

図 12 シミュレーション結果 (2050 年) との比較 (TFR)

パラメータに着目し、そのパラメータのあてはめに関する不確実性のみから設定されており、モデル選択や構造的変化などに関する不確実性は対象とされていないものである。一方で、有識者調査による平均寿命の分布は、特定の不確実性の発生源に着目しているわけではないため、その幅が平成 18 年 12 月推計の高位・低位の幅よりも広いものとなったと考えられる。

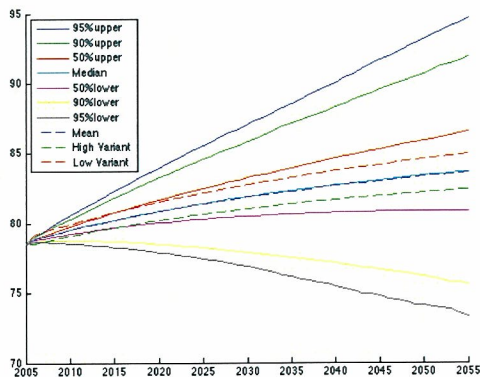


図 13 各年における平均寿命  $e_0$  の信頼区間等 (男)

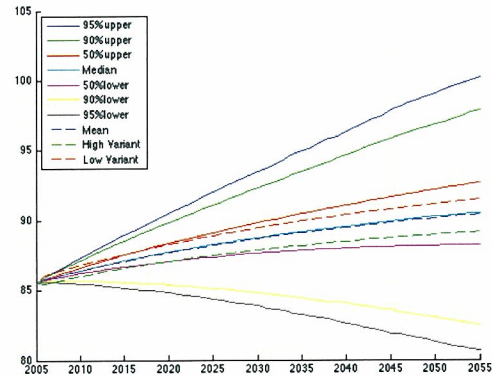


図 14 各年における平均寿命  $e_0$  の信頼区間等 (女)

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。

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。また、平成

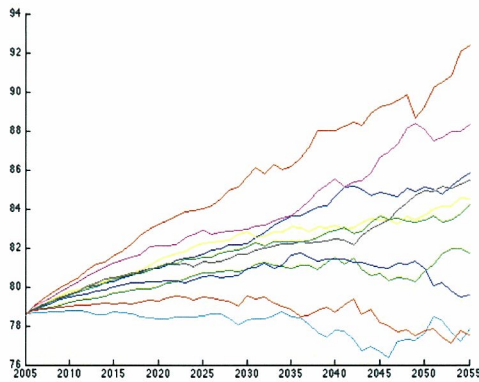


図 15 平均寿命  $e_0$  の軌跡 (男)

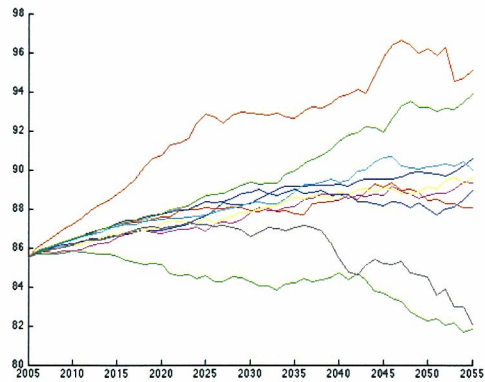


図 16 平均寿命  $e_0$  の軌跡 (女)

18年12月推計との比較のため、出生高位・出生低位推計によるTFRの仮定値も同時に示した。

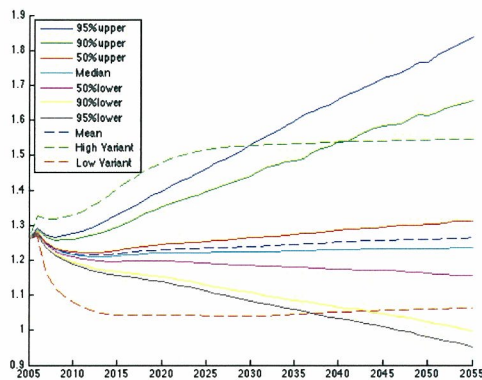


図 17 各年におけるTFRの信頼区間等

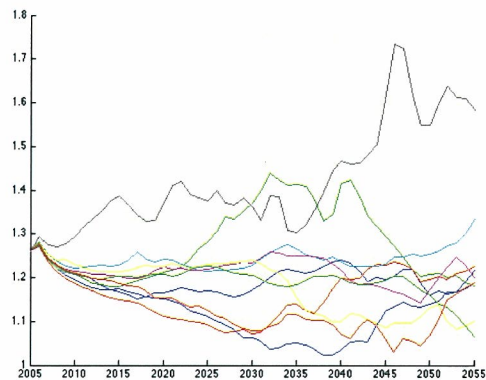


図 18 合計特殊出生率の軌跡

2055年における合計特殊出生率の信頼区間は、50%信頼区間が $[1.15, 1.31]$ と0.16の幅、95%信頼区間が $[0.95, 1.84]$ と0.89の幅となっている。平成18年12月推計における2055年における低位推計、高位推計のTFRがそれぞれ1.06、1.55と0.49の幅であることから、この幅は50%信頼区間の幅よりは大きく、95%信頼区間の幅よりは小さいものとなっていることが分かる。

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18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。

## 2.2 総人口・年齢別人口割合の推計結果

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。まず、総人口と年齢別人口割合について、5年毎の50%、90%、95%信頼区間、中央値及び分布の標準偏差・変動係数を出生中位・死亡中位推計結果と比較したものが図19である。総人口については、グラフを図20に示している。

		2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055
総人口(万人)	出生中位・死亡中位結果	12,777	12,718	12,543	12,273	11,927	11,522	11,068	10,569	10,044	9,515	8,993
	95%上限	12,777	12,737	12,611	12,417	12,167	11,876	11,548	11,180	10,794	10,387	10,002
	90%上限	12,777	12,733	12,598	12,390	12,122	11,808	11,455	11,061	10,636	10,215	9,799
	50%上限	12,777	12,723	12,562	12,315	11,996	11,624	11,205	10,746	10,258	9,767	9,280
	中央値	12,777	12,717	12,542	12,272	11,925	11,521	11,065	10,566	10,041	9,511	8,987
	50%下限	12,777	12,712	12,523	12,232	11,858	11,420	10,932	10,399	9,841	9,278	8,724
	90%下限	12,777	12,704	12,491	12,162	11,741	11,254	10,710	10,127	9,518	8,915	8,311
	95%下限	12,777	12,700	12,477	12,135	11,699	11,188	10,627	10,023	9,401	8,775	8,160
	標準偏差	0	9	33	70	118	172	231	291	349	407	466
	変動係数	0.000	0.001	0.003	0.006	0.010	0.015	0.021	0.027	0.035	0.043	0.052
	年少人口割合 (14歳以下割合)	出生中位・死亡中位結果	0.138	0.130	0.118	0.108	0.100	0.097	0.095	0.093	0.090	0.086
95%上限		0.138	0.130	0.121	0.114	0.110	0.109	0.111	0.112	0.113	0.112	0.112
90%上限		0.138	0.130	0.120	0.112	0.107	0.106	0.107	0.107	0.106	0.105	0.105
50%上限		0.138	0.130	0.119	0.108	0.101	0.098	0.097	0.096	0.093	0.090	0.088
中央値		0.138	0.130	0.118	0.107	0.100	0.096	0.094	0.092	0.089	0.085	0.082
50%下限		0.138	0.129	0.118	0.106	0.098	0.094	0.091	0.089	0.085	0.080	0.077
90%下限		0.138	0.129	0.117	0.105	0.096	0.090	0.087	0.083	0.078	0.073	0.068
95%下限		0.138	0.129	0.117	0.104	0.095	0.089	0.085	0.081	0.076	0.071	0.066
標準偏差		0.000	0.000	0.001	0.002	0.004	0.005	0.006	0.007	0.009	0.010	0.011
変動係数		0.000	0.002	0.009	0.021	0.035	0.049	0.063	0.078	0.095	0.113	0.133
生産年齢人口割合 (15～64歳割合)		出生中位・死亡中位結果	0.661	0.639	0.612	0.600	0.595	0.585	0.568	0.542	0.528	0.518
	95%上限	0.661	0.640	0.615	0.605	0.603	0.597	0.584	0.562	0.551	0.545	0.543
	90%上限	0.661	0.640	0.614	0.604	0.602	0.594	0.581	0.558	0.546	0.540	0.536
	50%上限	0.661	0.639	0.613	0.601	0.597	0.589	0.573	0.548	0.534	0.526	0.520
	中央値	0.661	0.639	0.612	0.600	0.595	0.585	0.568	0.542	0.527	0.517	0.510
	50%下限	0.661	0.639	0.612	0.598	0.592	0.581	0.563	0.536	0.520	0.508	0.499
	90%下限	0.661	0.639	0.610	0.595	0.588	0.574	0.554	0.525	0.506	0.492	0.479
	95%下限	0.661	0.638	0.610	0.594	0.586	0.572	0.551	0.520	0.500	0.484	0.471
	平均値	0.661	0.639	0.612	0.600	0.595	0.585	0.568	0.542	0.527	0.517	0.509
	標準偏差	0.000	0.000	0.001	0.003	0.004	0.006	0.008	0.010	0.013	0.015	0.018
	変動係数	0.000	0.001	0.002	0.004	0.007	0.011	0.015	0.019	0.024	0.029	0.035
老年人口割合 (65歳以上割合)	出生中位・死亡中位結果	0.202	0.231	0.269	0.292	0.305	0.318	0.337	0.365	0.382	0.396	0.405
	95%上限	0.202	0.232	0.272	0.298	0.315	0.333	0.358	0.392	0.416	0.437	0.455
	90%上限	0.202	0.232	0.271	0.297	0.313	0.330	0.353	0.386	0.410	0.430	0.446
	50%上限	0.202	0.231	0.270	0.294	0.308	0.323	0.343	0.373	0.393	0.408	0.421
	中央値	0.202	0.231	0.269	0.293	0.305	0.318	0.337	0.365	0.383	0.397	0.407
	50%下限	0.202	0.231	0.269	0.291	0.302	0.314	0.331	0.358	0.374	0.385	0.393
	90%下限	0.202	0.231	0.267	0.288	0.297	0.307	0.321	0.345	0.358	0.366	0.371
	95%下限	0.202	0.231	0.267	0.287	0.295	0.305	0.318	0.340	0.353	0.359	0.362
	平均値	0.202	0.231	0.269	0.293	0.305	0.319	0.337	0.365	0.384	0.397	0.407
	標準偏差	0.000	0.000	0.001	0.003	0.005	0.007	0.010	0.013	0.016	0.019	0.023
	変動係数	0.000	0.001	0.005	0.009	0.016	0.022	0.029	0.035	0.041	0.049	0.057

図19 総人口・年齢別人口割合の推計結果

これによれば、2055年における総人口の50%信頼区間は[8724万人,9280万人]、95%信頼区間は[8160万人,10002万人]となっている。このシミュレーションにおける前提の設定と、平成18年12月推計における前提の設定は考え方が異なることから単純な比較はできないものの、平成18年12月推計において、最も総人口が大きくなる出生高

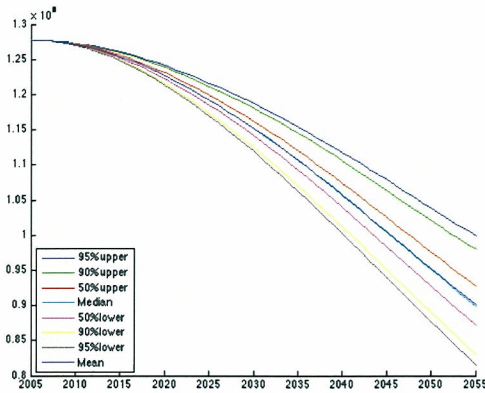


図 20 総人口の推計結果の信頼区間

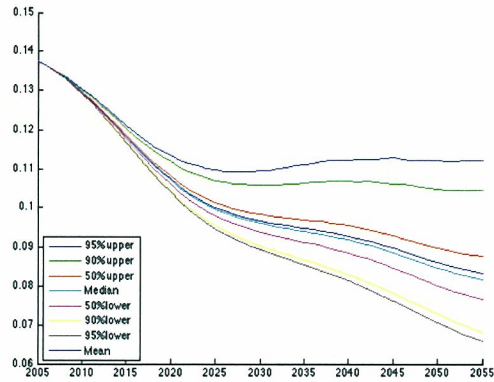


図 21 年少人口割合の推計結果の信頼区間

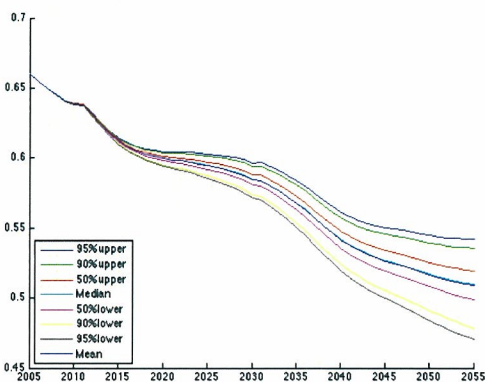


図 22 生産年齢人口割合の推計結果の信頼区間

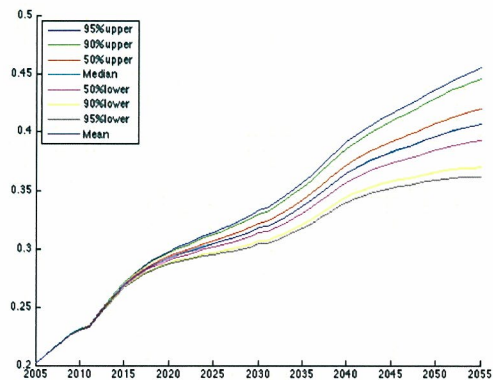


図 23 老年人口割合（高齢化率）の推計結果の信頼区間

位・死亡低位による 2055 年における総人口は 9952 万人、最も総人口が小さくなる出生低位・死亡高位による総人口は 8238 万人となっており、この幅は 50% 信頼区間よりは大きいものの、95% 信頼区間よりは小さいものとなっている。また、変動係数を見ると、2030 年では 1.5% であるのに対して、2055 年は 5.2% となっており、推計期間後半で不確実性が増大していることが分かる。

一方、年齢別人口割合はそれぞれ様相が異なっている。まず、年少人口割合についてみると、2055 年における年少人口割合の 50% 信頼区間は [7.7%,8.8%]、95% 信頼区間は [6.6%,11.2%] となっている。平成 18 年 12 月推計において、最も年少人口割合が高くなる出生高位・死亡高位による 2055 年における年少人口割合は 11.0% と 95% 信頼区間の中にあるが、最も低くなる出生低位・死亡低位による年少人口割合は 6.4% となっており、95% 信頼区間の下限を下回った。変動係数を見ると、2030 年では 4.9% であるのに対し

て、2055 年は 13.3% となっており、不確実性が高いことが分かる。

生産年齢人口割合については、これらの 3 区分の中では最も安定した結果といえる。2055 年での 50% 信頼区間は [49.9%,52.0%]、95% 信頼区間は [47.1%,54.3%]、変動係数では 3.5% である。一方、平成 18 年 12 月推計において、最も生産年齢人口割合が高くなる出生高位・死亡高位による 2055 年の生産年齢人口割合は 52.7%、最も低くなる出生低位・死亡低位による生産年齢人口割合は 49.2% となっている。

高齢化率を示す老年人口割合については、年少人口割合ほどではないものの生産年齢人口割合に比べると不確実性は大きいといえる。2055 年における老年人口割合の 50% 信頼区間は [39.3%,42.1%]、95% 信頼区間は [36.2%,45.5%] となっている。平成 18 年 12 月推計において、最も老年人口割合が高くなる出生低位・死亡低位による 2055 年における老年人口割合は 44.4%、最も低くなる出生高位・死亡高位による老年人口割合は 36.3% となっており、この幅は 50% 信頼区間よりは広いが、95% 信頼区間よりは狭いものとなっている。変動係数を見ると、2030 年では 2.2% であるのに対して、2055 年は 5.7% となっている。

これらの結果から分かるように、将来人口推計結果の不確実性は、対象とする人口変数や、年齢階級、年次によって異なった様相を見せており、確率推計による不確実性の評価を参考にすることにより、推計結果の活用に対する見方が広がるといえよう。

### 3. 高齢化率の不確実性への応用

人口統計では、通常、65 歳以上を高齢者と取り扱って高齢化率などを算出している。しかしながら、わが国の平均寿命の伸長を考えた場合、65 歳という年齢が持つライフサイクルの中における位置づけは必ずしも同じものとはいえない面がある。このような問題に対し、生命表上の平均余命が等しくなる年齢を等価と考える方法や、労働期間・退職期間の生存年数の関係を考慮して等価となる年齢を考える方法など、ライフサイクルにおいて等価となる年齢を位置づける「等価退職年齢」などの概念が研究されてきている(花田・府川 1990)。このような指標の一つとして、各年次ごとに生命表上の生存年数の一定割合が経過する年齢を絶対的な指標と考えて、年次間で比較する方法が考えられる。平均寿命  $e_0$  は、生命表上において出生する  $l_0$  人の者の総生存年数(定常人口)  $T_0$  の一人当たり平均値として、すなわち、 $e_0 = T_0/l_0$  として計算される。そこで、この総生存年数を十等分する年齢  $x$ 、すなわち、

$$\frac{T_x}{T_0} = 1 - \frac{n}{10} \quad (n = 1, \dots, 9)$$

を満たす  $x$  を「生存年数十分位年齢」と呼んで、異時点間の年齢比較のための指標として分析に用いることが可能である。

生存年数十分位年齢を、実績の生命表及び平成 18 年 12 月推計における将来生命表(死

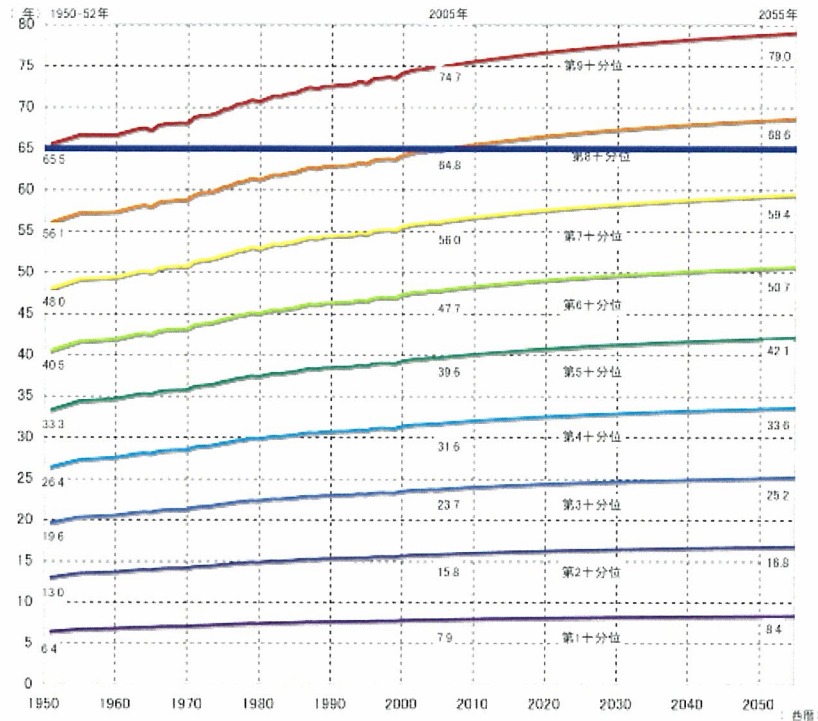


図 24 生存年数十分位年齢の推移と見通し（死亡中位・男性）

亡中位) を用いて計算したものが図 24、図 25 である。これをみると、男性では、およそ 50 年前である 1950-52 年には、生存年数第 9 十分位年齢が 65.5 歳とほぼ 65 歳程度であった。ところが、2005 年ではこれが 74.7 歳まで上昇している一方、第 8 十分位が代わって 64.8 歳とおおよそ 65 歳の水準に到達している。そして、2055 年においては、第 8 十分位は 68.6 歳に達する。

女性では近年、高齢死亡率の改善が著しいことから、このような位置づけの変化もより大きいものとなっている。1950-52 年には、第 9 十分位は 68.5 歳でやや 65 歳を上回る程度であったが、2005 年では 80.0 歳まで到達している。さらに第 8 十分位についても、1980 年前後に 65 歳を超え、現在では 69.9 歳に到達している。そして、2055 年には第 7 十分位が 63.9 歳にまで到達すると見込まれる。このように、同じ 65 歳といっても、過去・現在・将来における各時点において、ライフサイクルの中での位置づけが大きく変化していることがこの指標を通じて理解される。

これらのうち、特に高齢部分に関連する第 7~9 十分位年齢について、さらに、将来生命表を中位・高位・低位と変えてみた場合の見通しを示したものが、図 26、図 27 である。これによれば、2055 年の男性についてみると、第 7 十分位年齢は中位で 59.4 歳、高位で 58.6 歳、低位で 60.3 歳、第 8 十分位年齢は中位で 68.6 歳、高位で 67.7 歳、低位で 69.6 歳、第 9 十分位年齢は中位で 79.0 歳、高位で 78.0 歳、低位で 80.1 歳となる。一方、女性では、第 7 十分位年齢は中位で 63.9 歳、高位で 63.1 歳、低位で 64.7 歳、第 8 十分位年齢

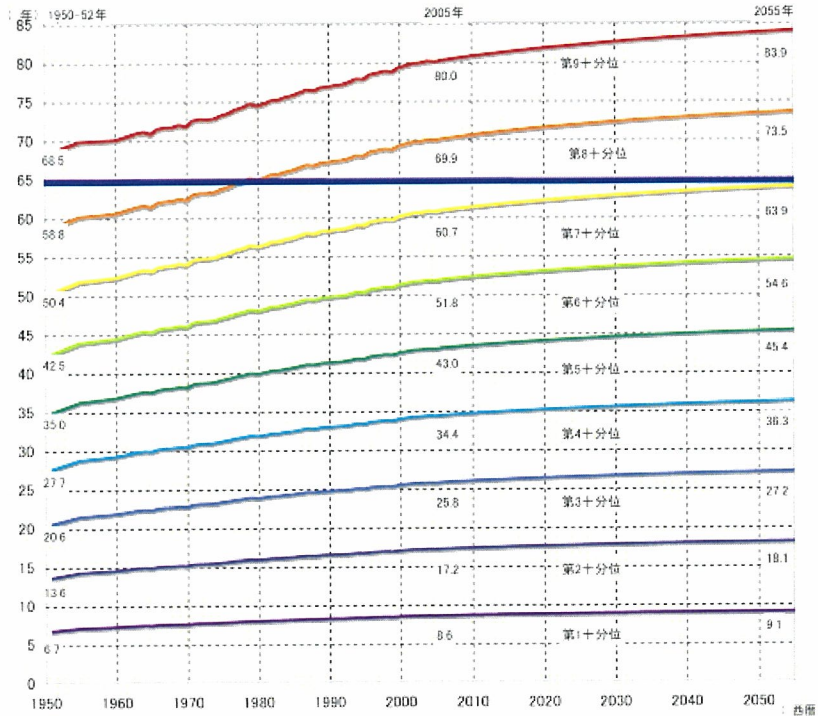


図 25 生存年数十分位年齢の推移と見通し（死亡中位・女性）

は中位で 73.5 歳、高位で 72.6 歳、低位で 74.4 歳、第 9 十分位年齢は中位で 83.9 歳、高位で 83.0 歳、低位で 84.9 歳となる。2005 年の男性の第 8 十分位年齢が 64.8 歳と概ね 65 歳であったことを考えると、第 8 十分位年齢は今後 50 年間に上昇していくものの、将来生命表の仮定により 67.7~69.6 歳という幅を持つこととなる。このように、死亡率の不確実性は、ライフサイクルにおける年齢の位置づけについても大きな影響を与えていることがわかる。

さて、この指標を用い、ある「生存年数十分位年齢」以上の者を「高齢者」と考えて高齢者割合を捉え直すと異なった見方が可能となる。これを平成 18 年 12 月推計の出生中位・死亡中位仮定に基づいて計算してみたものが図 28 である。これを見ると、通常用いられる 65 歳以上人口割合は、1950-52 年には第 9 十分位年齢以上人口割合の水準に近かった。しかしながら、その割合は急速に上昇し、2005 年現在では第 8 十分位年齢以上人口割合を上回っている。そして、さらに 2055 年時点では、第 7 十分位年齢以上人口割合の水準に近づいていくことが見込まれる。

将来人口推計の結果として、今後急速に高齢化が進行し、2055 年には出生中位・死亡中位仮定の下で高齢化率が 2005 年の 20.2% のおおよそ 2 倍である 40.5% まで上昇し、4 割を超えるという点が注目されることが多い。しかしながら、これはあくまで 65 歳という年齢を固定して高齢化率を捉えたものであり、65 歳という年齢のライフサイクルにおける位置づけの変化は反映されていない。例えば、生存年数第 8 十分位年齢以上人口割合

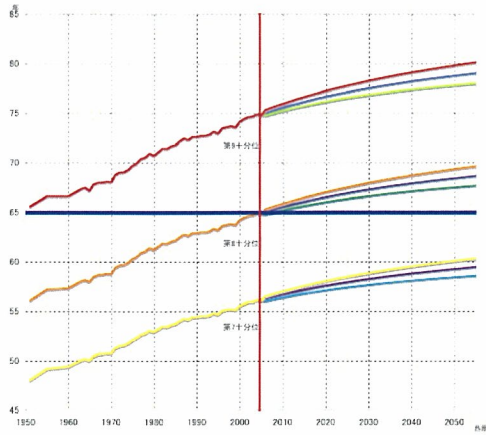


図 26 第 7～9 十分位の  
推移と見通し（死亡中位・  
高位・低位、男性）

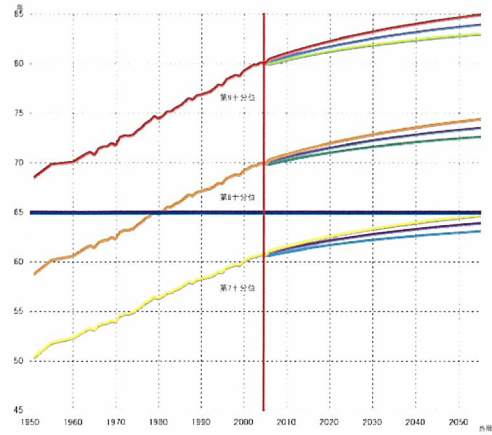


図 27 第 7～9 十分位の  
推移と見通し（死亡中位・  
高位・低位、女性）

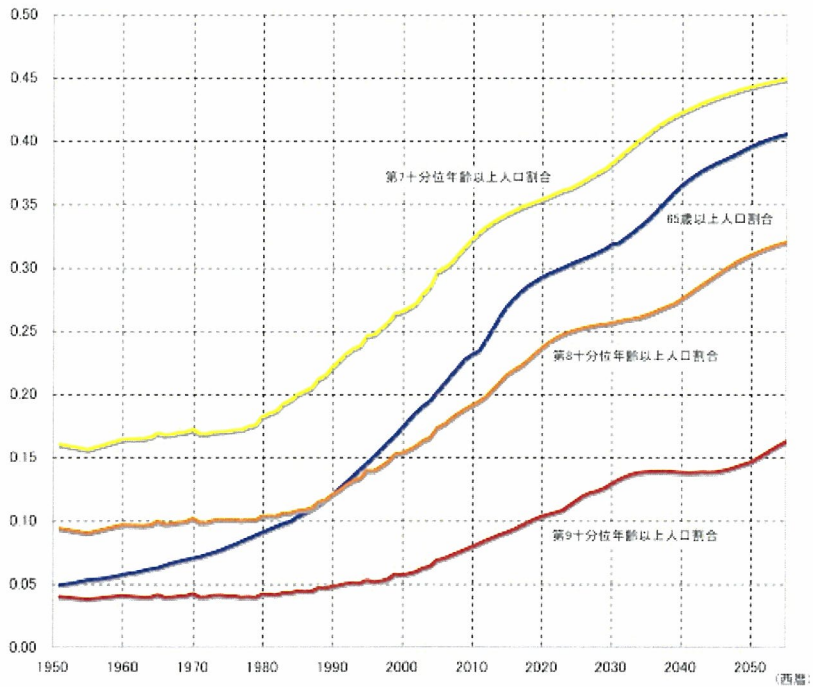


図 28 高齢者割合の推移と見通し（死亡中位）

を見てみると、2005 年の 17.4% から 2055 年に 32.0% までの上昇であり、そのスピードはやや遅いものとなる。このように、労働可能期間の増加などライフサイクルの変化を反映して高齢となる年齢を捉え直せば、高齢化のスピードも異なる見方ができるのである。

ところで、この生存年数十分位年齢で見るライフサイクルの変化は、基礎とする生命表に影響を受けるものである。そこで、同様の見通しについて死亡仮定の変動による影響を



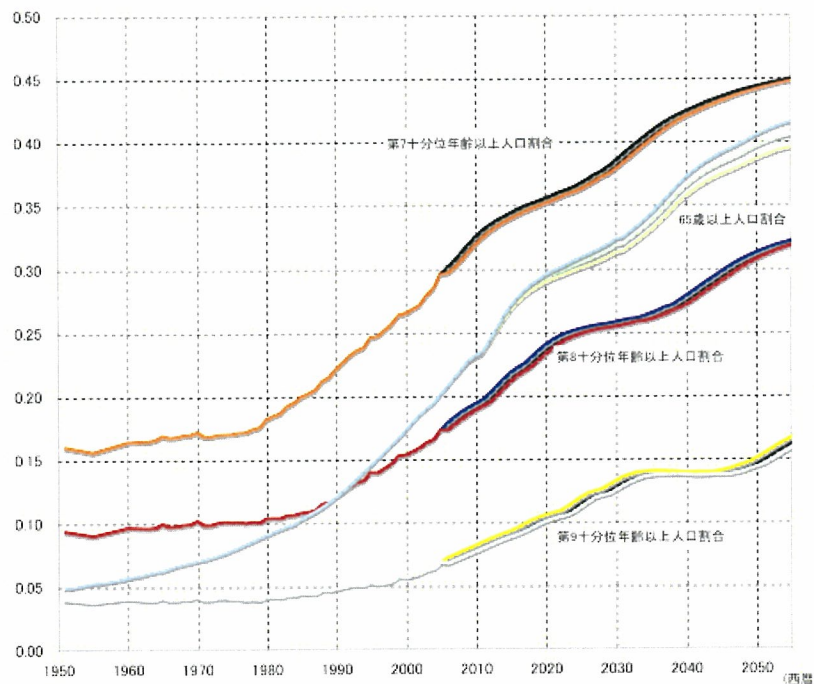


図 29 高齢者割合の推移と見通し（死亡中位・高位・低位）

見るため、出生中位仮定の下で、死亡中位・高位・低位に基づく3通りの推計結果を見てみたものが図 29 である。これによれば、2055 年における 65 歳以上人口割合は、死亡水準の変化に応じて 39.5%~41.6% という幅を持つものとなっているが、第 7~9 十分位年齢以上人口割合についてはその差がほとんど見られない。

このように、死亡仮定の不確実性に対し、年齢を固定して定義している 65 歳以上人口割合ではその結果も変動するものとなり、幅を持って見る必要があるが、平均寿命の延伸に対応して高齢者の対象を変化させる第 7~9 十分位年齢以上人口割合は、結果の不確実性の幅を小さくすることが可能となっている。そこで、さらに前章において実行した確率推計において両者を比較してみることとしよう。

第 8 十分位年齢以上割合と 65 歳以上人口割合の確率推計による結果を示したものが図 30 である。これによると、65 歳以上人口割合は推計期間の後半に近づくにつれて幅が大きくなっていくのに対し、第 8 十分位年齢以上割合では当初は幅が大きいものの、後半においてはそれほど拡大していないように見える。そこで、95%、50% 信頼区間の幅を示したものが、図 31、図 32 であるが、これによれば、第 8 十分位年齢以上割合については 2040 年以降においては信頼区間の幅はほとんど広がっていないことがわかる。これは、今回の推計では、毎年次確率的に発生させた生命表を用いて生存年数十分位年齢を設定しているため、推計前半においては第 8 十分位年齢以上割合の変動幅が大きいものとなっているが、推計後半においてはライフサイクルの変化に対応して高齢者割合が定義される

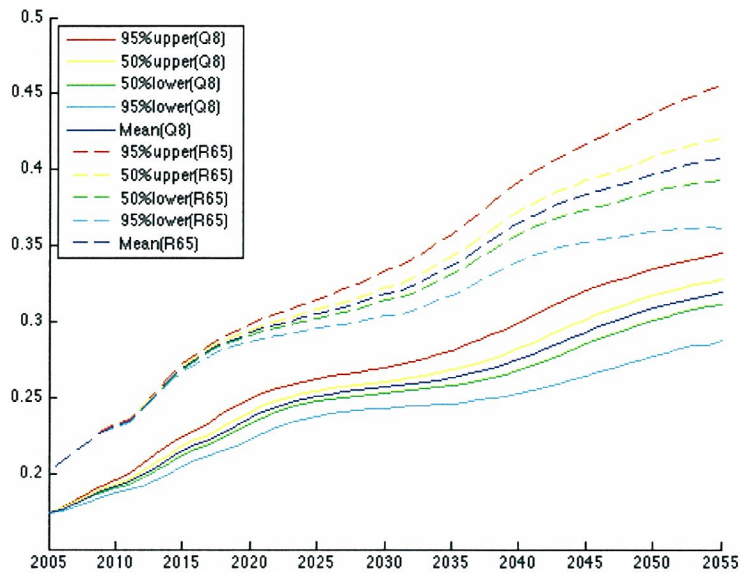


図 30 高齢者割合の推移と見通し（確率推計）

こととなるため、前提の変動による結果の不確実性の増大が少ないものとなったと考えられる。

		2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055
生存年数第8十分位年齢以上割合	95%上限(A)	0.174	0.195	0.224	0.249	0.262	0.270	0.281	0.299	0.320	0.334	0.345
	50%上限(B)	0.174	0.192	0.218	0.240	0.254	0.260	0.268	0.282	0.301	0.317	0.328
	50%下限(C)	0.174	0.190	0.212	0.233	0.247	0.253	0.258	0.268	0.285	0.301	0.311
	95%下限(D)	0.174	0.187	0.204	0.222	0.238	0.243	0.246	0.253	0.264	0.278	0.288
65歳以上割合	95%上限(E)	0.202	0.232	0.272	0.298	0.315	0.333	0.358	0.392	0.416	0.437	0.455
	50%上限(F)	0.202	0.231	0.270	0.294	0.308	0.323	0.343	0.373	0.393	0.408	0.421
	50%下限(G)	0.202	0.231	0.269	0.291	0.302	0.314	0.331	0.358	0.374	0.385	0.393
	95%下限(H)	0.202	0.231	0.267	0.287	0.295	0.305	0.318	0.340	0.353	0.359	0.362
生存年数第8十分位年齢以上割合	95%区間の幅(A)-(D)	0.000	0.008	0.020	0.027	0.024	0.027	0.035	0.046	0.056	0.057	0.057
	50%区間の幅(B)-(C)	0.000	0.002	0.006	0.007	0.007	0.008	0.010	0.014	0.016	0.016	0.016
65歳以上割合	95%区間の幅(E)-(H)	0.000	0.001	0.005	0.011	0.019	0.029	0.040	0.052	0.064	0.078	0.084
	50%区間の幅(F)-(G)	0.000	0.000	0.001	0.003	0.006	0.008	0.011	0.015	0.019	0.023	0.027

図 31 高齢者割合の信頼区間（確率推計）

平均寿命の伸長は、特定年齢のライフサイクルにおける位置づけを変化させる。そして、高齢化というマクロ的な事象は、このようなライフサイクルの変化というミクロ的なダイナミクスを併せてみることにより、また違った角度から捉えることが可能となるのである。

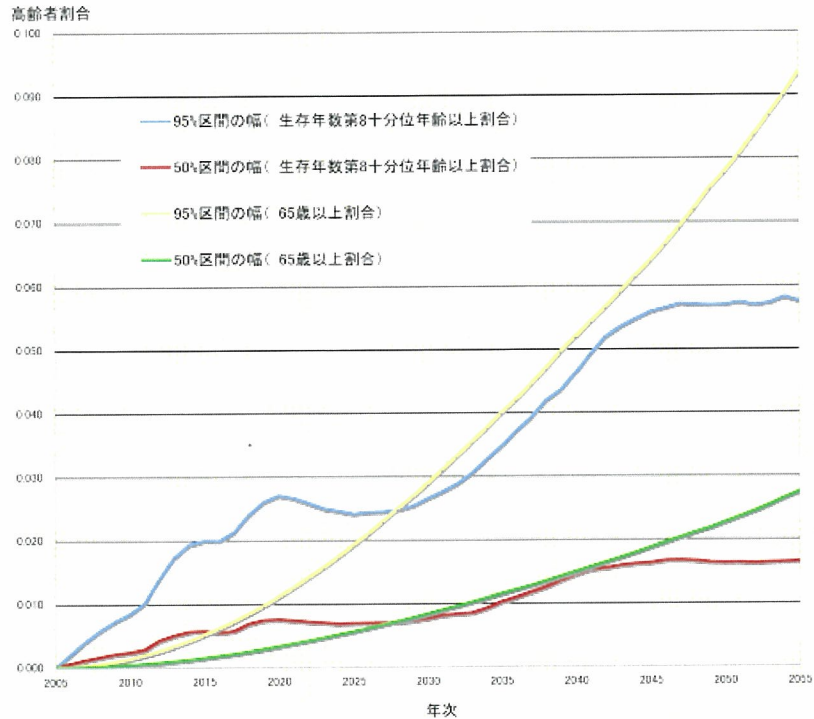


図 32 高齢者割合の信頼区間の幅（確率推計）

## おわりに

本研究では、有識者調査による予測値の分布を用い、平成 18 年 12 月推計に確率推計を適用する検討を行い、実行したシミュレーション結果を用いて、総人口、年齢別構成割合等の信頼区間の推定を行った。これらの結果によれば、将来人口推計結果の不確実性は年齢・年次によって異なった様相を見せており、確率推計による不確実性の評価を参考にすることによって、推計結果の活用に対する見方が広がることが示された。

また、生存年数十分位年齢を用いた高齢者の定義を用いて、平均寿命の伸長に対応した高齢化率を考察し、平成 18 年 12 月推計での見通しを評価した。さらに、これに確率推計によるシミュレーション結果を組み合わせることにより、死亡仮定の不確実性が通常の高齢化率と生存年数十分位年齢を用いた高齢化率の変動に与える影響の違いが明らかとなった。

## 参考文献

花田恭，府川哲夫(1990)「死亡率の低下によるライフ・サイクルの変化-生命表から得られる各種の指標-」，『ライフ・スパン』，第 10 巻。

- 石井太 (2006) 「確率推計による将来人口推計の不確実性の評価について」, 『人口問題研究』, 第 62 卷, 第 3 号, pp.1-20.
- 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.
- 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.

## 4 出生率仮定値の事後評価から試みる不確実性の分析

岩澤 美帆

### 1. はじめに

公的推計として用いられる将来推計人口は、概して蓋然性の高い将来予測としてユーザーに使用されることが多い。一方、実際の推計作業では、推計担当者の主観を排し、客観的事実にのみ基づく科学性を追及する結果、最新の人口動態の動向を将来に延長投影する方法がとられている。したがって、推計時にまったく痕跡のなかった変化が将来生じれば（あるいは、推計結果を知ること、社会システムや人々の行動が変化すれば）、推計結果と実態には必ず乖離が生じてくる。こうした乖離は将来に関する不確実性に基づくものであり、この不確実性そのものを減耗させることは容易ではない。しかし不確実性の範囲を事前に把握できれば、推計の有効性は大いに増すと考えられる。かつて、キーフィッツは、過去の予測値とその後判明した実績値との対応関係を観察することにより、将来の予測値の「精度」を測定することを試みている(Keyfitz 1981)。本研究も、基本的にはこの考え方にちなみ、推計における不確実性の範囲を定量化することを試みるものであるが、ここでは、人口推計の結果として得られる将来人口ではなく、出生率の仮定値に焦点をあてる。具体的には、これまで旧厚生省人口問題研究所時代を含めた国立社会保障・人口問題研究所によって実施された推計人口の出生率中位仮定値と、その後明らかになった実績値との乖離を過去50年にわたり観察し、乖離の状況をいくつかの指標によって定量化する。両者の乖離は、不測の行動変化、基準となる統計の誤差や推計手法にともなう誤差など、様々な要因に基づくと考えられるが、乖離幅の平均的水準は推計時点からの経過年の関数として安定的なパターンを示すことがわかった。こうしたパターンを将来仮定値の予測精度を示す一指標として活用することを検討したい。

### 2. 推計における不確実性の把握

将来推計にともなう不確実性には、現在や過去に関する不完全な知識に起因するものと、将来についての不完全な把握に起因するものがあると言われる(Keyfitz 1977)。

推計時点での誤差については、測定誤差（データの質）と人口現象を説明するメカニズムについての誤認に関するものを区別する必要がある。測定誤差には基準人口の規模や年齢構造に関する誤差、届出、記録やコーディングに関する誤差があるが、例えば、国連の推計では、1970年代以降は、こうした誤差の影響は小さくなってきていると認識されている一方で、出生率仮定の見直し誤差の影響が増していると言われる(Duchêne and Wanner 1999)。出生、死亡、人口移動を説明するメカニズムについては、社会経済的、文化的、医

学的文脈等で、様々な理論が登場しつつも、未だ未成熟な部分が多い。過去の実態についても、事象の定義や分類、データの欠如などによって時系列の動向が正確に把握できない場合がある。

不確実性の把握については、これまでも多くの試みがなされてきた。仮定値と実績値との乖離に着目するのは、最も基本的なアプローチであるといえよう。古くは Keyfitz により、国連人口部による 1950 年代、60 年代の世界各国の推計の精度を、平均二乗誤差の平方根 (RMSE) を用いて評価した試みがあり、同様の方法で、日本の公的推計について阿藤・池ノ上(1987)が評価を試みている。

指標については後の節でも触れるが、今日よく使われるものとして、絶対百分率誤差の平均値 MAPE がある。MAPE が利用される理由としては、信頼性が高く、説明しやすく、明瞭である (Tayman and Swanson 1996) とともに、統計的、数学的にも望ましい特徴 (誤差情報の全てが使われ、各データセットが固有の指標をもち、central tendency である唯一の指標) を有することが挙げられる (Swanson et al. 2000)。他にも Keilman(1990)は、偶然誤差、推計期間誤差、異常値誤差を区別したモデルで、出生率の仮定値誤差の事後評価を行っている。なお、これらの事後評価は、過去の推計による誤差と同じ程度の誤差が今後も起こるといふ悲観的仮定であるという見方もある。

その他、推計における不確実性を表す方法として、複数のシナリオ、確率推計、専門家の見通しに基づいた推計などがある。

複数のシナリオは不確実性をカバーできる一方で、あまりに違いが大きいシナリオは、ユーザーにとっては情報の意味がなく、結局は蓋然性が最も高いとされる一つのシナリオに依存することになる。人口推計は統計学における確率モデルに則して行われるものではないため、確率モデルに基づいて誤差を計算し、信頼区間を推定することができない。しかし、複数のシナリオを確率的に組み合わせることによって、複数の推計結果がそれぞれ起こりうる確率や、推計結果の信頼区間などを提示することは可能であり、日本については石井(2006)により、シミュレーションが行われている。

専門家の見通しに基づく推計は、Lutz et al.(1996)らによって提唱されている。この方法は Dalkey and Helmer(1963)による試みまで遡り、エネルギー需要や技術進歩に関するシナリオでも活用されたデルファイ法の応用である。

このように、推計における不確実性の把握、逆の言い方をすれば、推計精度の把握については、いろいろな試みがあるが、以下では、仮定値の事後評価に関する方法を整理した上で、我が国の公的推計における出生率の仮定値の事後評価を行う。

### 3. 精度とバイアスの測定方法

t 年の出生率仮定値(F)と実績値(A)の差は、誤差(E)として、以下のように表現される。

$$Et = Ft - At$$

さらに相対的な誤差の大きさをみるために、出生率のレベルに対する百分率で表現した指標を考える。

$$PEt=[(Ft-At)/At]*100$$

さて、誤差の指標には様々なものがあるが、ここでは、Smith et al.(2001)に従い、人口推計の分野で使われる誤差指標を紹介したい。n は個別の推計値の数である。

(1)平均誤差

$$\text{Mean Error(ME)}=\sum Et/n$$

(2)平均絶対誤差

$$\text{Mean Absolute Error(MAE)}=\sum |Et|/n$$

(3)平均百分率誤差

$$\text{Mean (Algebraic) Percent Error(MALPE)}=\sum PEt/n$$

(4)平均絶対百分率誤差

$$\text{Mean Absolute Percent Error(MAPE)}=\sum |PEt|/n$$

(5)平均二乗和誤差

$$\text{Mean Squared Error(MSE)}=\sum (Et)^2/n$$

(6)平均二乗和平方根誤差

$$\text{Root Mean Squared Error(RMSE)}=\sqrt{[\sum (Et)^2/n]}$$

(7)平均百分率二乗和平方根誤差

$$\text{Root Mean Squared Percent Error(RMSPE)}=\sqrt{[\sum (PEt)^2/n]}$$

(8)中央絶対百分率誤差

$$\text{Median Absolute Percentage Error(MEDAPE)}=\text{MED}(|PEt|)$$

この中でも(3)の MALPE は、正值と負値が相殺するので、バイアスの指標として用いられることが多い。正の MALPE は、推計が過大傾向にあることを意味し、負の場合は、過小傾向を意味する。同様の指標としては、正の誤差の割合(%POS)、または負の誤差の割合(%NOS)も使われることがある。

一方、方向性に関わらず誤差の大きさ(推計の精度)を表す指標としては、(4)MAPE が広く使われている。ただし、この指標は一般に right-skewed の性質を有する分布に基づいていると言われる。そこで、Swanson et al.(2000)は、Box-Cox 乗数変換法を提案している。

$$Y=(X^\lambda - \lambda)/\lambda, \text{ for } X \neq 0; \text{ or } Y=\text{LN}(X), \text{ for } X=0,$$

ここで  $X$  は変換前の APE、 $\lambda$  は乗数変換定数である。 $\lambda$  は以下の Box-Cox 尤度関数を最大化するよう求める。

$$ML(\lambda) = -(N/2)(\ln[(1/N) \sum (Y_i - Y)^2] + (\lambda - 1)(\sum \ln(X_i)))$$

$N$  は推計値の数、 $Y_i$  は変換後の APE、 $Y$  は  $Y_i$  の平均値である。このようにして歪度を調整した変換後の指標の平均値 MAPE-T を得ることができる。

しかし MAPE-T は、変換前の MAPE と測定単位が異なるため、解釈しづらい。そこで、Swanson et al.(2000)が提唱している、非線形モデルを用いた、以下の変換を試みる。

$$X_i = a * Y_i^b,$$

ここで  $X$  は、変換前の APE、 $Y$  は変換後の APE であり、 $a$ 、 $b$  は推定されるべきパラメータである。対数の線形回帰モデル  $\ln(X) = \ln(a) + b[\ln(Y)]$  を利用して、 $a$ 、 $b$  のパラメータを推定し、それをを用いて、MAPE-T を調整した MAPE-R (調整済み平均絶対百分率誤差) を計算することができる。

$$MAPE-R = e^{\{\ln(a) + b * [\ln(MAPE-T)]\}}$$

MAPE-R は、変換前の MAPE と測定単位が同じであるため、MAPE の代用指標として扱うことができる。これらの方法は、一般には総人口の推計誤差の事後評価に用いられることが多いが、以下では、出生率仮定値の事後評価への適用を試み、検証をおこなうこととする。

#### 4. 公的推計における仮定値と実績値の乖離

事後評価の対象とする推計は、長きにわたって公的推計として参照され、基本枠組みも共通している、国立社会保障・人口問題研究所、および旧厚生労働省人口問題研究所の推計を分析対象とする。旧人口研では、昭和 20 年代から人口推計を試みており、少なくとも出生率の仮定値が把握できるものとして、昭和 24 年推計まで遡ることができる。ただし、公的推計としての位置づけでは、昭和 30 年 3 月推計が最も古い。以後、平成 18 年推計まで 13 回 (1991 年の暫定推計を入れれば 14 回) の推計を数えるが、平成 18 年推計の評価をするための実績値がないので、事後評価の対象は平成 14 年推計までとする。各推計の詳細が記された報告書については、章末に一覧を示した。

図 1 は、日本の公的推計における出生率の中位仮定値と実績値を重ねて示したものである。ただし、過去の公的推計の中には、TFR が時系列で全て公表されていないものもある。



今回の分析では、公表されている以外の年次に関する TFR は線形補間をして示した。図 2 には、高位と低位仮定値と実績値を示している。

また、図 3、図 4 には、社人研以外の研究機関による出生率仮定値を示した。図 3 は国連人口部による推計の仮定値で、図 4 には日本大学人口研究所、総合研究開発機構(NIRA)、電力中央研究所、民間企業アトラクターズ・ラボ、エイジング総合研究センターによる推計が含まれている。いずれも、中位の仮定値を示している。1980 年代以降に関しては、社人研推計と同様、出生率仮定値が過大になっている傾向がみてとれる。参考までに、図 5 には、米国センサス局による米国の人口推計における出生率仮定値（中位）と実績値の推移を示した。1950 年代、60 年代のベビーブーム以降の急激な出生率低下の時期には、仮定値と実績が大きく乖離していることがわかる。図 6 には、高位と低位仮定値と実績値を示している。20 世紀に経験されたベビーブーム、その後の出生率の低下は、投影法による科学的な予測をはるかに超える現象であり、将来の見通しが修正を繰り返してきた歴史が確認できる。

図 1 出生率中位仮定値と実績値の比較, 日本(社人研), 1947-2005 年

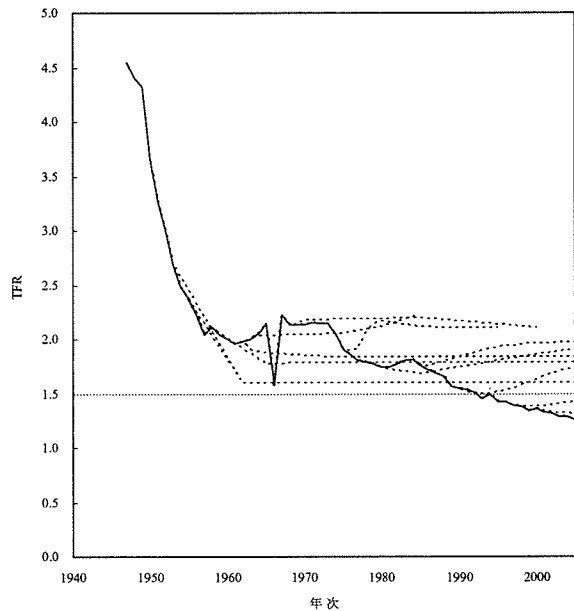


図 2 出生率高位・低位仮定値と実績値の比較, 日本(社人研), 1947-2005 年

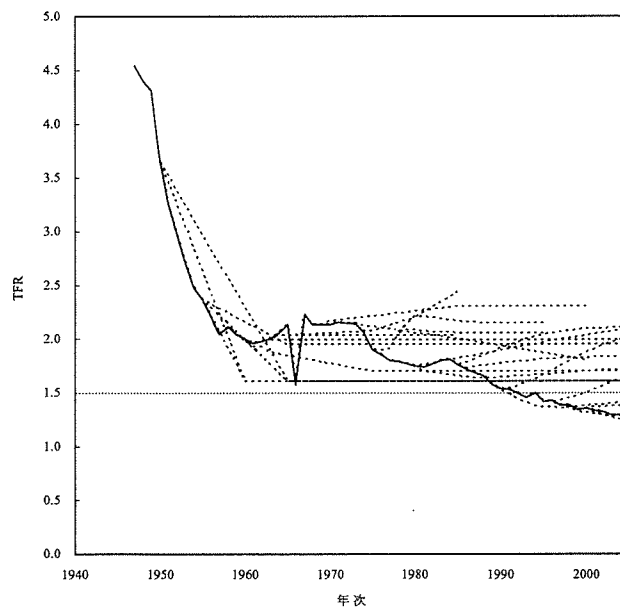


図3 出生率仮定値と実績値の比較, 日本 (国連人口部), 1947-2005年

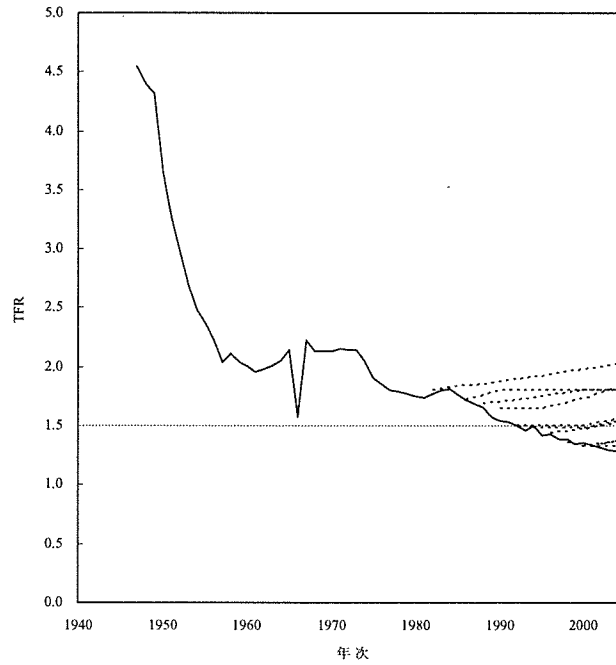
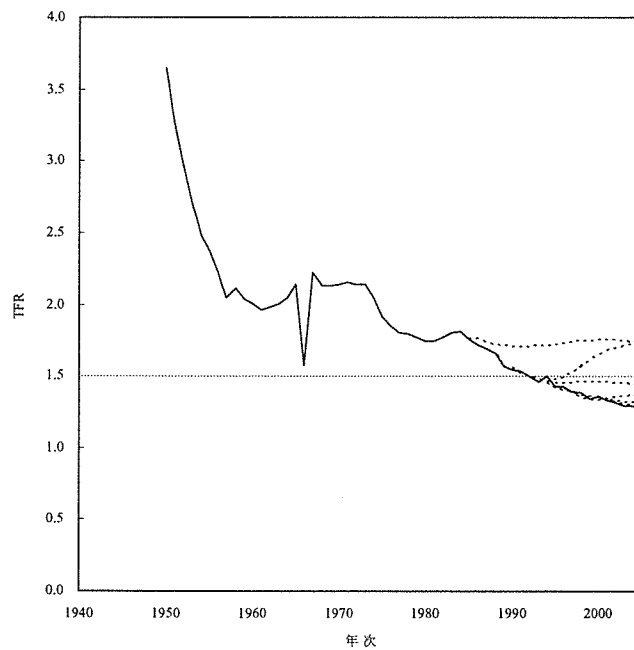
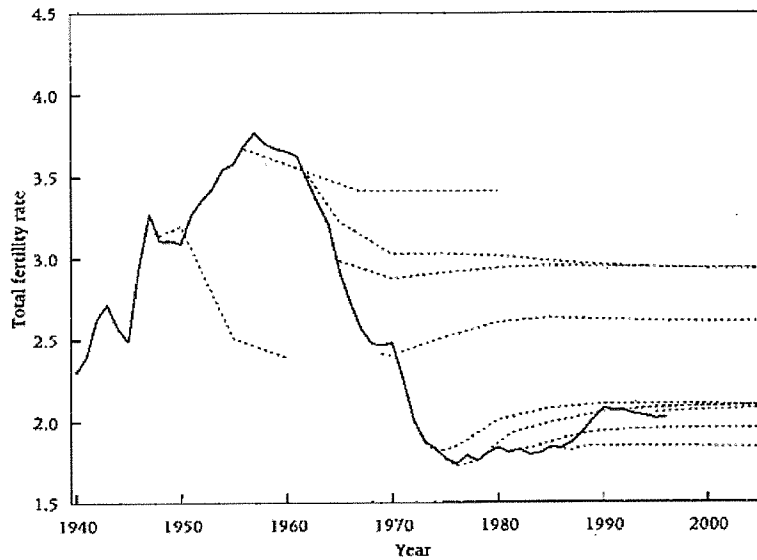


図4 出生率仮定値と実績値の比較, 日本 (社人研以外の研究機関), 1947-2005年



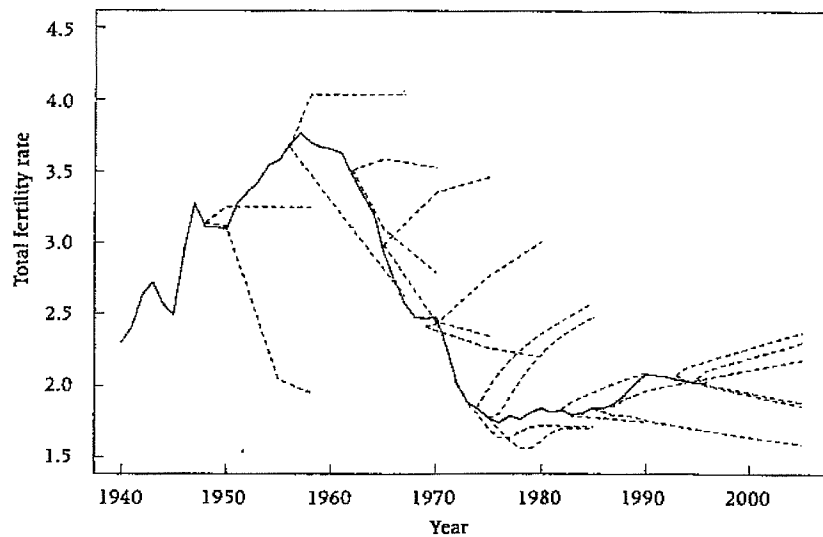
注：日本大学人口研究所、総合研究開発機構(NIRA)、電力中央研究所、(株)アトラクターズ・ラボ、によって過去に公表された推計仮定値を示した。

図5 出生率中位仮定値と実績値の比較, 米国(センサス局), 1940-1995年



注: Lutz, Vaupel and Ahlburg(1998) Frontiers of Population Forecasting, p.168

図6 出生率高位・低位仮定値と実績値の比較, 米国(センサス局), 1940-1995年



注: Lutz, Vaupel and Ahlburg(1998) Frontiers of Population Forecasting, p.168

## 5. 平均誤差に基づく不確実性の算出

以下では、社人研（旧人口研）の出生率中位仮定値と実績値との乖離を用いた不確実性指標の算出を試みる。

まずは、百分率誤差 ALPE を、推計毎に、基準年からの経過年別に示した。1970 年以前の推計では仮定値が過小であった傾向があるのに対し、1970 年以降は過大傾向がある。その結果、過去 12 回の推計の平均的誤差（黒い太線）はやや正、すなわち仮定値が過大傾向であったことがわかる。図 8 は、推計精度を表すとも言える、絶対値で示した絶対百分率誤差 APE である。基準年から時間が進むにつれて、乖離が大きくなる傾向にあることが分かる。

図 7 社人研出生率中位仮定値と実績値との差（百分率誤差 ALPE）

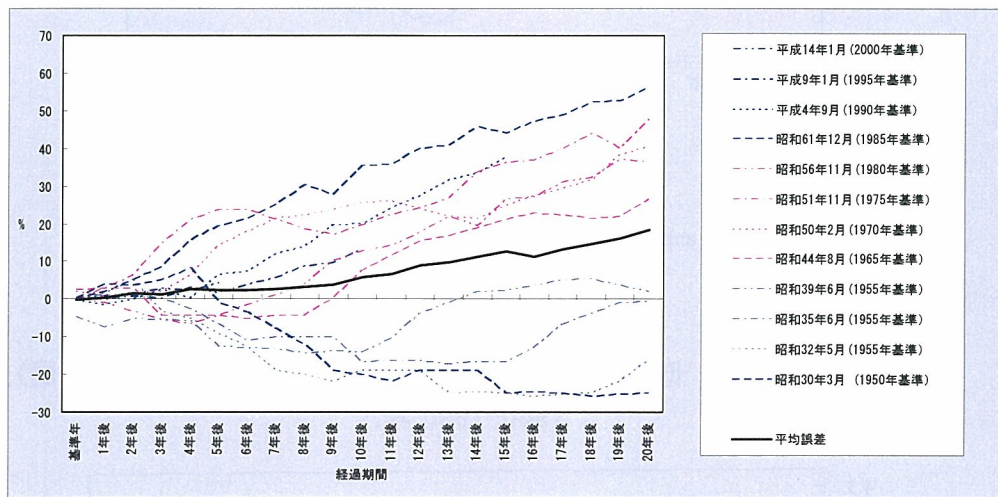


図 8 社人研出生率中位仮定値と実績値との差（絶対百分率誤差 APE）

