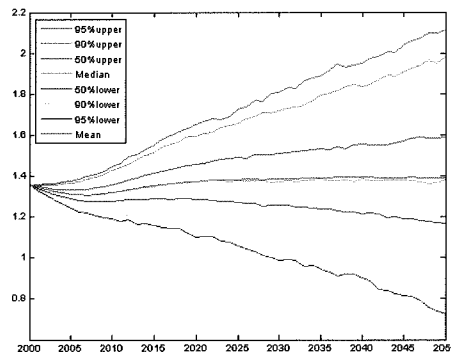


図 17 各年における合計特殊出生率の信頼区間等

2050 年における合計特殊出生率の信頼区間は、95% 信頼区間が $[0.72, 2.11]$ と 1.39 の幅、50% 信頼区間が $[1.17, 1.59]$ と 0.43 の幅となっている。平成 14 年推計における 2050 年における低位推計、高位推計の TFR がそれぞれ 1.10、1.63 であることから、50% 信頼区間は両者の幅よりやや小さめとなっていることが分かる。5 年毎の分布を示したものが図 18、その拡大図について示したものが図 19 である。

また、時系列間の相関状況を確認するため、いくつかのシミュレーション結果の軌跡を例示したものが、図 20 である。TFR に関しては平均寿命に比べ自己相関係数が低いいため、より自由度が高い軌跡を含むシミュレーション結果となっている。

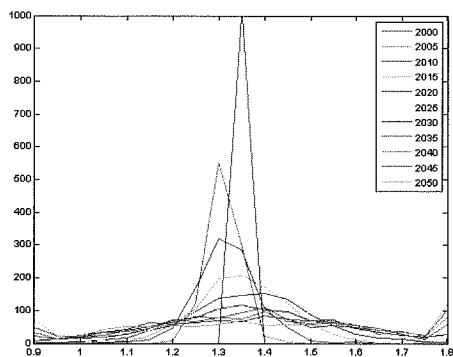


図 18 各年における TFR の分布

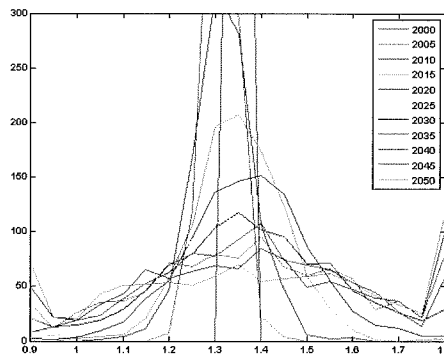


図 19 各年における TFR の分布 (拡大図)

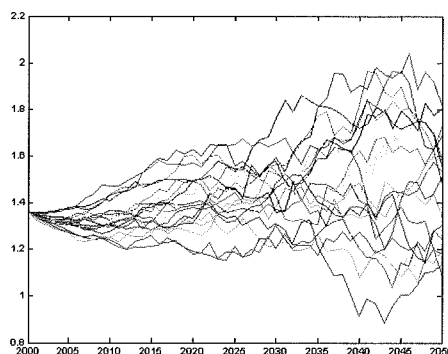


図 20 合計特殊出生率の軌跡

2.2 総人口と高齢化率

次にこれらの前提に基づいて人口推計を行った結果について示す。ここでは、総人口と高齢化率(65歳以上人口割合)について結果を見ることとする。

図 21、図 22 は、総人口と高齢化率に関する信頼区間を示したものである。これによれば、2050 年の総人口に関する 95% 信頼区間は [8984 万人,11224 万人] であった。このシミュレーションにおいては生命表の前提も変動させていることから単純な比較はできないものの、平成 14 年推計の 2050 年における総人口は、低位推計で 9203 万人、高位推計で 10825 万人となっており、95% 信頼区間は両者の幅より大きいものとなった。

なお、出生仮定のみ変動させた場合の 95% 信頼区間は [9158 万人,10987 万人] であり、今回の前提に基づいて出生仮定のみ変動させた場合の 95% 信頼区間は低位推計、高位推計の幅よりやや大きいものとの結果となった。また、生命表のみ変動させた場合の

95% 信頼区間は [9595 万人,10518 万人] であり、出生仮定のみ変動させたものよりやや小さい幅を示した。また、高齢化率の 95% 信頼区間は [31.6%,39.9%] となった。

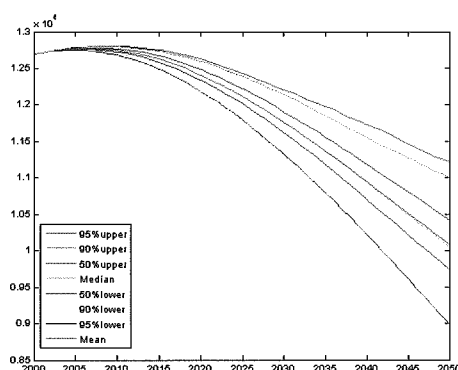


図 21 総人口の推計結果の信頼区間

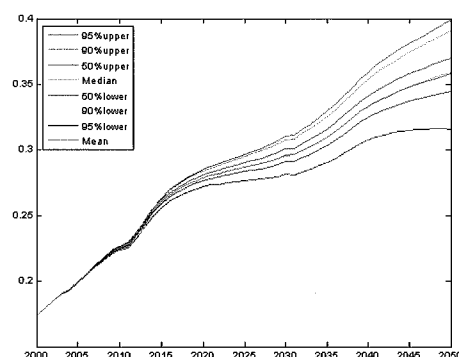


図 22 高齢化率の推計結果の信頼区間

2.3 総人口がピークとなる年次

平成 14 年推計において、今後、わが国の人口が継続的な人口減少時代を迎えることが示されたことから、わが国の総人口が実際にいつから減少に転じるかが一般的にも注目されてきた。しかしながら、総人口が増加から減少に転じることは人口学的には一定の過程の中で捉えられるべきものであり、「総人口のピーク年次」を将来人口推計から特定することには人口学的な意味がそれほど大きいとは考えられない。また、推定したとしてもその推計結果の不確実性が高いため、かなり困難な問題でもある。これは、ピーク年次の推定が、総人口の時間微分による導関数の零点を求める操作に相当することに起因するものであるが、その不確実性の高さを一般的にわかりやすく示す試みはこれまで必ずしも多く行われてきたとはいえない面がある。

そこで、前提となる生命表や出生率を確率的に変動させた場合に、将来人口推計における総人口のピーク年次がどのような分布となるかを推計し、その不確実性について評価を行った。平成 14 年推計の中位推計で総人口がピークとなる年次は 2006 年であるが、今回の確率推計を用いたシミュレーションによる総人口のピーク年次の分布は表 4 のとおりである。これによれば総人口が 2006 年にピークとなる確率は 41.1% と約 4 割でしかなく、ピーク年次を将来推計人口を用いて推定することの困難さが現れているといえよう。なお、今回のシミュレーションでは国際人口移動については確率的な仮定設定を行っていないため、国際人口移動の動向が人口のピーク年次に与える影響をも考慮した場合、ピーク年次の不確実性はさらに高いものとなる可能性があることに注意が必要である。

ピーク年	確率
2004	1.2%
2005	14.8%
2006	41.1%
2007	26.5%
2008	11.1%
2009	3.8%
2010-	1.5%
	100.0%

図 23 総人口がピークとなる年次

3. おわりに

本研究では、専門家調査による予測値の分布を用い、平成 14 年推計に確率推計を適用することにより、将来人口推計結果の評価を試みた。本研究で提案した手法は、決定論的に行われた既存の推計結果を基本としつつ、確率的な前提として各年次に対して任意の分布を設定することが可能であり、さらに、一定の時系列相関も表現することができるものである。このため、公式推計が行われた後で、その結果を中心とし、独立に専門家調査の結果を利用して比較的簡明、かつ現実的な時系列軌跡を持つ前提設定を行うことができるという利点がある。

また、本研究においては、実行したシミュレーション結果を用い、総人口や高齢化率の信頼区間の推定を行った。また、総人口のピーク年次の推定についてはその不確実性が高いことを一般的にもわかりやすく示すことができるなど、応用面での活用の可能性も明らかとなり、本研究による手法を利用して、将来人口推計結果を確率的に評価することの有用性が示されたものと考えている。

参考文献

- Inagaki, S. (2005) "Projections of the Japanese Socioeconomic Structure Using Microsimulation Model (INAHSIM)", *IPSS Discussion Paper Series*, Vol. 2005-03.
- Lee, R. and L. Carter (1992) "Modeling and Forecasting U.S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp. 659-675, September.
- Lee, R. (1998) "Probabilistic Approaches to Population Forecasting", *Population and Development Review*, Vol. 24, No. S, pp. 156-190.
- Lutz, W., W. Sanderson, and S. Scherbov (1998) "Expert-Based Probabilistic Population Projections", *Population and Development Review*, Vol. 24, No. S, pp. 139-155.
- Nelsen, R. B. (2006) *An Introduction to Copulas*: Springer.

- 石井太 (2000) 「基礎年金被保険者期間推計へのマイクロシミュレーションの応用」, 『生存科学』, 第 11B 巻, pp.23-42.
- 加藤久和 (2005) 「確率的手法に基づく出生率の将来推計」, 『政経論叢』, 第 74 巻, 第 1,2 号, pp.265-302.
- 北村智紀, 中嶋邦夫 (2004) 「2004 年厚生年金改革案のリスク分析」, 『ニッセイ基礎研究所報』, 第 32 巻, pp.1-30.
- 厚生省人口問題研究所 (1984) 『出生力の生物人口学的分析』, 厚生省人口問題研究所.
- (1990) 『家族形成モデルの開発と応用に関する研究』, 厚生省人口問題研究所.
- 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—』, (財) 厚生統計協会.
- ジェフリー S・シモノフ (1999) 『平滑化とノンパラメトリック回帰への招待』, 農林統計協会.
- 鈴木亘, 湯田道生, 川崎一泰 (2003) 「人口予測の不確実性と年金財政：モンテカルロシミュレーションを用いた人口予測の信頼区間算出と年金財政収支への影響」, 『会計検査研究』, 第 28 巻, pp.101-112.
- 戸坂凡展, 吉羽要直 (2005) 「コンピュータの金融実務での具体的な活用方法の解説」, *IMES DISCUSSION PAPER SERIES*, 第 2005-J-19 巻, pp.1-49.
- 府川哲夫 (2005) 「INAHSIM を用いた世帯の将来推計 (2004)」, 『人口学研究』, 第 36 号, pp.1-12.
- 守泉理恵 (2004) 『「少子化に関する専門家調査の分析：専門家による人口をめぐる将来予測と政策評価」 少子化の人口学』, 原書房.

II. 個別研究報告

(人口動態事象の分析と推計手法の検討)

4 出生率の動向と仮定設定：

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。

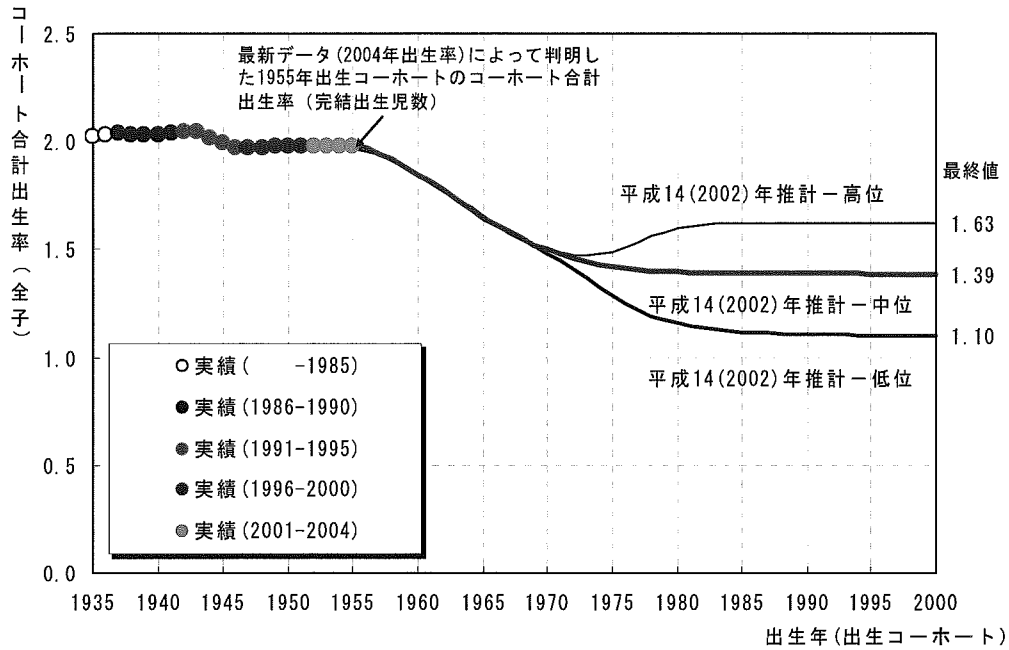
2. コーホート合計出生率（完結出生児数）

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。

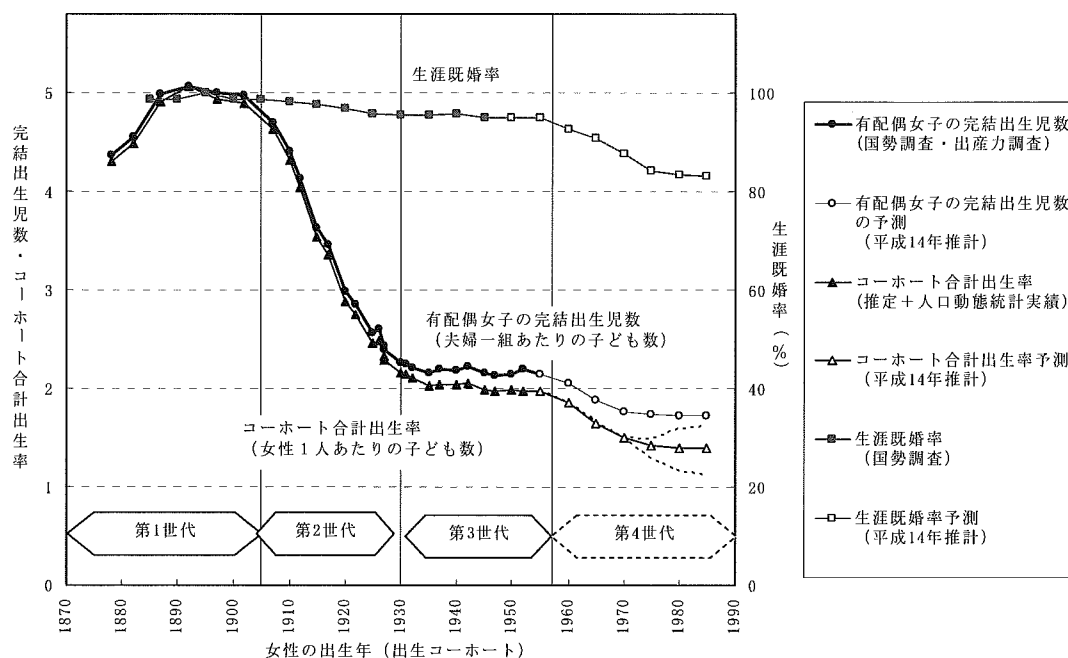
¹ 年央人口を分母にした出生率算出にあたっては、金子隆一部長および石川晃室長から協力を得た。

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



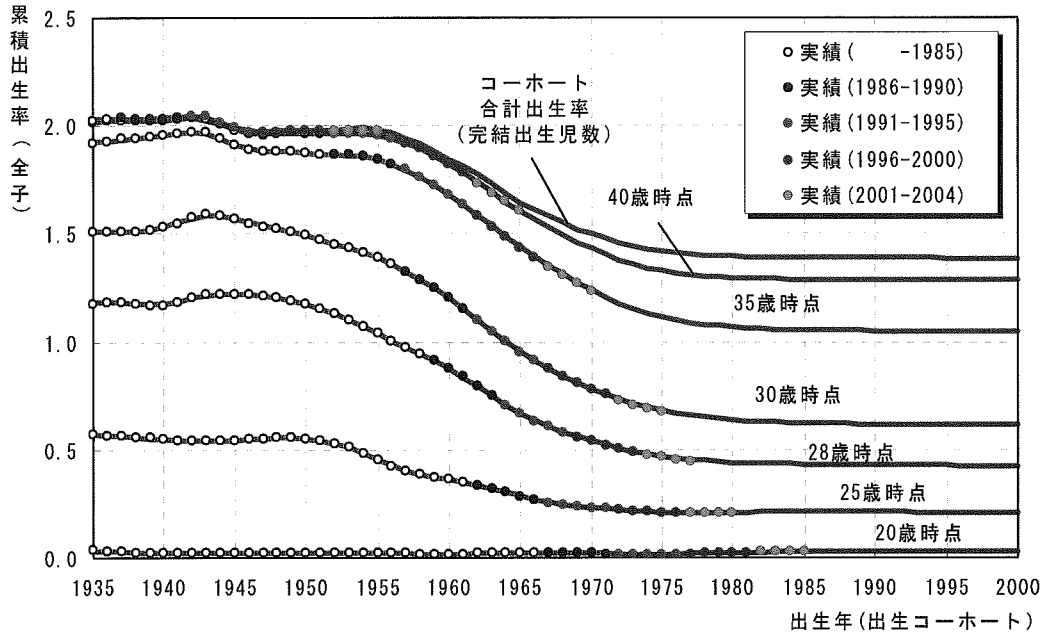
注：夫婦の完結出生児数の動向は、国勢調査および出生動向基本調査（出産力調査）により求められた数値を結んでいる。人口動態統計によって得られない1935年以前生まれのコーホート合計出生率は、夫婦の完結出生児数に生涯既婚率を乗じて算出した。夫婦の完結出生児数および世代区分については、渡邊(1981)²を参照のこと。

3. 出生過程途上の年齢累積出生率

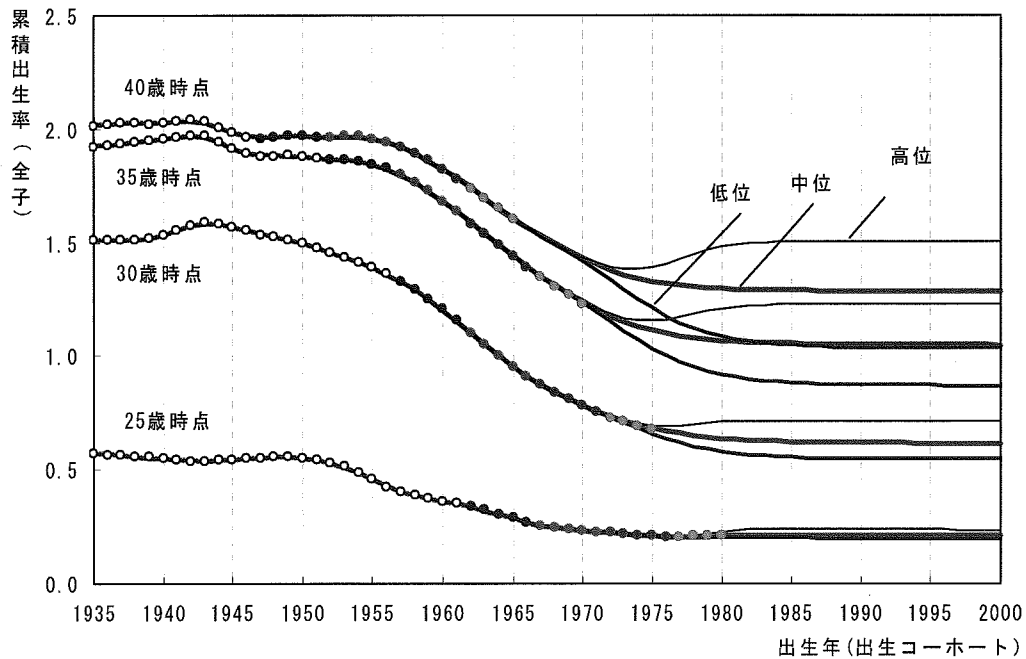
2004年時点で50歳に満たない世代については、出生過程途上の年齢累積出生率を算出して、実績と仮定値を比較することができる。2001年以降2004年までのデータが追加されることによって算出される年齢累積出生率は、概ね中位仮定の趨勢と一致している（図表3）。なお図表4には高位および低位の仮定値を併記した。現実の趨勢が将来的に高位・中位・低位のどの仮定値に近くなるかについては、1970年代生まれ以降の女性の行動に大きく依存することになるので、将来的な見通しのためには、この世代の行動を重点的にモニターする必要がある。

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、それにもなまって、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、従来世代と同程度の子どもの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。

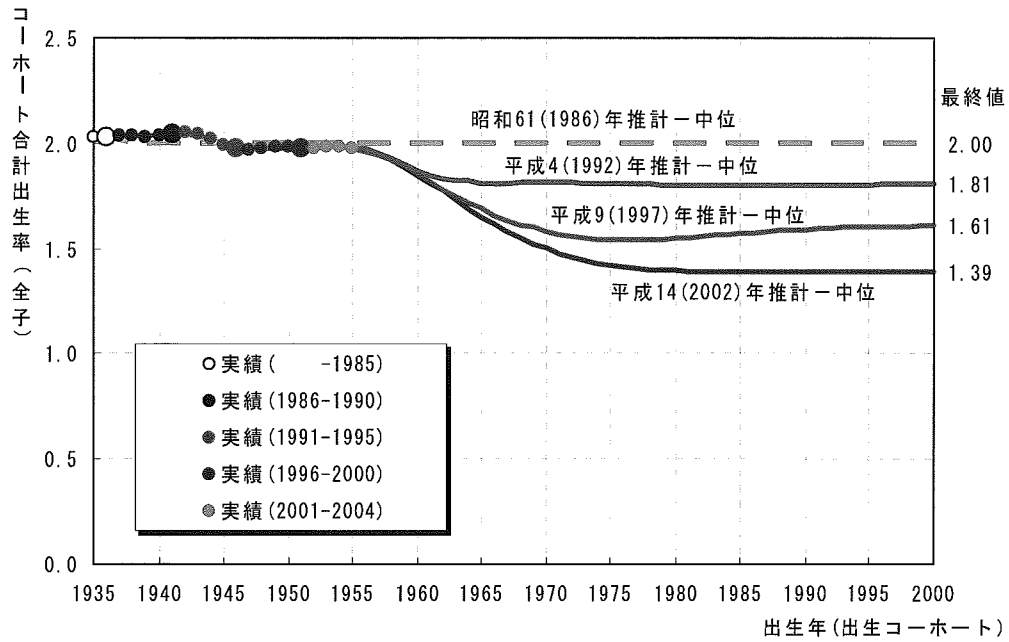
図表 6 では出生過程途上の各年齢における累積出生率を示した。35 歳時点での累積出生率仮定値が、過去 4 回の推計で大きく下方修正されている。20 代後半の出生行動をどう見るかが、将来的な出生力に大きく影響することがわかる。

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。

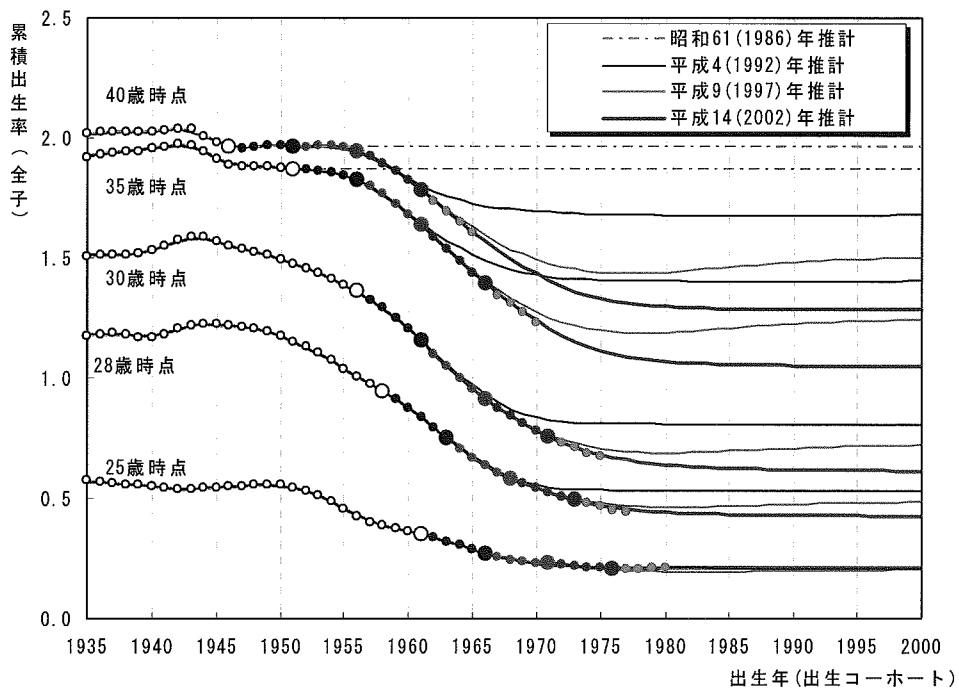
³ 夫婦の出生力低下、すなわち結婚した女性の出生行動変化の寄与については岩澤美帆(2002)「近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』第 58 巻第 3 号、pp15-44、国立社会保障・人口問題研究所、金子隆一(2004)「少子化の人口学的メカニズム」大淵寛・高橋重郷編著『少子化の人口学』原書房を参照のこと。

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)

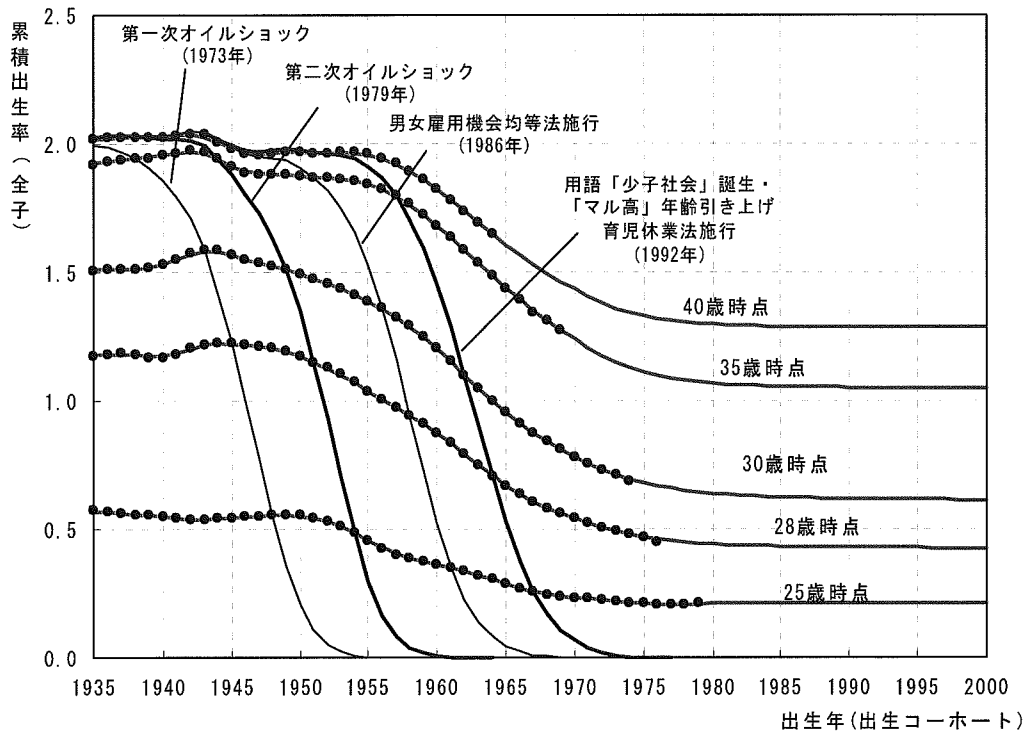
図表5 コーホート合計出生率実績値（全子）および各推計で用いられた中位仮定値



図表6 年齢累積出生率実績値および各推計で用いられた中位仮定値



図表7 コーホート指標の変化と時代背景



5. 年齢別出生率推定の評価

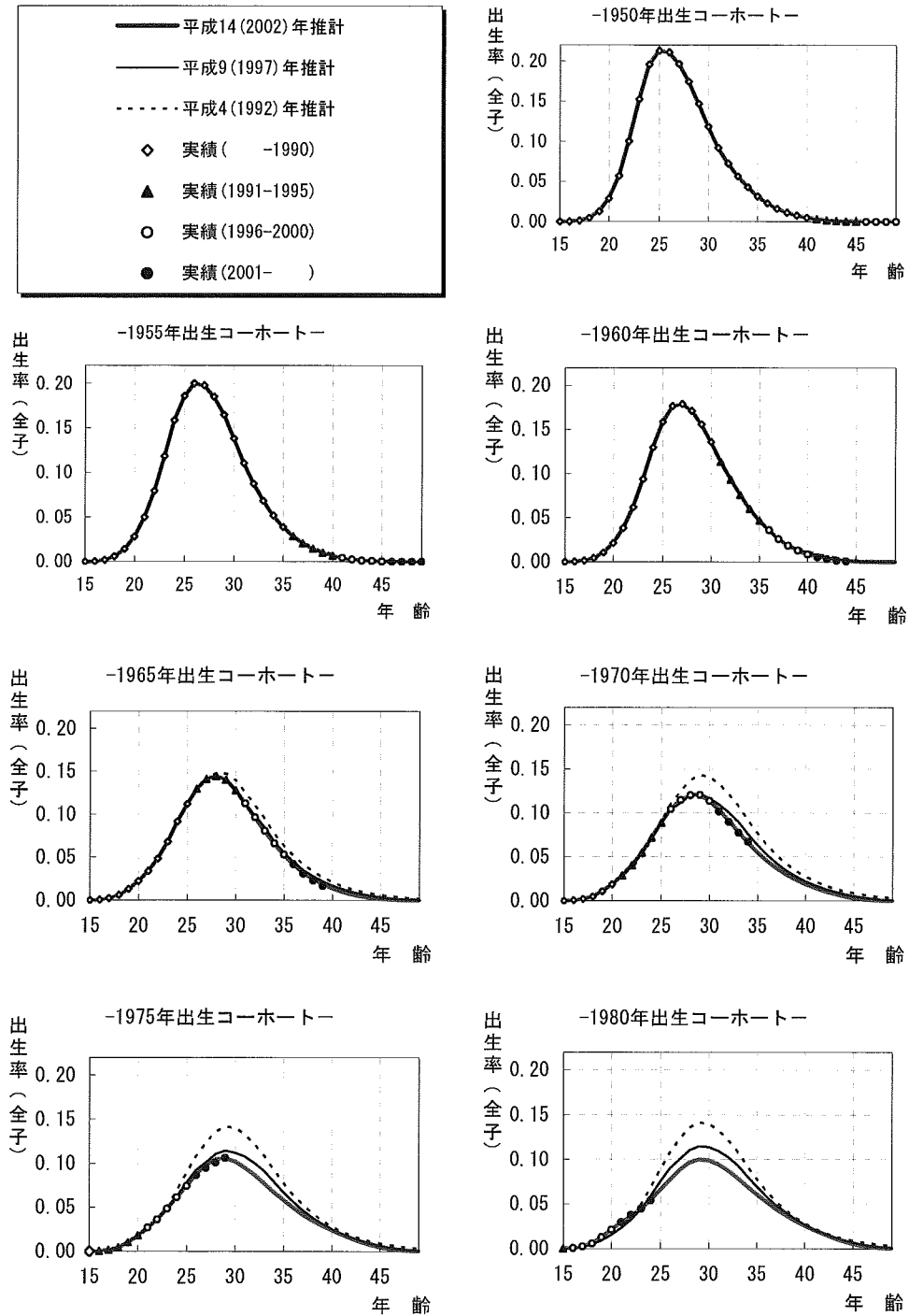
年齢別出生率の仮定値は、コーホート毎に出生順位別出生率の年齢パターンの実績部分に一般化対数ガンマ分布モデルという数理モデルを当てはめて、出生確率や平均出生年齢等を表現するパラメータを推定したのち、そのモデルによって将来値を推定してもとめている⁵。図表8は過去3回の推計における年齢別出生率の仮定値（中位推計）と現在までに得られた実績値を5年おきのコーホートごとに示したものである。実際の推定は出生順位別に行っているが、ここでは全子を合計した結果を示している。

30歳前後まで実績値がある場合、その年齢以降の実績は、ほぼ推定通りに得られており、一般化対数ガンマ分布モデルが出生率の年齢パターンの推定に適していることがわかる。しかしながら、得られている実績が25歳に満たない場合、高年齢の出生率は、その後得られた実績値と乖離が見られる。実績値が少ない場合、推定結果は目標コーホートの仮定設

⁵ 詳細については、国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口：平成14年1月推計』（2002）および社会保障審議会人口部会（編）『将来人口推計の視点：日本の将来推計人口（平成14年1月推計）とそれを巡る議論』ぎょうせい（2002）を参照。より専門的な方法論に関しては、金子隆一「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』第47巻3号, pp.3-27 (1991)、金子隆一「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻1号, pp.17-38 (1993)、Kaneko, Ryuichi (2003), "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Models The Generalized Log Gamma Distribution," Demographic Research, Vol.9-10. を参照のこと。

定に大きく依存する。推計時点で10代、あるいはまだ生まれていない世代がどのような出生行動をとると想定するかが、将来人口推計の鍵となっているのである。

図表8 コーホートの年齢別出生率：過去3回推計の仮定値と実績値



6. 他機関による人口推計における期間合計出生率の仮定値

わが国の人口の将来推計は、国立社会保障・人口問題研究所以外の研究機関や民間団体によっても行われている。必ずしも社人研推計のような、コーホートの年齢別パターンを推定する方法がとられていないので、以下では、期間 TFR のみを比較する（**図表 10～図表 13**）。なお、国連による過去の推計における出生率仮定値を**図表 14**に示した。国内機関による推計の出生率仮定値は**付表 1**を参照されたい。**図表 9**は各推計の概要である。将来の出生動向予測には不確実性がともなうが、方法やデータの違いによって将来予測にどの程度の差が現れるのかを把握することは、推計結果の解釈においても重要であると思われる。

図表 9 国内機関による人口推計（出生率仮定値）の概要

実施機関	報告書名	刊行年	基準年	推計期間	最終年次の TFR (中位)	最終年次の TFR (高位)	最終年次の TFR (低位)
国立社会保障・人口問題研究所	12 日本将来推計人口 平成14年1月推計	2002年	2000年	2001～2050年	1.38726	1.62538	1.10338
	11 日本将来推計人口 平成9年1月推計	1997年	1995年	1996～2050年	1.60960	1.85367	1.38066
	10 日本将来推計人口 平成4年9月推計	1992年	1990年	1991～2025年	1.80000	2.09000	1.45000
	日本将来推計人口 平成3年6月暫定推計	1991年	1990年	1991～2025年	1.85000	2.09000	1.57000
	9 日本将来推計人口 昭和61年12月推計	1987年	1985年	1985～2025年	2.00000	2.15000	1.85000
	8 日本将来推計人口 昭和56年11月推計	1981年	1980年	1980～2080年	2.08954	2.27127	1.72606
	7 日本将来推計人口 昭和51年11月推計	1976年	1975年	1975～2050年	2.10000	2.15000	2.05000
	6 日本将来推計人口 昭和50年2月推計	1975年	1975年	1970～2000年	2.20000		
	全国男女年齢別将来推計人口 昭和44年推計の暫定修正値	1974年	1970年	1971～1990年	-	-	-
	5 全国男女年齢別将来推計人口 昭和44年8月推計	1969年	1965年	1965～1985年	2.23115	2.43535	2.02690
	4 男女年齢別将来推計人口 昭和39年6月1日推計	1964年	1955年	1955～1975年	1.83170		
	3 男女年齢別推計人口 昭和35年6月1日推計	1960年	1955年	1956～1970年	1.77715	1.95000	1.60000
2 男女年齢別推計人口 昭和32年5月1日推計	1957年	1955年	1955～1965年	1.60000 (1962年到達)	1.60000 (1965年到達)	1.60000 (1960年到達)	
1 推計将来人口	1955年	1950年	1950～1965年	1.60000 (1962年到達)	1.60000 (1965年到達)	1.60000 (1960年到達)	
日本大学人口研究所	「人口・経済・社会保障モデルによる長期展望－人的資本に基づくアプローチ－」	2003年		2000～2025年	1.24100		
	「人口・経済・社会保障モデルによる長期展望－人的資本に基づくアプローチ－」	2002年		2000～2025年	1.24100		
	「超低出生社会における統合モデルに基づく医療分析」報告書	1993年		1990～2025年	1.69600		
	「世帯変動から見た医療分析モデル」報告書	1990年		1990～2025年	1.71700		
	「人口・経済・医療モデルに基づく長期展望－フェイズⅢ」報告書	1988年		1985～2025年	1.80800		
	「人口・経済・医療モデルに基づく長期展望－フェイズⅡ」中間報告書	1986年		1985～2025年	1.82500		
	「人口・経済・医療モデルに基づく長期展望－フェイズⅡ」中間報告書	1985年		1985～2025年	1.70400		
	「人口・経済・医療モデルに基づく長期展望」調査報告書	1984年		1982～2000年	1.73900		
「日本大学人口研究所人口推計－人口・経済モデルに基づく21世紀への展望－」	1982年		1980～2025年	1.70400	1.803	1.505	
「日本の将来人口に関するモデル推計」報告書の総合研究:21世紀日本の針路 将来人口部会報告書	1980年		1975～2025年	1.65000	1.80	1.50	
NIRA	「少子化・高齢化の経済効果と経済から人口動態への影響」	1988年		1996～2100年	1.53300		
	「わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究」	1994年		1975～2025年	1.30000		
電力中央研究所	「人口予測モデルの開発と将来人口予測」	1994年		1990～2020年	1.38000	1.52	1.23
アラカース・ラボ	「日本の将来推計人口（2001年12月推計）」	2001年	2000年	2005～2100年	1.14000		