

日本の将来推計人口

— 令和 3（2021）～令和 52（2070）年 —

附：長期参考推計 令和 53（2071）～令和 102（2120）年

I はじめに

本報告書は、国立社会保障・人口問題研究所が令和 5 年に公表した日本の将来推計人口の結果ならびに方法・仮定等についてまとめたものである。本推計は令和 2 年国勢調査の人口等基本集計結果、ならびに同年人口動態統計の確定数が公表されたことを踏まえ、これら最新実績値に基づいて全国人口について実施したものである¹⁾。同研究所では、旧人口問題研究所時代から定期的に全国将来人口推計を実施し、結果を公表してきたが、今回は戦後における 16 回目の実施にあたる。

日本の将来推計人口とは、将来の出生、死亡、国際人口移動について仮定を設け、これらに基づいて日本全域の将来の人口規模および年齢構成等の人口構造の推移について推計を行ったものである。将来の出生、死亡等の推移には不確実性が伴うことを考慮し、本推計では複数の投影水準による仮定を設け、複数パターンの推計を行い、これらの結果から将来の人口推移について一定幅の見通しを与えている。

推計の対象は、外国人を含む日本に常住する総人口で、国勢調査の対象と同一である。推計の期間は、令和 2（2020）年国勢調査を出発点として、2021 年から 2070 年までとし、各年 10 月 1 日時点の人口を推計する。なお、2120 年までの人口（各年 10 月 1 日時点）についても計算し、参考として附した。

推計の方法は、国際的に標準とされる人口学的手法に基づき、人口変動要因である出生、死亡、国際人口移動について、それぞれの要因に関する統計指標の実績の動向を数理モデル等により将来に投影する形で男女年齢別に仮定を設け、それらを基点の人口に適用して 1 年後の人口を推計するコーホート要因法により将来の男女別年齢別人口を推計した（詳しくは「Ⅲ 推計の方法と仮定」参照）。なお、本報告書に示された「人口動態統計」および「出生動向基本調査」に関する分析結果には、統計法第 32 条に基づき調査票情報を二次利用した結果が含まれている。

1) 本推計は、令和 3（2021）年 6 月から 3 回にわたって開催された社会保障審議会人口部会における新推計の方法と仮定に関する報告・審議を経て、令和 5（2023）年 4 月に開催された第 23 回社会保障審議会人口部会に結果を報告したものである。それら審議会における報告の詳細に関しては、社会保障審議会人口部会各回「議事録」を参照のこと（厚生労働省ホームページ <http://www.mhlw.go.jp>）。

II 推計結果の概要

日本の将来推計人口では、将来の出生推移・死亡推移についてそれぞれ中位、高位、低位の3仮定を設け、それらの組み合わせにより9通りの推計を行っている（これらを「基本推計」と称する）。以下では、まず出生3仮定と死亡中位仮定を組み合わせた3推計の結果の概要について記述し、次いで出生3仮定と死亡高位、および死亡低位とを組み合わせた結果の概要について記述する。なお以下の記述では、その出生仮定と死亡仮定の組み合わせにより、各推計を、たとえば「出生中位（死亡中位）推計」などと称することとする。

〔基本推計（出生中位・高位・低位（死亡中位））の結果〕

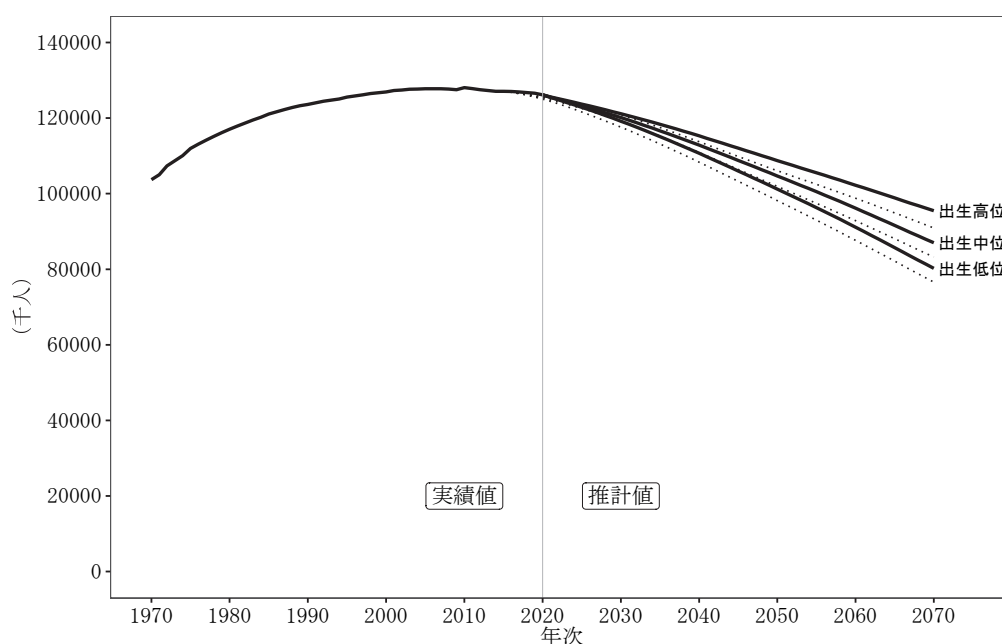
1. 総人口の推移

人口推計の出発点である令和2（2020）年の日本の総人口は同年の国勢調査によれば1億2,615万人であった。出生中位推計の結果に基づけば、この総人口は、以後長期の人口減少過程に入る。2045年の1億880万人を経て、2056年には1億人を割って9,965万人となり、2070年には8,700万人になるものと推計される（図Ⅱ-1-1）。

出生高位推計によれば、総人口は2064年に1億人を割って9,953万人となり、2070年に9,549万人になるものと推計される（図Ⅱ-1-1）。

一方、出生低位推計では2052年に1億人を割り、2070年には8,024万人になるものと推計される（図Ⅱ-1-1）。

図Ⅱ-1-1 総人口の推移 —出生中位・高位・低位（死亡中位）推計—



実線は今回推計、破線は前回推計。

2. 年齢3区分別人口規模および構成比の推移

(1) 0～14歳人口および構成比の推移

日本における日本人の出生数は昭和48（1973）年の209万人から令和2（2020）年の81万人まで減少してきた。その結果、0～14歳人口（外国人を含む総人口）も1980年代初めの2,700万人規模から令和2（2020）年国勢調査の1,503万人まで減少した。

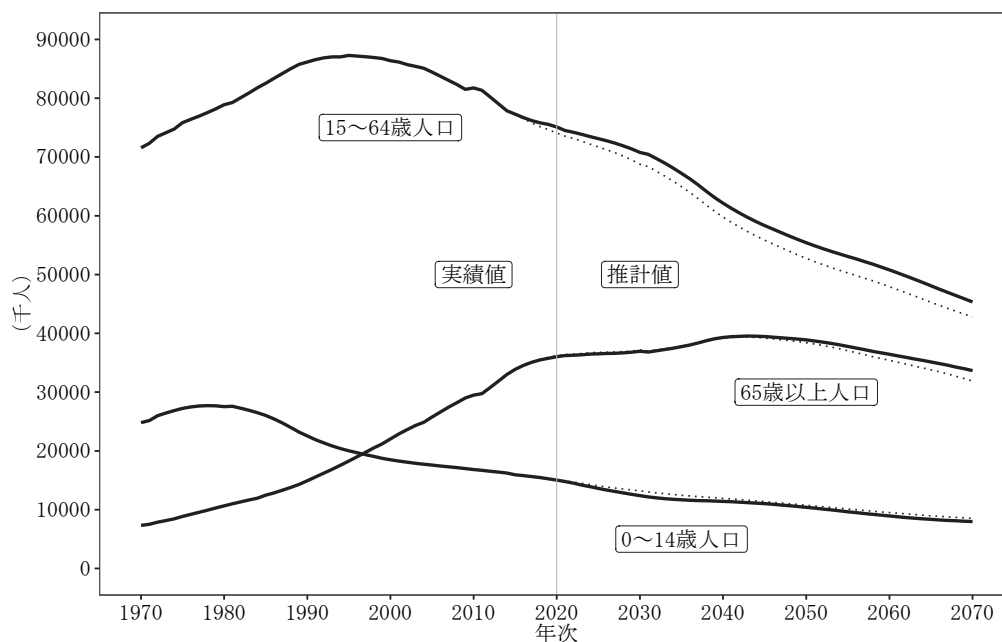
年少人口とも称される0～14歳人口は、出生中位推計の結果によると、2021年に1,400万人台へと減少する（図Ⅱ-2-1）。その後も減少が続き、2053年には1,000万人を割り、2070年には797万人の規模になるものと推計される。

出生率仮定の違いによる0～14歳人口の推移をみると、出生高位推計においても、0～14歳人口は減少傾向に向かい、2070年には1,115万人となる。出生低位推計では、より急速な0～14歳人口の減少が見られ、2037年に1,000万人を割り、2070年には569万人となる。

こうした0～14歳人口の減少を総人口に占める割合（0～14歳人口割合）によって見ると、出生中位推計によれば、令和2（2020）年現在の11.9%から減少を続け、2026年に10.9%、2034年に10.0%となった後、2070年には9.2%となる（図Ⅱ-2-2）。

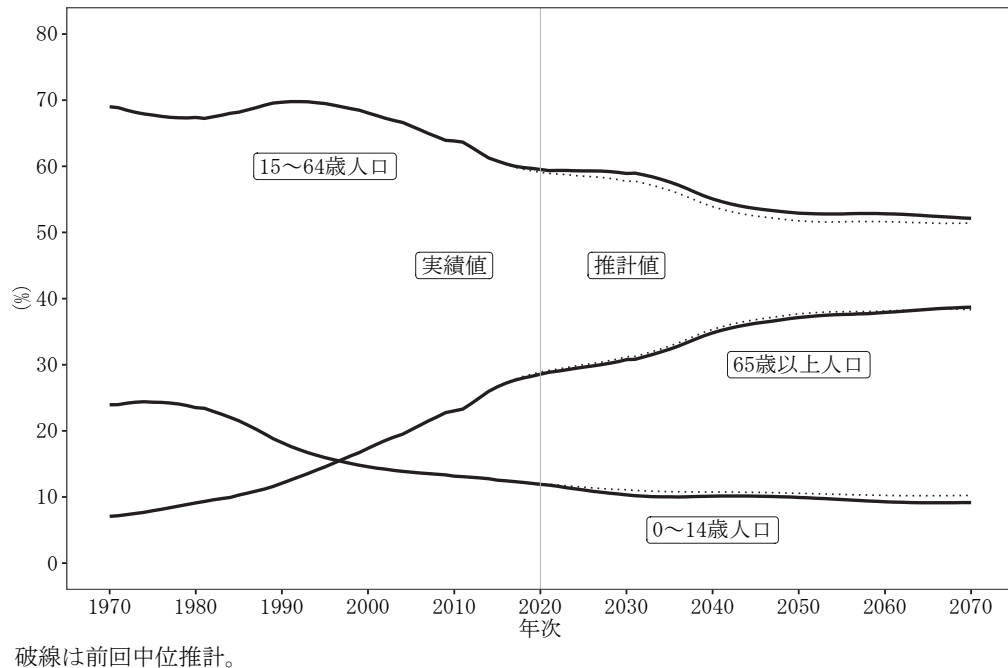
出生高位推計では、0～14歳人口割合の減少はやや緩やかで、2029年に11.1%となった後、2070年に11.7%となるのに対し、出生低位推計では、0～14歳人口割合の減少は急速で、2028年に10.1%、2056年に8.0%となった後、2070年に7.1%となる。

図Ⅱ-2-1 年齢3区分別人口の推移 —出生中位（死亡中位）推計—



破線は前回中位推計。

図Ⅱ-2-2 年齢3区分別人口割合の推移 —出生中位（死亡中位）推計—



(2) 15～64歳人口および構成比の推移

生産年齢人口とも称される15～64歳人口は、戦後一貫して増加を続け、平成7（1995）年の国勢調査では、8,726万人でピークに達したが、その後減少局面に入り、令和2（2020）年国勢調査によると7,509万人となっている。

将来の15～64歳人口は、出生中位推計の結果によれば、2032年、2043年、2062年にはそれぞれ7,000万人、6,000万人、5,000万人を割り、2070年には4,535万人まで減少する（図Ⅱ-2-1）。

出生高位および低位推計における15～64歳人口は、2035年までは中位推計と同一である。その後、高位推計では15～64歳人口の減少のペースはやや遅く、2044年に6,000万人を割り、2070年には5,067万人となり、低位推計では、15～64歳人口はより早いペースで減少し、2057年に5,000万人を割り、2070年には4,087万人となる。

15～64歳人口の総人口に占める割合（15～64歳人口割合）は、出生中位推計では令和2（2020）年現在の59.5%から減少を続け、2041年に55%を割り、2070年には52.1%となる（図Ⅱ-2-2）。

出生高位推計においても、15～64歳人口割合は減少傾向にあり、2070年には中位推計結果より1ポイント高い53.1%となる。

出生低位推計では、2070年には50.9%と中位推計より約1ポイント低くなる。

(3) 65歳以上人口および構成比の推移

65歳以上人口（高齢者数）の推移は、死亡仮定が同一の場合、50年間の推計期間を通して出生3仮定で同一となる。すなわち、65歳以上人口は令和2（2020）年現在の3,603万人から、2032年には3,704万人へと増加する（図Ⅱ-2-1）。その後は増加の速度があがり、第二次ベビーブーム世代（昭

和 46（1971）年～昭和 49（1974）年生まれ）が 65 歳以上人口に入った後の 2043 年に 3,953 万人でピークを迎えた後は減少に転じ、2070 年には 3,367 万人となる。

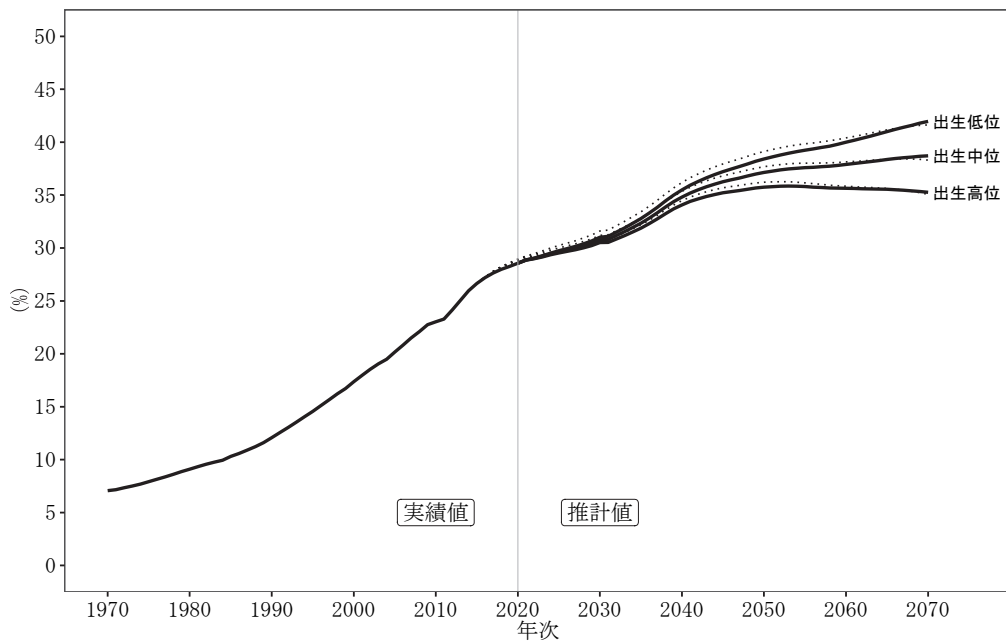
65 歳以上人口の総人口に占める割合（65 歳以上人口割合）を見ると、令和 2（2020）年現在の 28.6%、すなわち 3.5 人に 1 人が 65 歳以上から、出生中位推計では、2038 年に 33.9%で 3 人に 1 人の水準に達し、2070 年には 38.7%、すなわち 2.6 人に 1 人が 65 歳以上となる（図Ⅱ-2-3）。

出生高位推計では、2039 年に 33.7%、すなわち 3 人に 1 人以上が 65 歳以上となり、2070 年には 35.3%で 2.8 人に 1 人となる（図Ⅱ-2-3）。また、出生低位推計では、2037 年に 65 歳以上の割合が 33.8%で 3 人に 1 人の水準に達し、2070 年には 42.0%で 2.4 人に 1 人となる（図Ⅱ-2-3）。

将来の出生水準の違いによる高齢化の程度の差として、65 歳以上人口割合を出生高位と出生低位で比較してみると、2045 年には出生低位推計では 37.2%、出生高位推計では 35.2%と 2.0 ポイントの差があるが、この差はその後さらに拡大して、2070 年には、出生低位 42.0%、出生高位 35.3%と 6.7 ポイントの差が生じる（図Ⅱ-2-3）。

前述の通り 65 歳以上人口自体は 2043 年をピークにその後減少するにもかかわらず、出生中位仮定・低位仮定で向こう 50 年間の 65 歳以上人口割合が上昇を続けるのは、その減少より 0～14 歳人口および 15～64 歳人口の減少の方が相対的に大きいからである。

図Ⅱ-2-3 65 歳以上人口割合の推移 —出生中位・高位・低位（死亡中位）推計—



実線は今回推計、破線は前回推計。

3. 従属人口指数の推移

15～64歳人口の扶養負担の程度を大まかに表すための指標として、15～64歳人口に対する0～14歳人口および65歳以上人口の相対的な大きさを比較した従属人口指数がある。出生中位推計に基づく老年人口指数（15～64歳人口100に対する65歳以上人口の比）は、令和2（2020）年現在の48.0（この比の逆数である潜在扶養指数は2.1で、現役世代2.1人で高齢者1人を支える状況）から2038年に60.4（同1.7人で1人を支える状況）へ上昇し、2070年には74.2（同1.3人で1人を支える状況）と推計される。一方、年少人口指数（15～64歳人口100に対する0～14歳人口の比）は、令和2（2020）年現在の20.0（現役世代5.0人で年少者1人を支える状況）の水準から2033年に17.2まで低下するものの、その後は17.3～18.9の範囲で推移する。将来の年少人口指数が一定水準以下に低下しないのは、低出生率によって0～14歳人口が減少するにもかかわらず、15～64歳人口も同時に減少していくからである。

年少人口指数と老年人口指数を合わせた値、すなわち15～64歳人口に対する0～14歳および65歳以上人口全体の扶養負担の程度を表す値は従属人口指数と称される。出生中位推計におけるこの従属人口指数は、15～64歳人口の縮小傾向のもとで、令和2（2020）年現在の68.0から2039年に80.1に上昇し、その後2070年に91.8に達する。

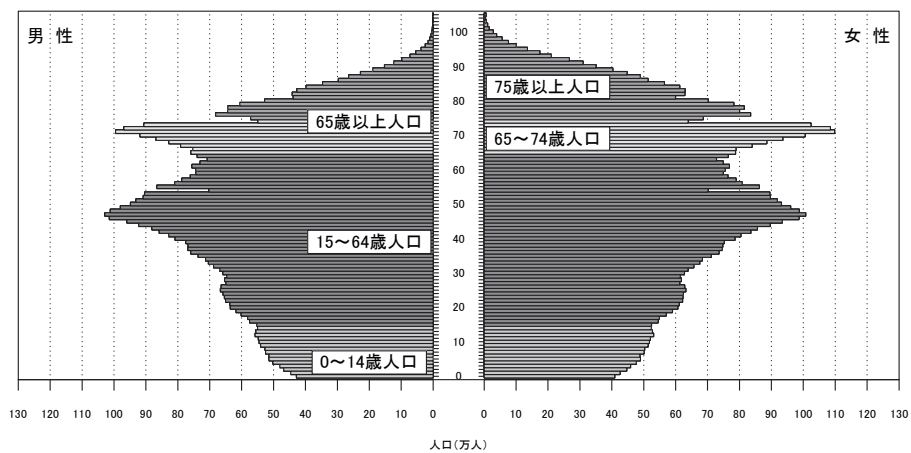
出生高位推計における従属人口指数は、出生中位推計に比べ年少人口指数が高いため、当初これより高く推移するが、2056年以降は逆転し、2070年には88.5となる。一方、出生低位推計における従属人口指数は、当初出生中位推計の同指標より低く推移するが、2054年に逆転し、2070年には96.3に達する。

4. 年齢構造の変化（人口ピラミッド・年齢構造係数）

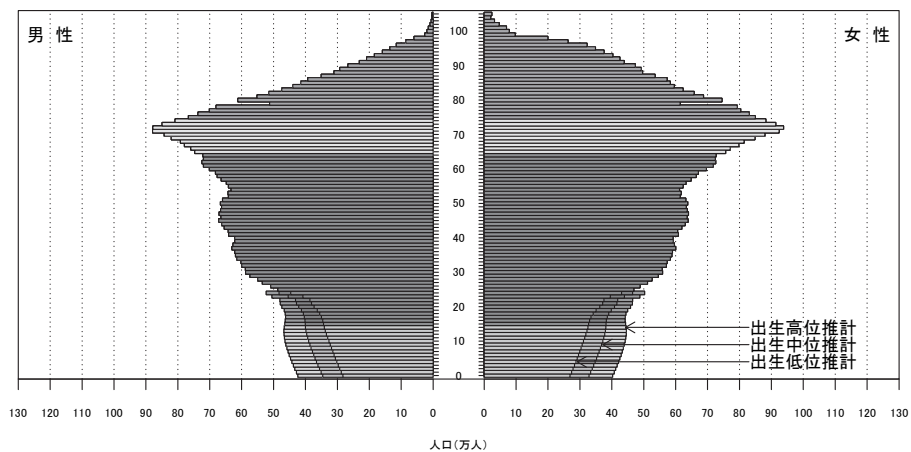
日本の人口ピラミッドは、昭和20（1945）～21（1946）年の終戦にともなう出生減、昭和22（1947）～24（1949）年の第1次ベビーブーム、昭和25（1950）～32（1957）年の出生減、昭和41（1966）年の丙午（ひのえうま）の出生減、昭和46（1971）年～49（1974）年の第2次ベビーブームとその後の出生減など、過去における出生数の急増減を反映して、著しい凹凸を持つ人口ピラミッドとなっている（図Ⅱ-4-1(1)）。

図Ⅱ-4-1 人口ピラミッドの変化（総人口） —出生中位・高位・低位（死亡中位）推計—

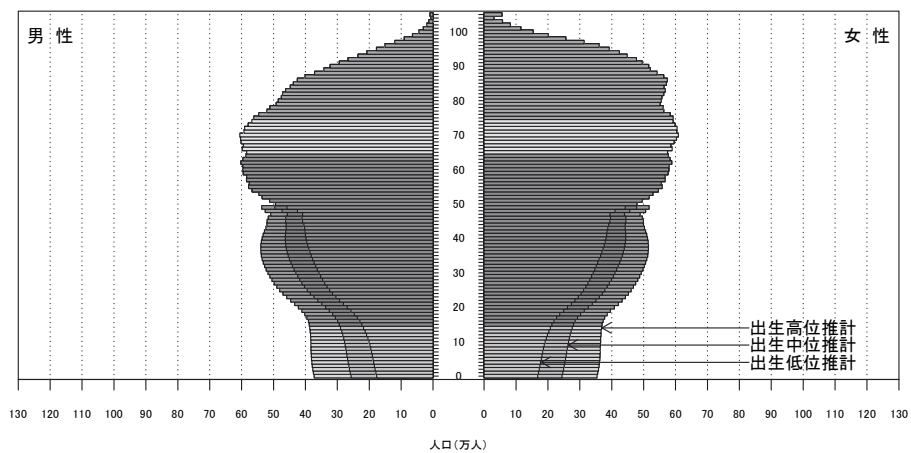
(1) 令和2(2020)年



(2) 令和27(2045)年



(3) 令和52(2070)年



注：総務省「令和2年国勢調査 参考表：不詳補完結果」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」（令和5年推計）による。

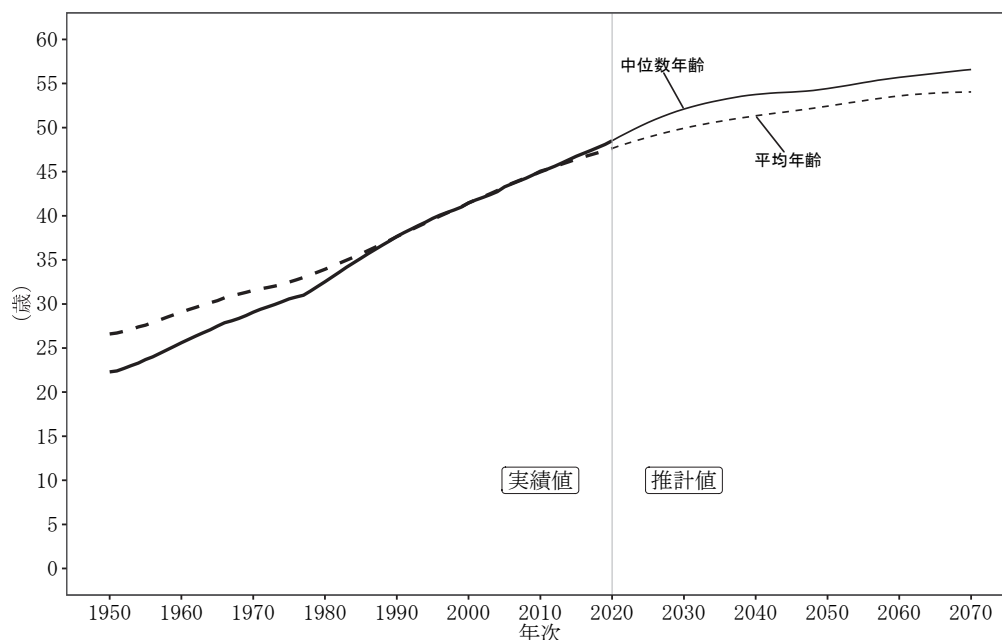
令和 2 (2020) 年の人口ピラミッドは第 1 次ベビーブーム世代が 70 歳代の前半、第 2 次ベビーブーム世代が 40 歳代後半にあるが、出生中位推計によってその後の形状の変化を見ると、2045 年に第 1 次ベビーブーム世代は 90 歳代の後半、第 2 次ベビーブーム世代は 70 歳代前半となる。したがって、2045 年頃までの人口高齢化は第 1 次ベビーブーム世代に引き続き第 2 次ベビーブーム世代が高年齢層に入ることによるものである (図 II-4-1 (2))。

その後、2070 年までの高齢化の進展は、低い出生率の下で世代ごとに人口規模が縮小して行くことを反映したものとなっている (図 II-4-1 (3))。

人口の年齢構造を表す指標に、中位数年齢がある。これは、人口を二分する年齢のことであり、人口が若い年齢層に集中していれば低い値に、高齢層に集中すれば高い値になる。昭和 45 (1970) 年には 29.1 歳 (平均年齢は 31.5 歳) であった中位数年齢は、令和 2 (2020) 年現在で 48.5 歳 (同 47.6 歳) と、50 年間で約 19.4 歳上昇した (図 II-4-2)。これは、令和 2 (2020) 年現在、人口の半分が年齢 48.5 歳以上であることを意味する。出生中位推計の結果によると、同指標は、2045 年に 54.0 歳 (同 51.9 歳)、2070 年に 56.6 歳 (同 54.0 歳) となっており、2020 年と比べて 2045 年は 5.5 歳の上昇、2070 年には 8.1 歳の上昇となる。

出生高位推計では、2045 年には中位数年齢が 52.7 歳 (平均年齢は 50.7 歳)、2070 年に 52.7 歳 (同 51.2 歳) となり、出生中位推計よりも低い値で推移する。出生低位推計では、2045 年に 55.1 歳 (同 52.9 歳)、2070 年に 59.5 歳 (同 56.6 歳) となり、いずれも中位推計より高い水準となる。

図 II-4-2 中位数年齢・平均年齢の推移：1950～2070 年



実線は中位数年齢、破線は平均年齢。推計値は出生中位 (死亡中位) 推計に基づく。

5. 主要人口関連事象の年次（将来人口年表）

表Ⅱ-5-1には、出生中位（死亡中位）推計に基づく結果において、主要な人口関連事象、例えば総人口が1億人を下回る時期や65歳以上人口がピークを迎える時期などを年表の形で示している。カッコ内には前回推計（出生中位（死亡中位））における同事象の年次を記載しているため、当該事象が起きるタイミングの変化を確認することができる。

総人口が1億人を下回る年次は前回推計では2053年であったが、今回推計では2056年となった。65歳以上人口のピークは前回推計の2042年が、今回推計では2043年となった。また、死亡数がピークを迎えるのは2040年（前回2039年）、出生数が70万件を下回るのは2043年（前回2046年）、総人口が1億1千万人を下回るのは2044年（前回2042年）と推計された。

表Ⅱ-5-1 将来人口年表（出生中位（死亡中位）推計）

年次	推計結果に基づく事象（カッコ内は前回推計）（出生中位（死亡中位）推計）
2022	日本における出生が80万件を下回る（前回推計では2033年、以下同様）
2024	100歳以上人口が10万人を超える（2023年）
2027	65歳以上人口割合が30%を超える（2025年）
2031	日本における死亡が160万件を超える（2030年） 総人口の平均年齢が50歳を超える（2030年）
2032	15～64歳人口が7千万人を下回る（2029年）
2033	0～14歳人口が1千2百万人を下回る（2040年）
2035	18歳人口が100万人を下回る（2032年）
2038	（日本における日本人の出生が70万件を下回る（2043年））
2040	日本における死亡が167万件でピークを迎える（2039年、168万件）
2043	65歳以上人口が3千953万人でピークを迎える（2042年、3千935万人） 日本における出生が70万件を下回る（2046年）
2044	総人口が1億1千万人を下回る（2042年） 18歳人口が80万人を下回る（2052年）
2056	総人口が1億人を下回る（2053年）
2067	総人口が9千万人を下回る（2063年） 100歳以上人口が50万人に達する（2063年）

注：2020年の総人口は1億2,615万人で65歳以上人口割合は28.6%であった。また、総人口出生数は86万件、総人口死亡数は138万件であり、日本人出生数は84万件、日本人死亡数は137万件であった。

〔基本推計（出生中位（死亡高位・低位）、出生高位・低位（死亡高位・低位）の結果）

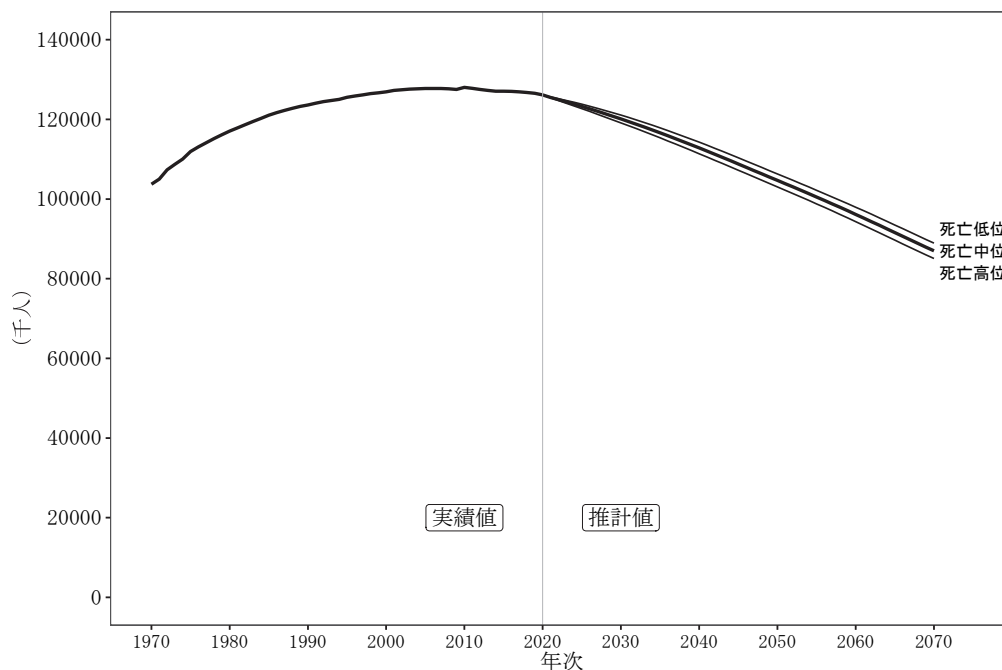
6. その他の仮定に基づく基本推計の結果

(1) 出生中位（死亡高位）仮定による推計結果の概要

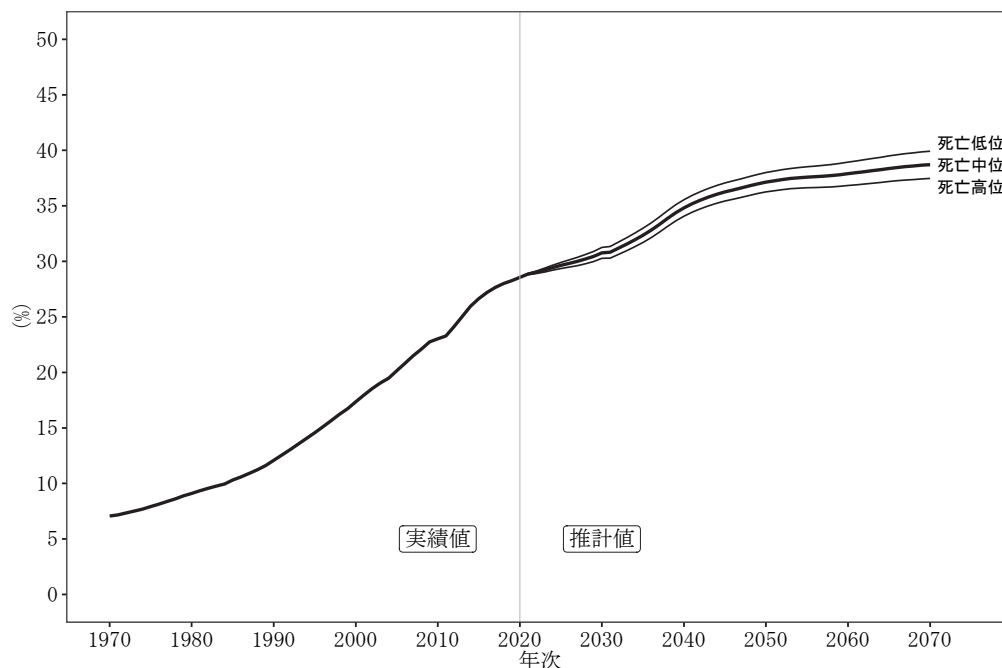
死亡高位推計は死亡中位推計よりも高い死亡率、すなわち死亡率改善のペースが遅く、平均寿命が低めに推移することを仮定した推計である。したがって、死亡数は多くなり、同じ出生仮定の下では人口はやや少なめに推移する。すなわち、出生中位（死亡中位）推計による2070年の総人口が8,700万人であるのに対し、出生中位（死亡高位）推計による同年の総人口は、8,508万人にまで減少する（図Ⅱ-6-1）。

一方、年齢3区分別人口およびその構成を見ると、出生中位（死亡高位）推計による0～14歳人口は2070年で797万人（構成比9.4%）、15～64歳人口は4,524万人（同53.2%）、65歳以上は3,188万人（同37.5%）となっており、出生中位（死亡中位）推計の結果と比較した場合、人口はいずれも少ないが、とくに65歳以上が少なく、65歳以上割合が低い推計結果となることが特徴である（図Ⅱ-6-2）。

図Ⅱ-6-1 総人口の推移 —出生中位（死亡中位・高位・低位）推計—



図Ⅱ-6-2 65歳以上人口割合の推移 —出生中位（死亡中位・高位・低位）推計—



(2) 出生中位（死亡低位）仮定による推計結果の概要

死亡低位推計は死亡中位推計よりも低い死亡率、すなわち死亡率改善のペースが速く、平均寿命が高めに推移することを仮定した推計である。したがって、死亡数は少なくなり、同じ出生仮定の下では人口はやや多めに推移する。すなわち、出生中位（死亡中位）推計による2070年の総人口が8,700万人であるのに対し、出生中位（死亡低位）推計による同年の総人口は、8,893万人となる（図Ⅱ-6-1）。

一方、年齢3区分別人口およびその構成を見ると、出生中位（死亡低位）推計による0～14歳人口は2070年で798万人（構成比9.0%）、15～64歳人口は4,545万人（同51.1%）、65歳以上は3,550万人（同39.9%）となっており、出生中位（死亡中位）推計による結果と比較した場合、人口はいずれも多いが、とくに65歳以上が多く、65歳以上割合が高い推計結果となることが特徴である（図Ⅱ-6-2）。

(3) 出生高位・低位（死亡高位・低位）仮定による推計結果の概要

日本の将来推計人口では、上述した推計の他に出生高位・低位仮定と死亡高位・低位仮定を組み合わせた4通りの推計も行っている。総人口が最も多く推移する出生高位（死亡低位）推計によれば、2070年に9,744万人、逆に最も少なく推移する出生低位（死亡高位）推計によれば、同年7,833万人となる。また、65歳以上割合が最も高く推移する出生低位（死亡低位）推計によれば、同割合は2070年に43.2%、最も低く推移する出生高位（死亡高位）推計によれば、同年34.1%となる。

7. 結果および仮定の要約

(1) 推計結果の要約（死亡中位推計）

出生率仮定 [長期の合計特殊出生率]		中位仮定 [1.36]	高位仮定 [1.64]	低位仮定 [1.13]	平成 29 年推計 中位仮定 [1.44]
死亡率仮定 [長期の平均寿命]		死亡中位仮定 [男= 85.89 年] [女= 91.94 年]			男=84.95 年 女=91.35 年
国際人口移動仮定 [長期の日本人入国超過率] [長期の外国人入国超過数]		[2015～19 年の平均水準] [2040 年に 163,791 人]			[2010～15 年の平均水準] [2035 年に 69,275 人]
総 人 口	令和 2 (2020) 年	12,615 万人	12,615 万人	12,615 万人	12,532 万人
		↓	↓	↓	↓
	令和 27 (2045) 年	10,880 万人	11,203 万人	10,600 万人	10,642 万人
		↓	↓	↓	↓
	令和 47 (2065) 年	9,159 万人	9,885 万人	8,570 万人	8,808 万人
	令和 52 (2070) 年	8,700 万人	9,549 万人	8,024 万人	[8,323 万人]
0 5 14 歳	令和 2 (2020) 年	1,503 万人 11.9 %	1,503 万人 11.9 %	1,503 万人 11.9 %	1,507 万人 12.0%
					↓
	令和 27 (2045) 年	1,103 万人 10.1 %	1,321 万人 11.8 %	919 万人 8.7 %	1,138 万人 10.7%
					↓
	令和 47 (2065) 年	836 万人 9.1 %	1,128 万人 11.4 %	620 万人 7.2 %	898 万人 10.2%
	令和 52 (2070) 年	797 万人 9.2 %	1,115 万人 11.7 %	569 万人 7.1 %	[853 万人] [10.2%]
15 5 64 歳	令和 2 (2020) 年	7,509 万人 59.5 %	7,509 万人 59.5 %	7,509 万人 59.5 %	7,406 万人 59.1%
					↓
	令和 27 (2045) 年	5,832 万人 53.6 %	5,937 万人 53.0 %	5,736 万人 54.1 %	5,584 万人 52.5%
					↓
	令和 47 (2065) 年	4,809 万人 52.5 %	5,244 万人 53.0 %	4,437 万人 51.8 %	4,529 万人 51.4%
	令和 52 (2070) 年	4,535 万人 52.1 %	5,067 万人 53.1 %	4,087 万人 50.9 %	[4,281 万人] [51.4%]
65 歳 以 上	令和 2 (2020) 年	3,603 万人 28.6 %	3,603 万人 28.6 %	3,603 万人 28.6 %	3,619 万人 28.9%
					↓
	令和 27 (2045) 年	3,945 万人 36.3 %	3,945 万人 35.2 %	3,945 万人 37.2 %	3,919 万人 36.8%
					↓
	令和 47 (2065) 年	3,513 万人 38.4 %	3,513 万人 35.5 %	3,513 万人 41.0 %	3,381 万人 38.4%
	令和 52 (2070) 年	3,367 万人 38.7 %	3,367 万人 35.3 %	3,367 万人 42.0 %	[3,188 万人] [38.3%]

注：平成 29 年推計の令和 52 (2070) 年の数値（括弧内）は長期参考推計結果による。

(2) 仮定の要約

人口変動要因である出生、死亡、国際人口移動について仮定を設け、コーホート要因法により将来の人口を推計した。仮定は、各要因に関する実績統計に基づき、人口統計学的な投影手法によって設定した。

1) 出生仮定の要約

平成 17 (2005) 年生まれ女性コーホート (参照コーホート) の結婚および出生指標に仮定を設け、年長のコーホートはその水準に向けて変化し、参照コーホート以降では一定となるものと仮定した。

仮定の種類	出生仮定指標 (日本人女性)	合計特殊出生率										
		現在の実績値 1970 年生まれ の世代	仮 定 2005 年生まれ の世代 (参照コホート)	令和 2 (2020) 年 実 績		経 過		平成 29 年推計				
				人口動態調査と 同定義	(日本人女性)	人口動態調査と 同定義	(日本人女性)	人口動態調査と 同定義	(日本人女性)	人口動態調査と 同定義	(日本人女性)	
中位の仮定	(1) 平均初婚年齢	27.2 歳	→	28.6 歳			最高値 令和 52 (2070) 年 1.36	令和 16 (2034) 年 1.30				
	(2) 50 歳時未婚者割合	15.0 %	→	19.1 %								
	(3) 夫婦完結出生児数	1.83 人	→	1.71 人	1.33	(1.31)			1.36	(1.29)	1.44	(1.40)
	(4) 離死別再婚効果	0.965	→	0.966			最低値 令和 5 (2023) 年 1.23	令和 5 (2023) 年 1.20				
	(5) コーホート合計特殊出生率	1.45 人	→	1.29 人								
高位の仮定	(1) 平均初婚年齢		→	28.1 歳			最高値 令和 52 (2070) 年 1.64	令和 37 (2055) 年 1.55				
	(2) 50 歳時未婚者割合		→	13.4 %								
	(3) 夫婦完結出生児数	同上	→	1.91 人	1.33	(1.31)			1.64	(1.55)	1.65	(1.59)
	(4) 離死別再婚効果		→	0.966			最低値 令和 5 (2023) 年 1.37	令和 5 (2023) 年 1.35				
	(5) コーホート合計特殊出生率		→	1.55 人								
低位の仮定	(1) 平均初婚年齢		→	29.0 歳			最高値 令和 3 (2021) 年 1.17	令和 3 (2021) 年 1.15				
	(2) 50 歳時未婚者割合		→	25.6 %								
	(3) 夫婦完結出生児数	同上	→	1.54 人	1.33	(1.31)			1.13	(1.07)	1.25	(1.21)
	(4) 離死別再婚効果		→	0.966			最低値 令和 5 (2023) 年 1.09	令和 33 (2051) 年 1.07				
	(5) コーホート合計特殊出生率		→	1.07 人								

コーホート合計特殊出生率の算定にあたっては、標本調査を含む実績値と人口動態統計に基づく実績値との整合性を図るための係数を乗じている。1970 年コーホートの調整係数は 0.969、参照コーホートの調整係数は中位 0.963、高位 0.970、低位 0.959 となっている。

出生性比：平成 28 (2016) ～令和 2 (2020) 年の出生性比 (105.2) を一定とした。

2) 死亡仮定の要約

昭和 45 (1970) ~令和 2 (2020) 年の死亡実績に基づき、「死亡中位」(2070 年男性 85.89 年、女性 91.94 年) の仮定を設定するとともに、パラメータが確率 99% で存在する区間に従い「死亡高位」(同年男性 84.56 年、女性 90.59 年)、「死亡低位」(同年男性 87.22 年、女性 93.27 年) の仮定を設定した。

平均寿命	実績 令和 2 (2020) 年	死亡中位仮定 令和 52 (2070) 年	平成 29 年推計 令和 47 (2065) 年
男 性	81.58 年	85.89 年	84.95 年
女 性	87.72 年	91.94 年	91.35 年

3) 国際人口移動仮定の要約

日本人については、新型コロナウイルス感染拡大の影響を受けた令和 2 (2020) 年を除く平成 27 (2015) ~令和元 (2019) 年における男女年齢別入国超過率(純移動率)の平均値(ただし、年齢ごとに最大値、最小値を除く 3 か年の値を用いている)を平滑化したものを一定とした。

外国人については、同様に令和 2 (2020) 年を除いた平成 28 (2016) ~令和元 (2019) 年における入国超過数の平均値を一定とした。2040 年の外国人の入国超過数は男女合計で 16 万 3,791 人と仮定された(平成 29 年推計では 2035 年に 6 万 9,275 人)。2041 年以降の仮定は、各推計において 2040 年の男女年齢別入国超過率(ただし日本人、外国人を合わせた総人口を分母とする)を求め、これを一定としている。なお、入国外国人の性、年齢別割合や国籍異動率についても過去の趨勢をもとに仮定値を作成した。

外国人 入国超過数	実績	仮定 令和 22 (2040) 年	平成 29 年推計 令和 17 (2035) 年
総 数	平成 28 (2016)~令和元(2019)年の平均 163,791 人	163,791 人	69,275 人
男 性	昭和 45 (1970)~令和元(2019)年の平均 男性の割合：49.8%	81,570 人	33,894 人
女 性		82,221 人	35,380 人

入国超過数は国内滞在期間 90 日以内の者を除いた外国人を対象とし、入国者数から出国者数を引いた値。前年 10 月から当該年 9 月までの数。実績は新型コロナウイルス感染拡大の影響を受けた 2020 年を除く 4 年間の平均。男女比を求めるにあたっては、昭和 45 (1970)~令和元(2019)年について男女性比を求め、変動の大きい年を除いた平均値を用いた。男女別入力値は四捨五入し人単位で表記しているため、総数に一致しないことがある。

Ⅲ. 推計の方法と仮定

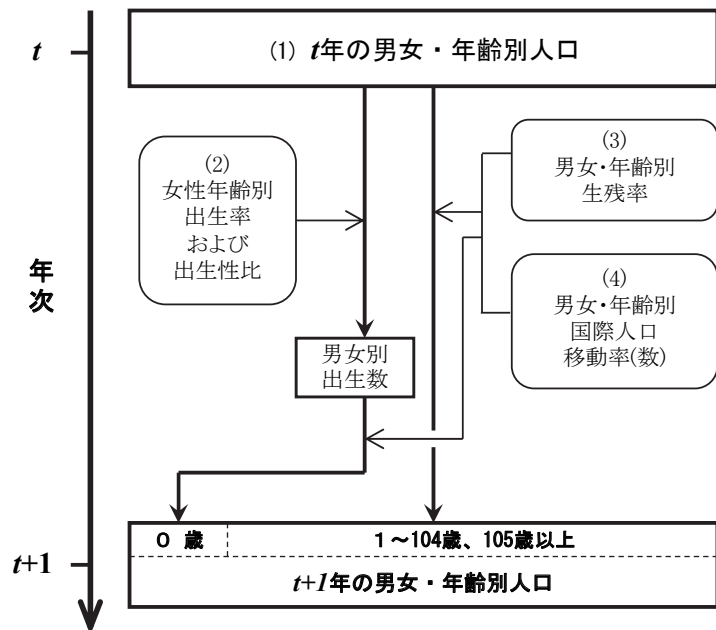
1. 推計の方法

日本の将来推計人口における推計方法は、前回推計と同様、コーホート要因法を基礎としている²⁾。コーホート要因法とは、年齢別人口の加齢とともに生ずる年々の変化をその要因（死亡、出生、人口移動）ごとに計算して将来の人口を求める方法である。すでに生存する人口については、加齢とともに生ずる死亡数と国際人口移動数を反映して将来の人口を求める。また、新たに生まれる人口については、15～49年齢の女性人口に生ずる出生数を性別で分け、その生存数および国際人口移動数を順次算出して求め、翌年の0歳人口として組み入れる（図Ⅲ-1-1）。

このコーホート要因法によって将来人口を推計するためには、男女年齢別に分類された（1）基準人口および同様に分類された（2）将来の出生率、（3）将来の生残率、（4）将来の国際人口移動率（数）に関する仮定が必要である³⁾。これらの仮定の設定について本推計では、これらの仮定の設定については、前回推計と同様、各要因に関する統計指標の実績値に基づいて、人口統計学的な投影を実施することにより行った。ただし、将来の出生、死亡等の推移における不確実性を考慮し、本推計ではそれぞれ複数の投影水準による仮定を設け、これらに基づく複数の推計を行うことによって将来の人口推移について一定幅の見通しを与えている。上記の推計要素（1）～（4）については、本章の以下の各節において説明する。

なお、日本の将来推計人口は、国籍に関わらず日本に常住する総人口を推計の対象としている。しかし、日本人と外国人では、婚姻や出生においてその発生の頻度や年齢パターンに違いがあり、近年では総人口を推計する場合においてもその違いの推計結果に対する影響の度合いが増しつつある。こうした状況に対処するため、平成18年12月推計から、日本人女性、外国人女性の別に婚姻、出生のデータを整備するとともに、日本人人口割合を内生的に可変として推計する方法を採用して

図Ⅲ-1-1 コーホート要因法による人口推計の手順



コーホート要因法による人口推計の基本手順を示す。本推計では、外国人を含む日本の総人口を推計対象とし、図に示したフロー以外にも国際結婚における出生や帰化等によって発生する国籍の異動を調整する手続きなどを含んでいる。

2) コーホートとは同時期に出生や結婚などの人口学的事象を経験した集団のことである。本推計では、同年に生まれた集団（出生コーホート）の意味で用いる。

3) より精密な推計のため、出生性比（女児出生数に対する男児出生数の比）、および国籍異動率（国籍異動による年齢別日本人純増の外国人人口に対する率）を直近実績値から求めて用いている。

おり、今回の推計でもこの方法を用いて推計を行っている。

2. 基準人口

推計の出発点となる基準人口は、総務省統計局『令和2年国勢調査 参考表：不詳補完結果』による令和2（2020）年10月1日現在の男女年齢各歳別人口（総人口）を用いた。

3. 出生率と出生性比の仮定

コーホート要因法によって将来の人口を推計する際、各年次の出生数と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出される。以下では、女性の年齢別出生率の推計方法について説明する。ただし、出生率の将来推計は結婚・出生に関わる行動に関するいくつかの仮定に基づいてなされ、その仮定設定にあたっては、近年の結婚・出生動向が基本的な前提となっている。したがって、まず近年の結婚・出生動向、ならびにこれに基づく今後の見通しのポイントについて見ておく。

（1）近年の出生動向

日本の出生数は、1970年代前半の第2次ベビーブームの終息以降は減少傾向にあり、1990年代に人口規模の大きな第2次ベビーブーム世代が親となることで一時的に横ばいとなったものの、2000年以降は再び減少傾向に転じている。1973年には209万件を超えていた出生数は、1990年代の120万件前後を経て、2016年には100万件を割り、2020年には84万件に至っている⁴⁾。また、出生数の変動に先行する初婚数についても、第2次ベビーブーム世代の結婚が一段落することによって、近年は減少傾向が続いている（**図Ⅲ-3-1**）。

合計特殊出生率⁵⁾は、1973年以降年々低下を続け、1982～84年にいったん上昇したものの再び低下し、1989年にはそれまで人口動態統計史上最も低かった丙午（ひのえうま）の年（1966年）を下回り1.57を記録した。その後もわずかな変動を示しながら低下傾向が続き、2005年には過去最低の水準である1.26を記録した。その後は2015年の1.45まで一時的に回復したものの、再び減少に転じ、2020年には1.33に至っている（**図Ⅲ-3-1**）。

婚姻外の出生が少ないわが国において⁶⁾、出生の盛んな年齢層の有配偶者割合の低下は、出生率低下に直結する。そして、有配偶者割合の低下は、主に未婚化および離別・死別の増加によって引き起こされる。

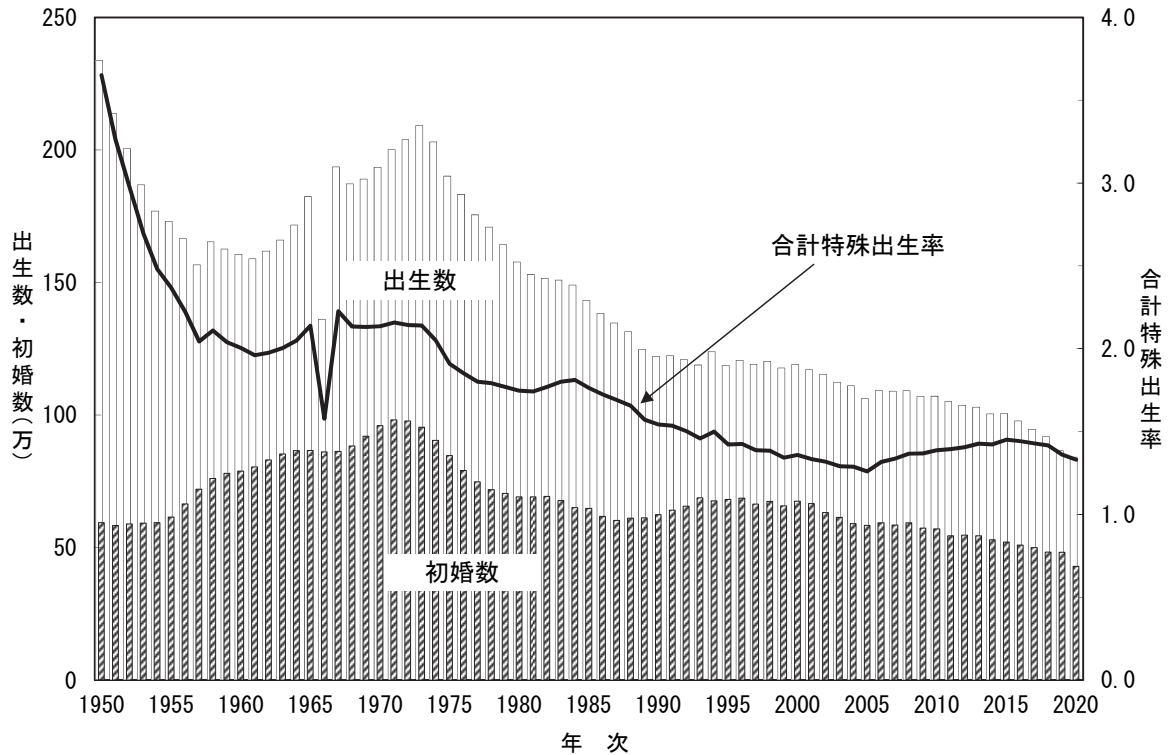
近年における有配偶者割合の低下は、主に未婚者割合の上昇によって引き起こされてきた（**図Ⅲ**

4) 出生数は「人口動態調査」による日本における日本人の出生数である。ただし、本将来人口推計は総人口（外国人を含む）を対象としていることから、推計結果による出生数は特別な記載がない限り外国人を含む数である。

5) ある年次に観察された女性の年齢別出生率を合計した数値。与えられた年齢別出生率にしたがって女性が出生過程を過ごした場合に生むと想定される生涯の平均出生児数に相当する。

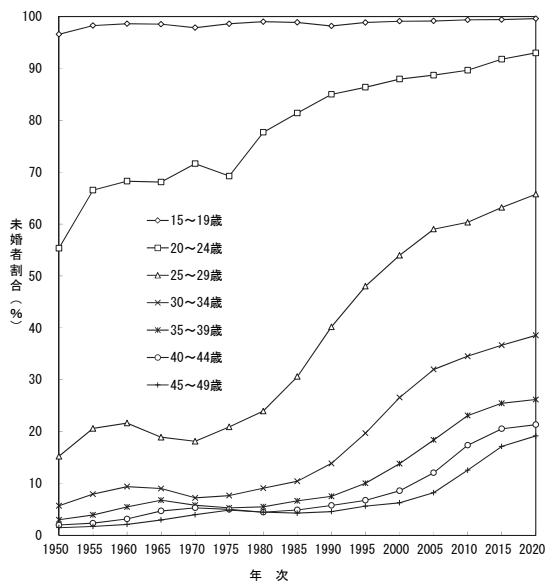
6) 2020年における全出生に占める婚外出生（嫡出でない子）の割合は2.38%である。

図Ⅲ-3-1 合計特殊出生率および出生数・初婚数の年次推移



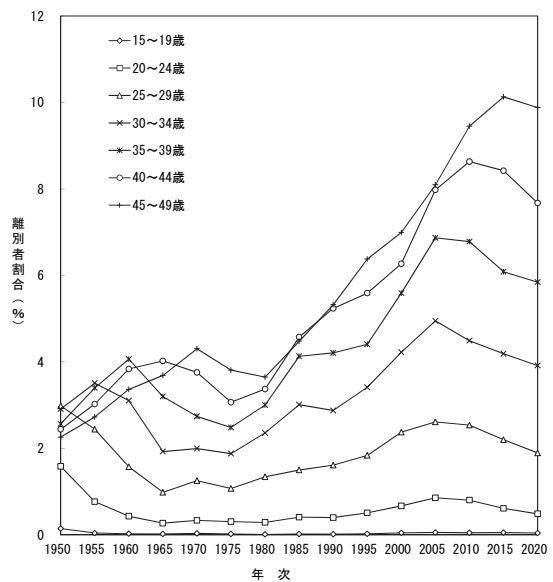
注：厚生労働省「人口動態統計」による。ただし、初婚数は同居年別にみたもので、妻（日本人）の同居開始時年齢を15～49歳に限定し、同居年の翌年以降に届け出られた「届出遅れ」を補整した推計値である。

図Ⅲ-3-2 年齢階級別にみた女性の未婚者割合の年次推移



注：総務省統計局「国勢調査報告」による。2010年までは、割合の分母になる年齢別人口には配偶関係不詳を含まない。2015年および2020年は配偶関係不詳補完結果に基づく。

図Ⅲ-3-3 年齢階級別にみた女性の離別者割合の年次推移



注：図Ⅲ-3-2に同じ。

-3-2)。1970年代後半以降、20歳代を中心に未婚者割合の急激な上昇が見られたことから、当初、晩婚化すなわち結婚年齢の上昇がその主要な原因と見られていた。しかし1980年代以降、30歳代以上においても未婚者割合の上昇が見られるようになったことから、同時に非婚化すなわち50歳時未婚者割合の上昇も重要な要素となってきている。すなわち、近年の結婚変化においては、晩婚化と非婚化が同時に進行しているとみるのが妥当である。

その他に有配偶者割合を低下させる要因として、離婚の増加の影響も大きい。1975年には2.5%に過ぎなかった30代後半の離別者割合は、2005年をピークに以後やや低下傾向にあるものの、2020年には5.8%に達している(図Ⅲ-3-3)。さらに、普通離婚率は2002年をピークに近年低下してきているものの、結婚が離婚に終わる確率は、以前の結婚に比べ上昇してきている。ただし出生力への影響については、再婚の動向にも依存するため、両者の動向を把握するとともに、これらを同時に出生力に反映させる枠組みが必要となる。

結婚した後の夫婦の子どもの産み方については、かつては比較的安定しているとみられていた。しかしながら、1980年代後半から90年代以降に結婚した夫婦については、子どもの産み方にも変化が現れている。ほぼ5年ごとに実施されている「出生動向基本調査」の結果をみると、いずれの結婚持続期間でも夫婦の出生子ども数が近年減少傾向にあることが確認できる。ほぼ子どもを生み終えたと考えられる、結婚持続期間15～19年の夫婦の出生児数をみると、1970年代から30年以上続いてきた安定水準の2.2が2005年調査で2.09へと低下し、その後2010年調査で1.96とはじめて2人の水準を下回り、2015年調査では1.94、2021年調査では1.90と引き続き2人を下回る水準で推移している。

表Ⅲ-3-1 結婚持続期間別にみた夫婦の平均出生子ども数

結婚持続期間	第7回調査 (1977年)	第8回 (1982年)	第9回 (1987年)	第10回 (1992年)	第11回 (1997年)	第12回 (2002年)	第13回 (2005年)	第14回 (2010年)	第15回 (2015年)	第16回 (2021年)
0～4年	0.93人	0.80	0.93	0.80	0.71	0.75	0.80	0.71	0.78	0.70
5～9年	1.93	1.95	1.97	1.84	1.75	1.71	1.63	1.60	1.59	1.61
10～14年	2.16	2.16	2.16	2.19	2.10	2.04	1.98	1.88	1.84	1.95
15～19年	2.19	2.23	2.19	2.21	2.21	2.23	2.09	1.96	1.94	1.90

注：「出生動向基本調査(第7～16回調査)」による。対象は初婚どうしの夫婦(出生子ども数不詳を除く)。

以上の分析から、今後の出生率を見通す上では、第1に晩婚化あるいは非婚化についての見通し、第2に離婚・死別と再婚による影響、そして第3に結婚後の夫婦の出生行動の変化を見込むことが必要となる。以下では、本推計において必要となる将来年次の年齢別出生率の仮定をどのように設定したのかについて、まず(2)において出生率推計の枠組みを概説した後、(3)において個々の要因の仮定設定の方法について説明する。さらに(4)において、それら仮定値から将来年次の年齢別出生率を求める方法について述べる。

(2) 出生率の推計方法

本推計では女性の年齢別出生率を推定するために、コーホート出生率法を用いた⁷⁾。これは女性の出生コーホートごとにそのライフコース上の出生過程を観察し、出生過程が完結していないコーホートについては、完結に至るまでの年齢ごとの出生率を推定する方法である。将来の各年次の年齢別出生率ならびに合計特殊出生率は、コーホート別の率を年次別の率に組み替えることによって得る。コーホート別の出生率を推計に用いるのは、それが年次別出生率に比べ、安定的に推移することが期待されるからである。たとえば、年次別出生率は晩産化などの出生年齢の変動に反応して合計値（合計特殊出生率）が変動しやすい⁸⁾のに対し、コーホート出生率では影響を受けない。

将来各年次の年齢別出生率および合計特殊出生率は、コーホート別の率を年次別の率に組み替えることで得られる。なお、出生率動向の測定を精密に行う観点から、本推計では、日本人女性に発生する出生に限定した出生率を対象として実績動向を把握し、これに基づいて総人口の出生動向を推計した。したがって、以下に記述する結婚、出生に関する指標の仮定値は、すべて日本人女性における事象に関するものであり（外国人女性の出生率の扱いについては後述）、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）に基づく出生率とは定義が異なる⁹⁾。「人口動態調査」と同定義の将来の合計特殊出生率は、推計結果から別途計算して求める。

コーホートの年齢別出生率は、50歳時点までの累積出生率（最終的な女性1人当たりの子ども数）と出生年齢パターンを設定して求める。後述するように、50歳時点までの累積出生率の水準は、当該コーホートの初婚行動、夫婦の出生行動および離死別・再婚行動に関する各指標を実績統計に基づいて投影により求め、それらの結果として算定される出生順位別コーホート合計特殊出生率を合計することで定めた。出生年齢パターンについては、出生過程が完結した、あるいは隣接コーホートの情報から未完結部分を推定できるコーホートについて、死亡率の将来推計で用いられるリー・カーター・モデルを拡張した拡張リー・カーター・モデル（本モデルの詳細は後述）を用いて将来推計を行った。

以上の手続きを踏み、一連のコーホートの年齢別出生率が推計されれば、年次ごとの年齢別出生率はこれを年齢ごとに組み替えることによって得られる。たとえば、2020年における15～49歳の

7) コーホートとは同時期に出生や結婚などの人口学的事象を経験した集団のことである。本推計では、同年に生まれた集団（出生コーホート）の意味で用いる。

8) その例として、丙午（ひのえうま）の年（1966年）の出生率変動が挙げられる。同年、迷信による出生忌避により合計特殊出生率は前年の74%に減少したが、同時期に出産期を迎えていた女性世代のコーホート合計特殊出生率にはほとんど変動がみられなかった。

9) 「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）から得ている。

年齢別出生率は、2005 年生まれコーホートの 15 歳の出生率、2004 年生まれコーホートの 16 歳の出生率、…、1971 年生まれコーホートの 49 歳の出生率をつなぎ合わせたものである。このようにして推計期間のすべての年次について年齢別出生率が得られる¹⁰⁾。

この段階のモデル出生率は純粋なコーホートモデルによるモデル値であり、一時的な社会経済的変動等が結婚・出生行動に対してもたらず短期の効果（期間効果）を含んでいない。将来生じる一時的な変動について知ることは当然のことながら困難であるし、そうした不確実な予見を将来の出生率に織り込むことはむしろ人口学的投影としての性質を損なうものである。

しかしながら、2019 年に発見され、その後全世界に拡大した新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の日本における感染拡大期に生じた突発的初婚数、出生数の減少は本推計作成時にすでに観察されており、こうした期間効果は将来推計に反映させる必要がある。そこで、本推計においては後述する方法に基づき、新型コロナウイルス感染拡大（コロナ禍）期間に生じた初婚数、出生数の減少が将来の出生率に及ぼす影響を加味している。

以上が年齢別出生率の推計方法の概要であるが、本方法による推計ではコーホートに対して投入されるパラメータの将来値（仮定値）が適切であることが前提となる。以下では、このパラメータの仮定値をどのように設定したかについて説明する。

(3) コーホート出生指標の仮定設定

1) 仮定設定の方法と参照コーホート

出生過程の大半を終えたコーホートについては、先行するコーホートの年齢別出生率のパターン等に基づき、その全出生過程（年齢別出生率）を統計的に推定することができる。しかしながら、まだ出生過程の開始間もないコーホートや出生実績がまったく得られないコーホートについては、統計的手法によって将来値を決めることはできず、何らかの外生的な仮定を与える必要がある。本推計では、いくつかの出生力の要素について個別に見通しを調べることにより出生率の仮定値を設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。本推計では、この要となるコーホートのことを参照コーホートと呼んでいる。本推計においては、2005 年生まれの女性コーホートを参照コーホートとした。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を行う。

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ることができる。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年齢別初婚率と夫婦完結出生児数を推定する必要がある。前者すなわち初婚については、今後も晩婚化、非婚化の進展が見込まれること、また後者すなわち夫婦完結出生児数については、結婚出生力の低下傾向を見込む必要が生じている

10) 厳密には年次 t 年の満 x 歳の年齢別出生率には、年次 $(t-x)$ 年生まれと、年次 $(t-x-1)$ 年生まれの 2 つのコーホートが関わるため実際の算出方法はやや複雑である。

ことは、それぞれの近年の動向に関連して述べたとおりである。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も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、これらの出生力要素を取り入れた形式によって表現することとし、次の算定式によって与えられる。

コーホート合計特殊出生率の算定式

<p>コーホート合計特殊出生率</p> <p>= (1 - 50歳時未婚者割合) × 夫婦完結出生児数 × 離死別再婚効果係数</p> <p>= (1 - 50歳時未婚者割合) × 期待夫婦完結出生児数 × 結婚出生力変動係数 × 離死別再婚効果係数</p> $CTFR = (1 - \gamma) \cdot CEB \cdot \delta$ $= (1 - \gamma) \cdot (CEB(f) \cdot \kappa) \cdot \delta$
--

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 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 $CEB(f)$ 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 $CEB(f)$ 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 のみによっ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 κ 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」において詳しく説明する。

本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。この参照コーホートにおけるコーホート出生率と、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。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。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。

本推計においては、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、後述するように本推計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。

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、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)

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ない。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)

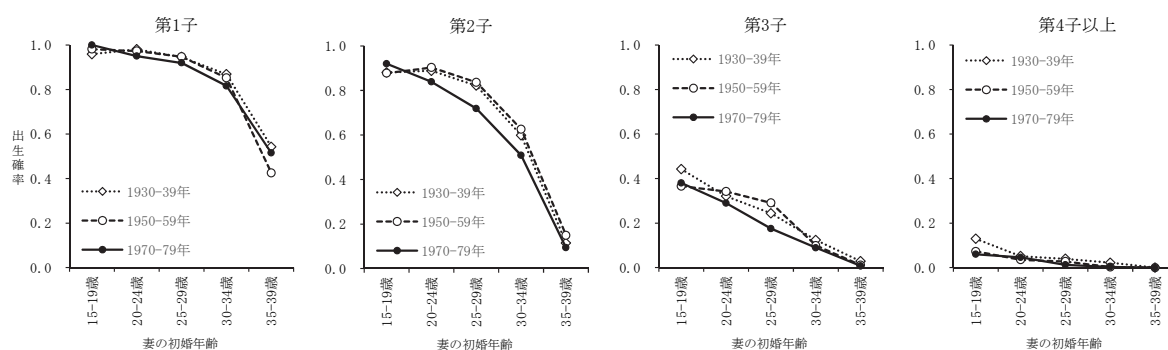
コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は、2005年出生コーホートの29.0歳に至り以後は変わらない。50歳時未婚者割合は、2005年出生コーホートの25.6%まで進み、以後は変わらない。

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、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。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 歳時の夫婦の平均出生児数および出生順位別出生確率（図Ⅲ-3-4）から定量的に推定される。

図Ⅲ-3-4 妻の初婚年齢別、出生順位別にみた、40 歳時出生確率



注：「出生動向基本調査」における初婚どうし夫婦の結果に基づく。グラフ中の数値は 40 歳時点での出生確率であるため、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乗じる。

こうして定式化された妻の初婚年齢別出生確率が安定的なコーホートにおいては、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Ⅲ-3-4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歳までの出生確率は低い傾向にある。しかしながら、第2に、妻の初婚年齢を統制したとしても、より若いコーホートほど生涯の出生確率が低下している傾向が見て取れる。そこで本推計においては、結婚後の夫婦の子どもの産み方のパターンにおける直近の趨勢を反映させるために、1965～74年コーホートの妻初婚年齢別出生確率を用いて期待夫婦完結出生児数を算出した。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 人であった¹¹⁾。

図Ⅲ-3-5は、上記の手続きに基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。ここで着目すべき点は以下の3点である。第1に、1965年以前の出生コーホートでは、期待夫婦完結出生児数が夫婦完結出生児数の実績値を下回る傾向にあるが、これは図Ⅲ-3-4に見た通り、妻の初婚年齢を統制しても、先行する出生コーホートのほうが結婚後に子どもを持つ確率が高かったためである。第2に、一方で、1960年代後半

11) 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。

から 1970 年代前半の出生 cohorts にかけては、夫婦完結出生児数の期待値と実績値との乖離が相対的に小さくなっている。当然のことながら、これはこれらの出生 cohorts における妻の初婚年齢別出生確率を用いて期待夫婦完結出生児数を推定しているためである。そして第 3 に、本推計において夫婦完結出生児数の実績値が観察可能な最も直近の cohort である 1970 年代後半について見ると、夫婦完結出生児数の実績値がその期待値をやや上回る兆候が観察されている。

1970 年代後半の出生 cohorts に見られる夫婦完結出生児数の期待値と実績値との差は、夫婦の子どもの産み方の cohort 変化を反映したものであり、本推計においては結婚出生力変動係数 κ と呼んでいる。1970 年代後半から 1980 年代前半の出生 cohorts は妊娠先行型結婚の割合が相対的に多いことが知られており、前後の cohort と比較しても

夫婦の出生パターンに違いが見られる。**図 III-3-6** は、出生過程の途上にある夫婦について、妻が 30 歳時点および 35 歳時点の出生児数を出生 cohorts ごとに比較したものである。30 歳時点と 35 歳時点のいずれにおいても、1970 年代後半から 1980 年代前半の cohort において夫婦出生児数がやや高いことが分かる。こうした傾向を踏まえ、これらの世代では、夫婦完結出生児数は妻の初婚年齢分布から算出される期待完結出生児数を上回ることが見込まれるが、それは一時的な cohort 効果によるものであり、後続の cohort では夫婦出生力は再び減少に転じると仮定した。

そこで問題になるのは参照 cohort における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 cohort 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 III-3-4** でみたように、結婚後の夫婦の子どもの産み方には cohort 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 cohort 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 cohort (1970~79 年 cohort) で経験された κ の最小値 (0.969) を中位仮定の参照 cohort における κ として設定した (**図 III-3-7**)。これにより、参照 cohort に至るまで、晩婚化と夫婦の子どもの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んだこととなる。

図 III-3-5 妻の出生年別にみた夫婦完結出生児数の実績値、期待値および投影値（中位仮定）

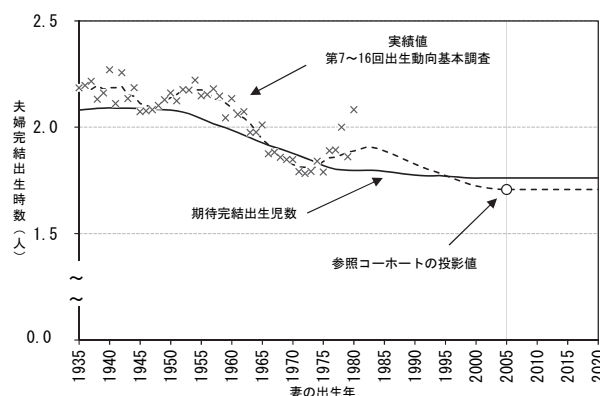
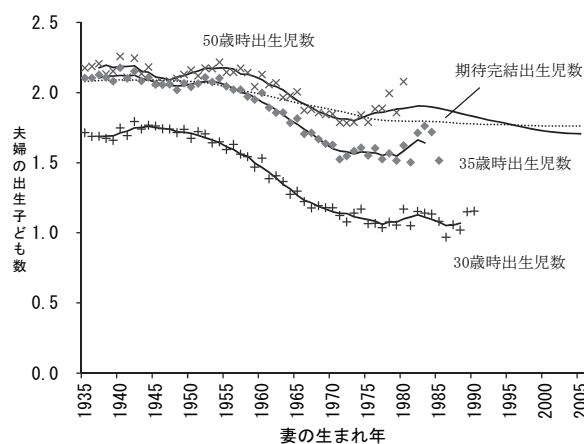


図 III-3-6 出生過程途上の夫婦の平均出生子ども数



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)

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。

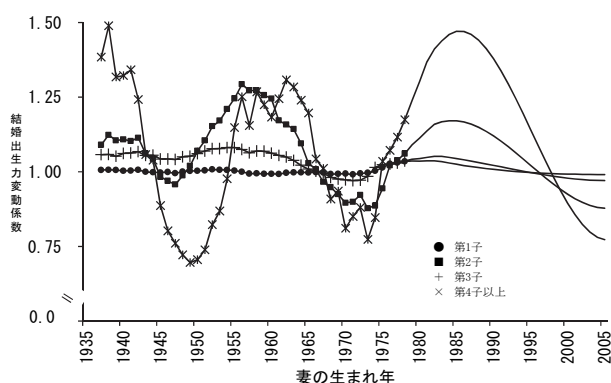
(高位仮定)

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)

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1965～1974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。

図Ⅲ-3-7 結婚出生力変動係数の実績値および
投影値(中位仮定)



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基づいている。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、初婚どうし夫婦に基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_* 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($R_* = C_* / C_{ff}$)によって表される(表Ⅲ-3-2)¹²⁾。

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。

表Ⅲ-3-2 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_{ff}) 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	C_o	1.70	R_o	0.93	P_o	17.3%	P_o	16.9%
死別								
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 - γ) =				0.965		0.966	

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($R_* = C_* / C_{ff}$)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)。

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。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。

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Ⅲ-3-3および表Ⅲ-3-4にまとめた。

12) 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Ⅲ-3-3 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	結婚・出生変数値		離婚別 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)
				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
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
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
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

表Ⅲ-3-4 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

6) コーホート年齢別出生率

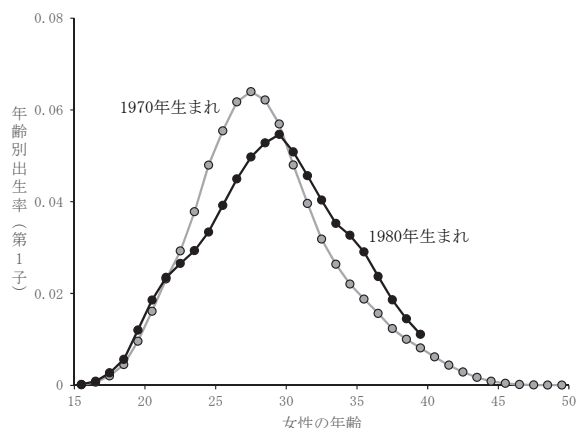
参照コーホートならびにその途中のコーホートのコーホート合計特殊出生率（ならびに出生順位別生涯出生確率）が設定された後は、死亡率の将来推計で用いられるリー・カーター・モデルを拡張した拡張リー・カーター・モデルを用いて年齢別出生率を推定する。年齢を x 、出生年を c とすると、年齢別出生ハザードのリー・カーター・モデルは、以下のように記述される。

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

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值、 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。

リー・カーター・モデルをこのような形で年齢別出生率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Ⅲ-3-8 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ている。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ことがうかがえる。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

図Ⅲ-3-8 第1子年齢別出生率の比較
(1970年生まれおよび1980年生まれ)



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、年齢別出生率のパラメトリックモデル、例えば平成29年推計で用いられた一般化対数ガンマ分布モデルのような数理モデルで表現するには一定の限界がある。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、出生率の年齢パターンの複雑な変化に対応することができる。

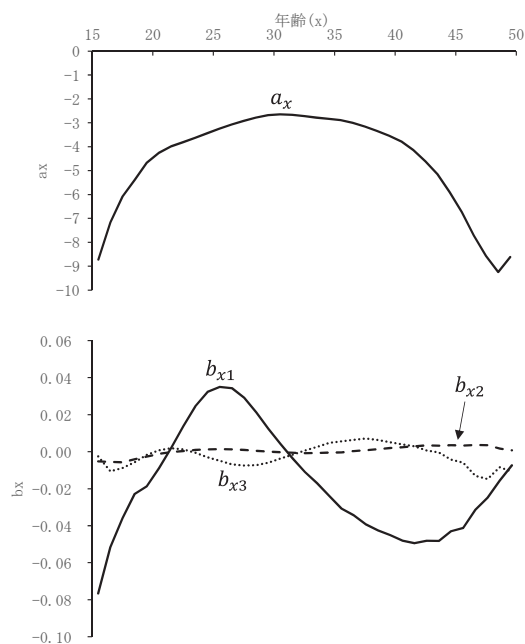
ただし本推計においては、リー・カーター・モデルをコーホート年齢別出生率の将来推計に適用するためにいくつかの修正を施し、それを拡張リー・カーター・モデルとして以下のように定式化した。

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

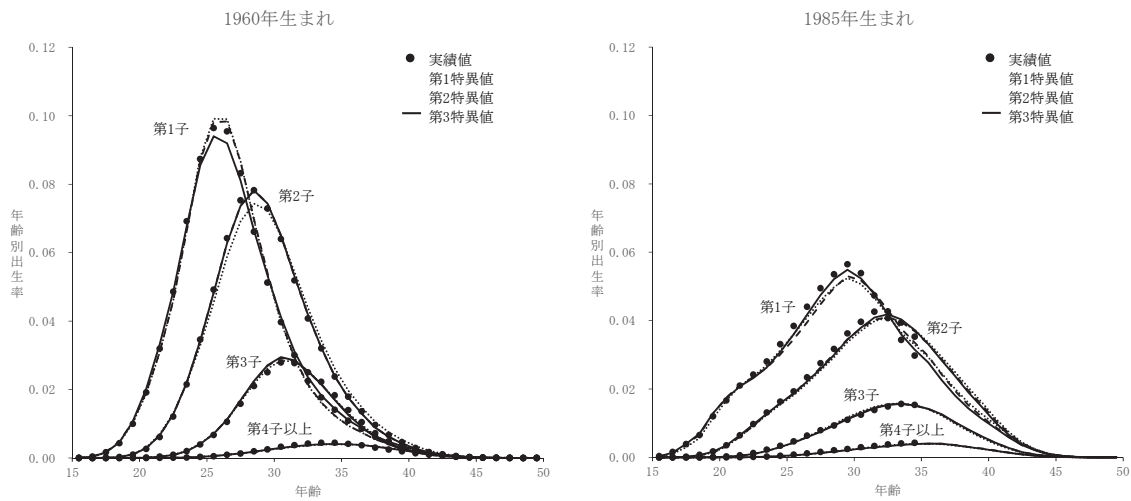
このモデルと先に見たリー・カーター・モデルとの違いは主に2点ある。第1に、 H_c は累積出生ハザードを示しており、これによって各コーホートにおける出生ハザードの全体的水準、すなわちコーホート合計特殊出生率を統制できる。第2に、リー・カーター・モデルが年齢別死亡率の将来推計モデルとして用いられる場合、第1特異値および対応する特異ベクトルのみを用いて年齢別死亡率が近似されることが一般的であるが、上記の拡張リー・カーター・モデルでは、それを一般化し ρ 番目までの特異値および特異ベクトルを用いている。本推計においては、後述のとおり、モデルの説明力等を検討した結果、第3特異値までに対応する項を用いて（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。

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Ⅲ-3-9、図Ⅲ-3-11）。図Ⅲ-3-10は、こうして推定されたパラメータにもとづいて

図Ⅲ-3-9 推定されたパラメータ (a_x, b_x)
(第1子)



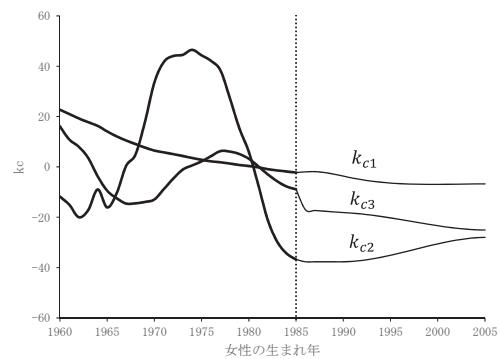
図Ⅲ-3-10 コーホート年齢別出生率の実績値とモデル値との比較



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当てはまりが改善されていることが分かる。

出生変化パターンの一般的水準を示す $k_{c,i}$ の将来推計は以下の方法にもとづいて行った。第1子出生ハザードについて推定された $k_{c,i}$ を例にとると、第1特異値に対応する $k_{c,1}$ は1960年コーホート以降一貫して低下傾向にあるものの、第2特異値および第3特異値にそれぞれ対応する $k_{c,2}$ 、 $k_{c,3}$ は増減を繰り返しており、直近のトレンドをそのまま将来に投影することは容易ではない。そこで本推計においては、参照コーホートにおける出生年齢パターンを外生的に定めた。具体的には、本推計時点で得ることのできる最新の期間年齢別出生ハザードから構成される出生年齢スケジュールを参照コーホートにおける出生年齢スケジュールとした。これにより、参照コーホートにおける $k_{c,1}$ 、 $k_{c,2}$ 、 $k_{c,3}$ の水準を設定した。さらに、参照コーホートに至るまでの他のコーホートでは出生過程の一部について年齢別出生ハザードが実績値として得られている。そこで、隣接するコーホートの $k_{c,i}$ を初期値とし、実績値が得られている年齢について出生ハザードの実績値に対するモデル値の当てはまりに改善が見られた場合に $k_{c,i}$ を逐次的に更新するという方法も併用した。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た。

図Ⅲ-3-11 パラメータ k_c の将来推計（第1子）

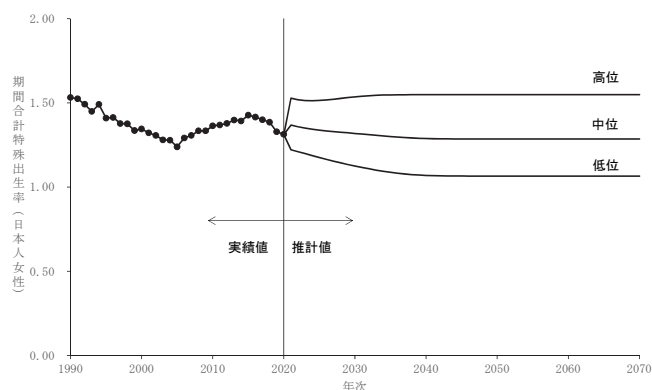


7) 年次別出生率の推計結果

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し、さらに年次に組みかえることで将来年次の年

年齢別出生率を算出した。図Ⅲ-3-12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。ここで注意が必要なのは、これらの将来推計値には、新型コロナウイルスの日本における感染拡大期に生じた初婚数、出生数変動の影響が加味されていないことである。そのため、図Ⅲ-3-12に示されている出生率の将来推計値を基点（ベースライン）としつつ、次節で説明する方法にしたがって、新型コロナウイルス感染拡大が将来の出生率に及ぼす影響を考慮する。

図Ⅲ-3-12 実績および仮定された年次別合計特殊出生率
(新型コロナウイルス感染拡大の影響を加味しないモデル値)



注：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。

8) 新型コロナウイルス感染拡大（コロナ禍）の出生数縮減効果の推計

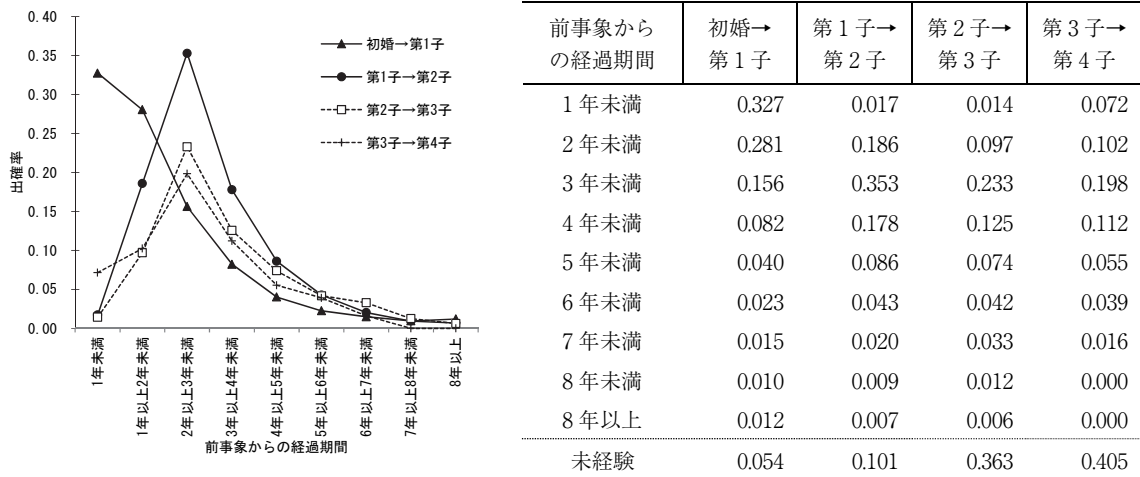
前節では、新型コロナウイルス感染拡大（コロナ禍）の影響がなかったとした場合の出生率の投影値を示した。ここでは、コロナ禍の期間に生じた初婚数と出生数の突発的減少が、将来の出生数に影響を与えるメカニズムとその効果の推計法を示し、コロナ禍の影響を反映した出生率仮定値を示す。

婚姻外の出生が僅少である日本においては、第1子はそれまでに初婚を経験した女性から生じる。また、第2子はそれまでに第1子を産んだ女性から生じることなどから、初婚を経験した人口は第1子出生という当該事象のリスクに晒される人口（リスク人口）となり、以降、出生順位に則して、第 $n-1$ 子出生という前事象を経験した人口が第 n 子出生という当該事象のリスク人口となる。さらに、当該事象は、このリスク人口から一様に発生するのではなく、前事象からの経過年数によってその発生頻度が異なっており、当該事象の出生数は前事象からの経過年数を考慮した「有効リスク人口」とより強い関係を有する。日本でコロナ禍に関して最初に緊急事態宣言が発出された2020年4月以降、少なくとも2022年後半までに観察されている初婚数や出生数の減少は、コロナ禍がなかったとした場合の有効リスク人口に対して、今後の有効リスク人口の一時的減少をもたらし、それにより将来出生数の縮減が見込まれる。そこで、この有効リスク人口と出生数との統計的関係を実績データに基づいてモデリングし、コロナ禍によって今後見込まれる有効リスク人口の減少による将来の出生数の縮減効果を定量的に推計することとした。縮減効果推計の具体的な手順は以下のとおりである。

i) 有効リスク人口の推計

第 n 子のリスク人口は第 $n-1$ 子の出生経験者（第1子は初婚経験者）となる。ここで、例えば数年前に $n-1$ 子を出生した人々に比べ、8年前に出生した人々の間では、すでに第 n 子を産んでいる人が相対的に多く含まれ、その結果、第 n 子出生の頻度は低いことが見込まれる。このように前事象

図Ⅲ-3-13 前事象からの経過期間別出生率（将来推計の仮定値）

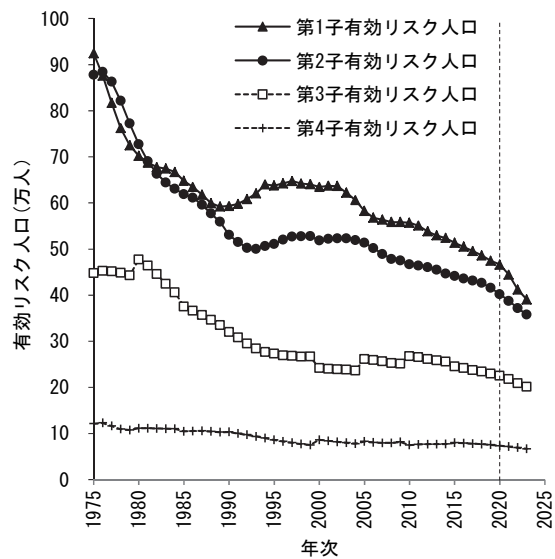


注：対象は「出生動向基本調査」夫婦票における、結婚持続期間 15 年未満の初婚どうし夫婦について、前事象を調査時点から 8 年以上前に経過した妻。当該事象未経験者も含む。この図の値は第 15 回（2015 年）、第 16 回調査（2021 年）から求めた出生率の平均値。

からの経過期間によって出生率が異なることは、「出生動向基本調査」の調査対象者の出生歴の情報を用いて示すことができる（図Ⅲ-3-13）。ここから、第 1 子は初婚後 1 年未満の出生率が最も高く、その後は経過年数とともに出生率は逡減していくことが分かる。一方で、第 2 子以降は出生順位によって出生率の水準は異なるものの、前事象から 2 年以上 3 年未満に最も出生率が高いというパターンが共通してみられる。

第 n 子出生のリスク人口は、当該出生の前年からおよそ 9 年前までに前事象を経験した女性の累計（第 $n-1$ 子出生数の累計）となるが、前事象からの経過年数別のリスク人口を、前事象からの経過期間別出生率で加重平均したものを「有効リスク人口」とし、出生数の推計に用いることとした。重みに使う前事象経過期間別出生率は、「出生動向基本調査」夫婦票の出生歴データを用い、前事象を調査時点から 8 年以上前に経過した妻（結婚持続期間 15 年未満の初婚どうし夫婦）を対象とし、調査回別

図Ⅲ-3-14 第 n 子出生の有効リスク人口の推移



注：第 n 子出生の有効リスク人口は、9 年以内前年までに生まれた第 $n-1$ 子の合計（第 n 子リスク人口）に、第 7～16 回「出生動向基本調査」の出生歴データから求めた、前子からの経過期間別当該出生の出生率を重みとして乗じたもの。有効リスク人口の 2023 年の値は、前事象の 2022 年の見込み実績まで用いて算出。

に求めた。これらを各調査年次から 10 年前後遡った年次別リスク人口の重みとして適用した¹³⁾。この方法で求めた有効リスク人口の推移を図Ⅲ-3-14 に示した。

ii) 有効リスク人口による出生数の推計

次に、この有効リスク人口が第 n 子出生数の説明変数としてどの程度有効かを検証した。 t 年第 n 子出生に関する有効リスク人口 E_t^n を独立変数とし、 t 年第 n 子出生数 B_t^n を被説明変数とする以下の単回帰モデルを考え、実績データを用いて最小二乗法によってパラメータ α^n, β^n を推定した。

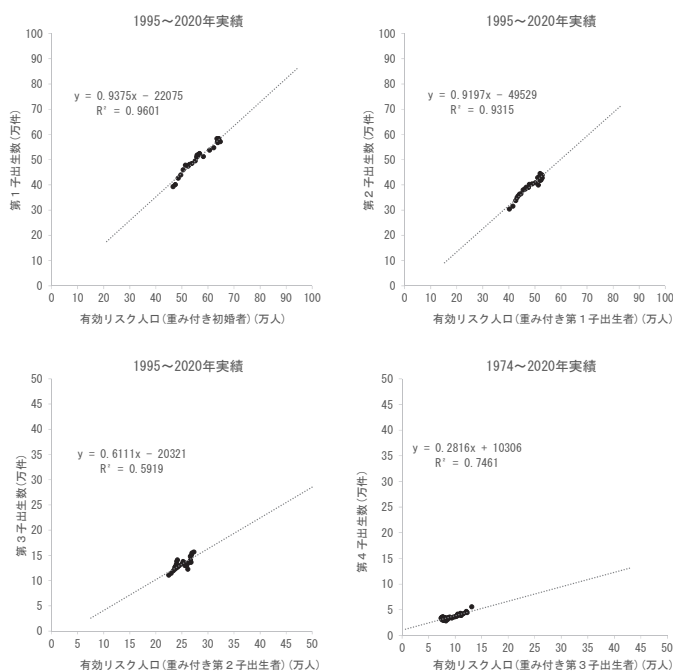
$$B_t^n = \alpha^n + \beta^n E_t^n + \varepsilon_t^n$$

$$E_t^n = \sum_{s=0}^{n-1} B_{t-1-s}^n w_s^n$$

ここで n は出生順位、 t は年次、 w_s^n は前事象からの経過期間 s (8:8 年以上、7:7 年以上 8 年未満、...、1:1 年以上 2 年未満、0:1 年未満) ごとの出生率 (重み) である。また α は単回帰モデルの切片、 β は傾き、 ε は誤差項である。

図Ⅲ-3-15 には、有効リスク人口と第 n 子出生数との関係 (散布図) および最小二乗法によって推定されたモデルパラメータ α^n, β^n とモデルの当てはまりを示す決定係数を示している。このモデルを用いて、有効リスク人口から推計した過去の出生数と実績の出生数を比較したものが図Ⅲ-3-16 であり、有効リスク人口を用いたモデルは、実績出生数の推計に有効であることが分かる。

図Ⅲ-3-15 有効リスク人口と出生数の関係 (散布図)



iii) コロナ禍の有無別の推計した有効リスク人口

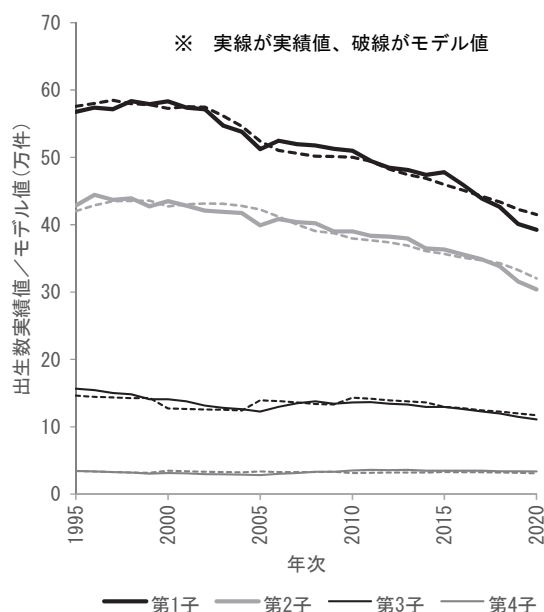
さてこのモデルによって翌年の出生数を予測すると、その出生数のモ

注：「出生動向基本調査」の出生歴データを活用した有効リスク人口と出生数との関係を複数の期間について探索的に分析した結果、第1子から第3子までは1995年以降で安定的関係を示し、第4子は1974年以降で安定的関係を示した。

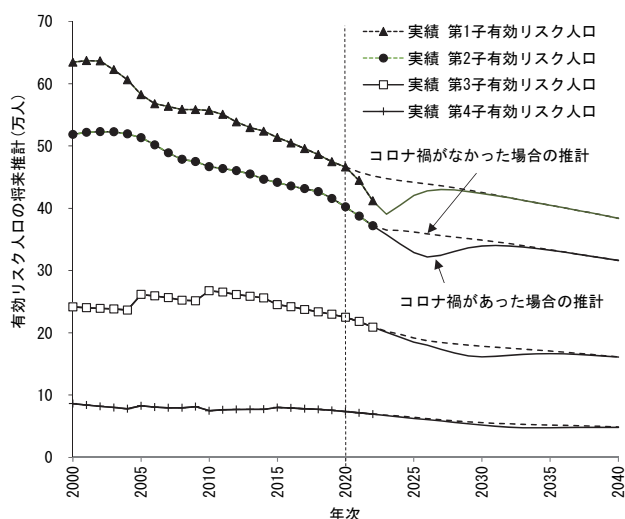
13) 1966~69 年は「第7回調査 (1977 年)」、1970~74 年は「第8回調査 (1982 年)」、1975~79 年は「第9回調査 (1987 年)」、1980~84 年は「第10回調査 (1992 年)」、1985~89 年は「第11回調査 (1997 年)」、1990~94 年は「第12回調査 (2002 年)」、1995~99 年は「第13回調査 (2005 年)」、2000~04 年は「第14回調査 (2010 年)」、2005~09 年は「第15回調査 (2015 年)」、2010~14 年は「第16回調査 (2021 年)」、2015 年以降および将来推計については第15回・第16回調査の平均を用いた。

デル値を使ってさらに翌年の有効リスク人口を算出できるため、逐次的に出生数を予測することができる。ただし、初婚数については予測変数がないため、仮定を置き将来推計を行う必要がある。ただし、ここでの目的は蓋然性の高い初婚数の予測ではなく、コロナ禍があった場合となかった場合の初婚数の比を求めることである。そこで以下の手順で基準となる将来の初婚数を得た。まず、2021年までは初婚数の実績値を使い、2022年は8月までの「人口動態統計」の速報値と前年の月別分布を用いて予測した見込み実績数を用いた。2023年以降は、初婚行動は2019年のコロナ禍前の状況に戻ると考える。そこで、2019年時点の年齢別初婚ハザードに基づく年齢別初婚率の水準が2023年以降も続くと考え、女性人口については、「日本の将来推計人口（平成29年推計）」（出生中位（死亡中位））に基づく女性人口に適用して初婚数を推計した。これにより将来の初婚数が得られれば第1子の有効リスク人口の将来数が推計でき、逐次的に第4子の有効リスク人口まで推計できる。このように推計された有効リスク人口が図Ⅲ-3-17の実線部分である。2020年から2022年に観察された初婚数の落ち込みは、まず第1子の有効リスク人口の落ち込みをもたらす。その後、タイムラグを経て第2子、第3子、そして第4子の有効リスク人口の減少につながる。

図Ⅲ-3-16 出生数の実績値とモデル値



図Ⅲ-3-17 コロナ禍の有無別に推計した有効リスク人口



iv) コロナ禍の有無別に推計した出生数およびコロナ禍による出生力縮減効果の推計

同様の方法で、仮にコロナ禍がなかったと想定した場合の有効リスク人口と出生数を推計する。初婚数の実績値は2019年まで、出生数の実績値は2020年までをそれぞれ使い、2020年以降の初婚数は2019年の年齢別初婚ハザードを将来一定として求めた。コロナ禍がなかった場合の初婚数を用いて推計された、将来の有効リスク人口は図Ⅲ-3-17の破線部分である。

以上のように、コロナ禍があり2022年まで実績値（および見込み実績値）を使って求めた有効リスク人口と、コロナ禍以前の初婚発生の実績を投影した有効リスク人口を使って、コロナ禍があっ

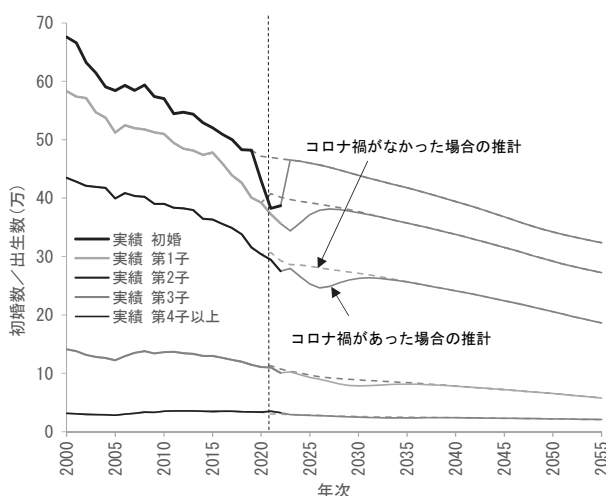
た場合となかった場合の出生数をそれぞれ推計したのが図Ⅲ-3-18である。

初婚数は、コロナ禍がなかったと想定した場合、2020～23年の落ち込みが見られない。一方、実際にコロナ禍が生じた状況下では、初婚数は2020年から2022年に大きく落ち込み、2023年からはモデル値（2019年時点の年齢別初婚ハザードを将来一定として補外した場合の初婚数）に戻ると仮定される。第1子から第4子も、コロナ禍がない場合は出生数の落ち込みがなく、緩やかに減少しているが、コロナ禍がある場合、初婚に遅れて第1子が、第1子に遅れて第2子が、という様にそれぞれ出生数に落ち込みが見られる。コロナ禍がなかった場合とコロナ禍があった場合のこれらの出生数の比を、コロナ禍による縮減効果と見なす。出生順位別に両者の比を示したのが図Ⅲ-3-19であり、このコロナ縮減効果を、コロナ禍以前の実績に基づいて将来投影された期間年齢別出生率（すなわち、図Ⅲ-3-12に示されたモデル値）に乗じることで、コロナ禍の影響を受けた出生率の仮定値を得た¹⁴⁾。

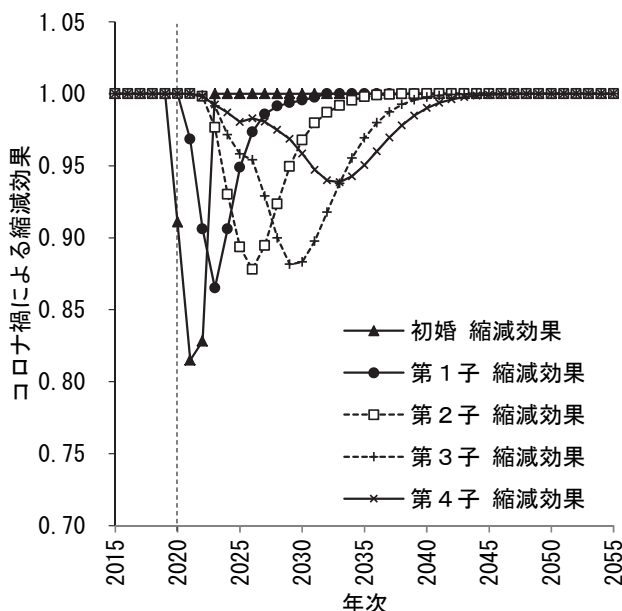
2023年については、2022年期末の段階でコロナ禍が収束していなかった状況を鑑み、有効リスク人口によらない、妊娠・出生行動そのものが受ける効果を2021年、2022年の実態から推定し（有効リスク人口の落ち込みでは説明できない減少分）、加味した。これらにより得られた日本人女性の中位推計仮定を図Ⅲ-3-20に示した。

なお、2021年と2022年については「人口動態調査」の出生数等をもとにした年齢別出生率の実績見込みを別途算定し、中位仮定値に外挿した。高位、低位については、新型コロナの影響を加味しないモデル値の中位に対する高位あるいは低位仮定値の乖離分をあてはめた。

図Ⅲ-3-18 コロナ禍の有無別に推計した出生数

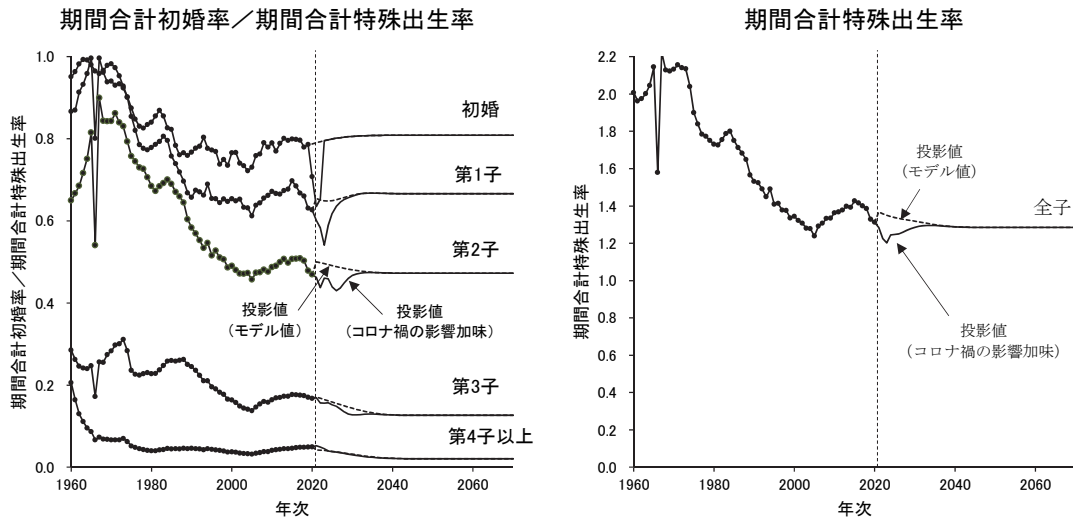


図Ⅲ-3-19 コロナ禍による結婚減、出生減がもたらす将来の縮減効果



14) 2023年まではコロナ禍において妊娠・出産行動が抑制されたにコロナ禍の直接的抑制効果が全再生年齢に対してあったと考えるが、2024年以降は、有効リスク人口の縮減効果のみとなる。さらに、2024年以降に出生過程に入ったコーホートにはこうした有効リスク人口による効果はないと考え、縮減効果係数を乗じないので、コロナ効果は結果的にはモデルよりも過小となっており、コロナ禍後の取り戻し効果を一定程度織り込んだ処理となっている。

図Ⅲ-3-20 新型コロナウイルス感染拡大（コロナ禍）の影響の有無別にみた中位仮定値



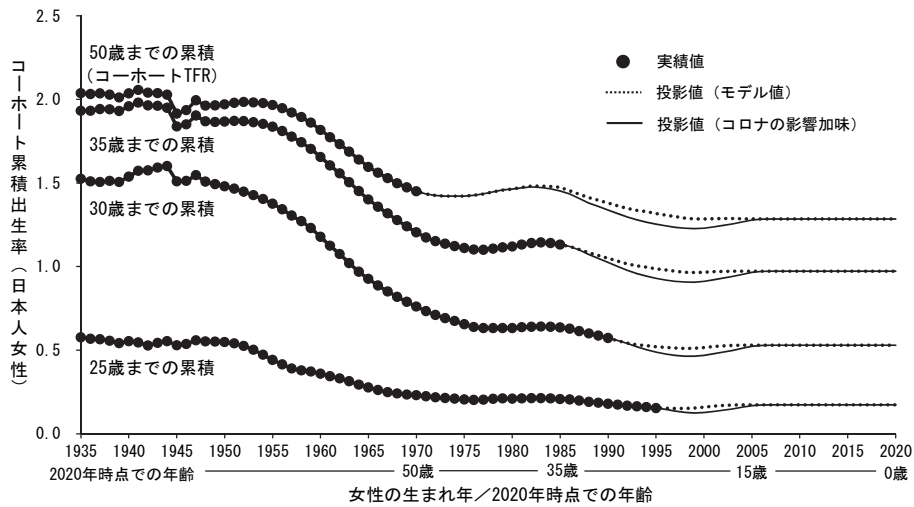
表Ⅲ-3-5 中位仮定に基づくコーホート指標

生まれ年	50歳時 未婚者割合 (%)	平均 初婚年齢 (歳)	コーホート 合計特殊出生率 (日本人女性出生率)	初婚どうし 夫婦の完結 出生児数 (人)	出生児数分布(%)					平均出生年齢(歳)				
					無子	1人	2人	3人	4人 以上	全子	第1子	第2子	第3子	第4子 以上
1965	12.9	26.5	1.60	1.94	23.5	16.8	40.2	15.6	3.9	29.4	27.8	30.1	32.0	34.3
1970	15.0	27.2	1.45	1.83	27.9	18.7	37.3	12.6	3.5	30.0	28.6	30.9	32.6	34.7
1975	16.7 (16.8)	27.8 (27.8)	1.43 (1.42)	1.84 (1.83)	28.9 (28.9)	19.4 (19.4)	35.9 (35.9)	12.2 (12.2)	3.6 (3.6)	30.7 (30.7)	29.3 (29.3)	31.6 (31.6)	33.3 (33.3)	35.0 (35.0)
1980	16.9 (17.2)	28.1 (28.1)	1.47 (1.46)	1.89 (1.89)	28.2 (28.3)	19.1 (19.0)	35.3 (35.2)	13.0 (12.9)	4.5 (4.6)	30.9 (30.9)	29.5 (29.5)	31.8 (31.8)	33.2 (33.3)	34.6 (34.7)
1985	18.0 (18.9)	28.2 (28.1)	1.45 (1.45)	1.89 (1.91)	28.9 (29.9)	17.9 (18.2)	35.2 (34.0)	13.1 (12.9)	5.0 (5.1)	30.9 (30.8)	29.5 (29.4)	31.8 (31.6)	33.0 (32.9)	34.3 (34.3)
1990	18.8 (20.5)	28.4 (28.3)	1.39 (1.34)	1.83 (1.80)	32.1 (33.6)	18.5 (18.9)	33.0 (32.0)	12.2 (11.2)	4.2 (4.3)	31.1 (31.0)	29.8 (29.7)	32.0 (31.9)	33.1 (32.9)	34.3 (34.1)
1995	18.9 (21.3)	28.5 (28.5)	1.35 (1.25)	1.77 (1.71)	34.6 (36.5)	17.4 (18.9)	32.9 (30.6)	11.8 (10.8)	3.3 (3.2)	31.3 (31.4)	30.2 (30.3)	32.1 (32.3)	33.0 (33.0)	34.5 (34.2)
2000	19.1 (20.2)	28.6 (28.7)	1.30 (1.23)	1.73 (1.65)	34.7 (37.5)	17.7 (16.9)	34.3 (33.0)	10.9 (10.3)	2.4 (2.3)	31.3 (31.6)	30.3 (30.6)	32.0 (32.3)	33.1 (33.2)	34.6 (34.6)
2005	19.1	28.6	1.29	1.71	33.4	19.4	34.6	10.6	2.0	31.1	30.0	32.0	33.1	34.6
2010	19.1	28.6	1.29	1.71	33.4	19.4	34.6	10.6	2.0	31.1	30.0	32.0	33.1	34.6
2015	19.1	28.6	1.29	1.71	33.4	19.4	34.6	10.6	2.0	31.1	30.0	32.0	33.1	34.6
2020	19.1	28.6	1.29	1.71	33.4	19.4	34.6	10.6	2.0	31.1	30.0	32.0	33.1	34.6

注：「日本人女性出生率」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。1975年生まれから2000年生まれの下段の数値は、婚姻および出生に対する新型コロナウイルス感染症拡大の影響を加味したもの。

また、以上の結果得られた、コロナ禍による影響を加味した年次別初婚率および年次別出生率をコーホートに組み替えることで、各コーホートの初婚率および出生率がどれほどコロナ禍の影響を受けたのかを定量化することができる（表Ⅲ-3-5、図Ⅲ-3-21）。1990年代半ば生まれのコーホートにおいて、コロナ禍による出生率の引き下げ効果が最も顕著に表れていることが分かる。ただし、ここで注意すべき点は、本推計においてモデリングされた、出生率に対するコロナ禍の影響はあくまで有効リスク人口の減少のみにもとづく構造的影響であることである。言い換えると、今後コロナ禍が収束を迎えたのち、コロナ禍において出生を控えていた人々による本格的な「産み戻し」の

図Ⅲ-3-21 コーホート合計特殊出生率の推移



可能性、反対にコロナ禍による社会環境の変容がさらなる家族形成の抑制を起す可能性など、コロナ禍をきっかけとした今後の行動変化は本推計の中位仮定には織り込まれていない。

このようにコロナ禍後の社会に関しては不確実性が存在するので、結果については高位仮定あるいは低位仮定で示される一定の幅があることを理解されたい。

(4) 外国人女性の出生率

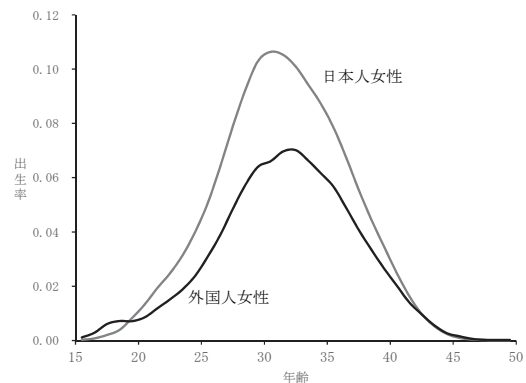
ここまでの手続きを踏むことで、新型コロナウイルスが将来の出生率に及ぼす影響を加味したうえで、将来年次の年齢別出生率および合計特殊出生率を得ることができた。

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であるため、総人口を推計するためには、日本に常住する外国人女性の出生率も必要となる。図Ⅲ-3-22には2016～2020年の外国人女性の年齢別出生率の平均値を示している。10代後半を除くと一貫して外国人女性は日本人女性よりも出生率が低いことがうかがえる。さらに、期間合計特殊出生率の趨勢についても確認しておく、1990年代半ば以降、中長期的に見ると外国人女性の出生率は低下傾向にある(図Ⅲ-3-23)。

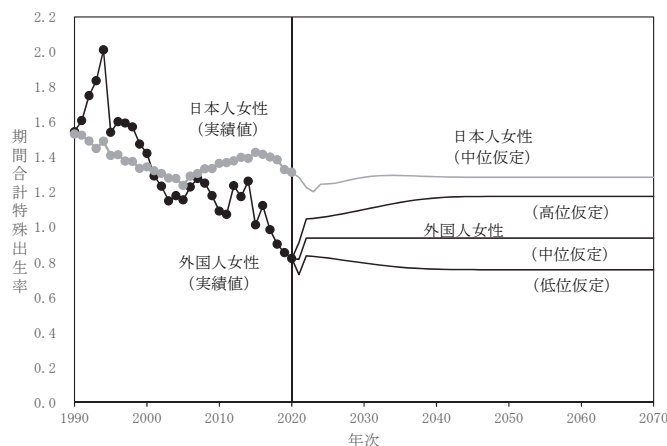
日本人女性の合計特殊出生率と比較しても、近年における外国人女性の出生率は低い水準にとどまっている。

日本人女性と比べて外国人女性は国を超える移動が多いため、コーホート出生率法による出生率の将来推計が難しい。そこで本推計では、外国人女性の出生率については期間出生率法を採用した。具体的には、2021年は実績値を外挿し、2022年以降は2016～2020年の母の年齢別出生率の平均値を固定し中位仮定として用いた(合計特殊出生率は0.9377)。なお、外国人女性の出生率の高位仮定

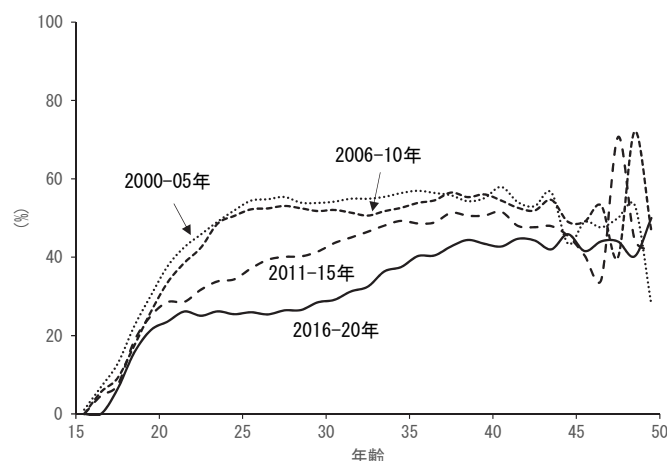
図Ⅲ-3-22 日本人女性および外国人女性の年齢別出生率(2016～2020年の平均)



図Ⅲ-3-23 外国人女性の年次別合計特殊出生率の実績値および仮定値



図Ⅲ-3-24 外国人女性の生んだ児のうち日本国籍児が占める割合



と低位仮定については、日本人女性の出生率における中位仮定、高位仮定、低位仮定の相対比を外国人女性の出生率にも適用することで得た。

なお、次節で見るように、「人口動態調査」と同定義の出生率を算出するためには、外国人女性から生まれた出生数を日本国籍児と外国籍児に分ける必要がある。図Ⅲ-3-24 は、2000年から2020年における、外国人女性から生ずる日本国籍児の年齢別割合をおよそ5年ごとに平均値を取って示したものである。ここから、2010年頃まではこの年齢別割合は比較的安定的な傾向を示していたものの、それ以降はとりわけ20代で大きな変化が見られ、外国人女性が生む子どものうち日本国籍児の占める割合が低下していることが分かる。この背景として、2006年以降、外国人女性と日本人男性との間での国際結婚件数が減少する一方で、外国人女性人口が増加していることが一因として考えられる。本推計においては、2016～20年の外国人女性から生ずる日本国籍児の年齢別割合の平均値を取ったうえで、かつ年齢によって平滑化(移動平均)したものを2021年以降一定として用いた。

(5) 年次別出生率の推計結果

ここまで、日本人女性および外国人女性それぞれの年次別年齢別出生率の将来推計値が得られた。

「人口動態調査」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）ならびに合計特殊出生率（下式参照）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。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、人々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。

「人口動態調査」の合計特殊出生率の定義

$$\left(\text{合計特殊出生率} \right) = \sum_{15 \sim 49 \text{ 歳合計}} \frac{\left(\begin{array}{c} \text{日本人女性の} \\ \text{出生数} \end{array} \right) + \left(\begin{array}{c} \text{外国人女性の生んだ} \\ \text{日本国籍児の数}^{**} \end{array} \right)}{\left(\text{日本人女性人口} \right)}$$

※外国人女性の生んだ日本国籍児とは、日本人を父とする児である。

表Ⅲ-3-6 ならびに図Ⅲ-3-24 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その前提となる日本人女性の出生率とともに、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）。人口動態調査と同定義による合計特殊出生率は、実績値が 1.33 であった 2020 年から、2023 年の 1.23 まで低下し、以後上昇に転じた結果、2070 年には 1.36 へと推移する。

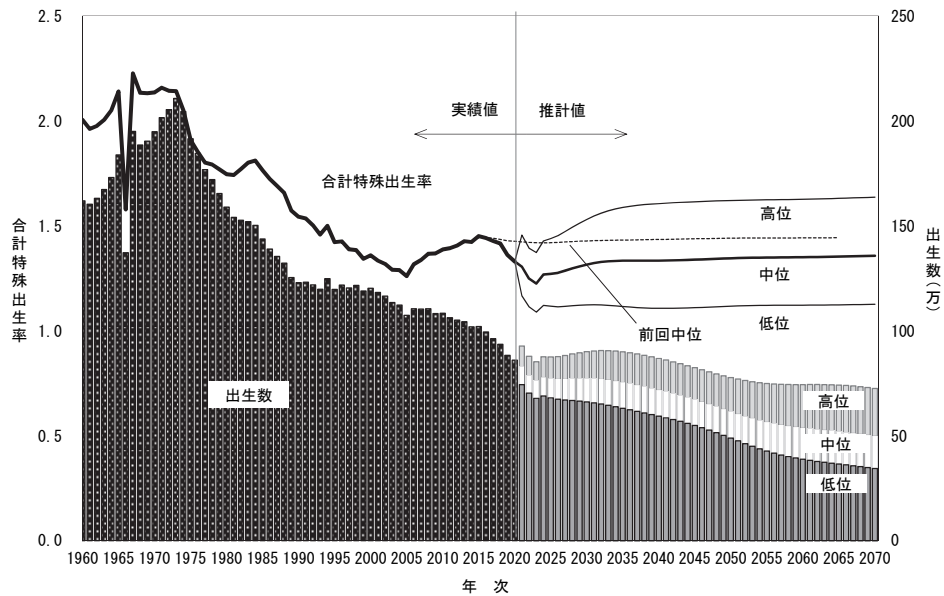
表Ⅲ-3-6 実績およびそれぞれの出生仮定に基づく年次別合計特殊出生率

年次	実績		中位仮定		高位仮定		低位仮定	
	人口動態調査定義	(日本人女性出生率)	人口動態調査定義	(日本人女性出生率)	人口動態調査定義	(日本人女性出生率)	人口動態調査定義	(日本人女性出生率)
平成 12 年 (2000 年)	1.359	(1.345)	/	/	/	/	/	/
17 年 (2005 年)	1.260	(1.239)						
22 年 (2010 年)	1.387	(1.363)						
27 年 (2015 年)	1.450	(1.427)						
令和 2 年 (2020 年)	1.330	(1.313)						
7 年 (2025 年)			1.362	(1.338)	1.542	(1.514)	1.197	(1.175)
			1.271	(1.247)	1.439	(1.412)	1.116	(1.095)
12 年 (2030 年)			1.349	(1.318)	1.571	(1.535)	1.150	(1.125)
			1.315	(1.285)	1.530	(1.494)	1.123	(1.097)
17 年 (2035 年)			1.338	(1.300)	1.594	(1.547)	1.119	(1.087)
			1.334	(1.295)	1.587	(1.541)	1.115	(1.084)
22 年 (2040 年)			1.334	(1.288)	1.606	(1.549)	1.107	(1.069)
			1.334	(1.288)	1.606	(1.548)	1.107	(1.069)
27 年 (2045 年)			1.338	(1.285)	1.614	(1.549)	1.109	(1.065)
			1.339	(1.285)	1.614	(1.549)	1.110	(1.065)
32 年 (2050 年)			1.345	(1.285)	1.620	(1.549)	1.117	(1.065)
37 年 (2055 年)			1.349	(1.285)	1.624	(1.549)	1.121	(1.065)
42 年 (2060 年)			1.350	(1.285)	1.626	(1.549)	1.122	(1.065)
47 年 (2065 年)			1.353	(1.285)	1.631	(1.549)	1.123	(1.065)
52 年 (2070 年)			1.357	(1.285)	1.636	(1.549)	1.126	(1.065)

注：2025 年から 2045 年までの下段の数値は、婚姻および出生に対する新型コロナウイルス感染症拡大の影響を加味したもの。「人口動態調査定義」とは、「人口動態調査」における出生率定義にもとづく合計特殊出生率を示す。「日本人女性出生率」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で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ほとんど変わらない。各年の値ならびに 5 年ごとの年齢別出生率は、「IV-1.仮定値表」を参照のこと。

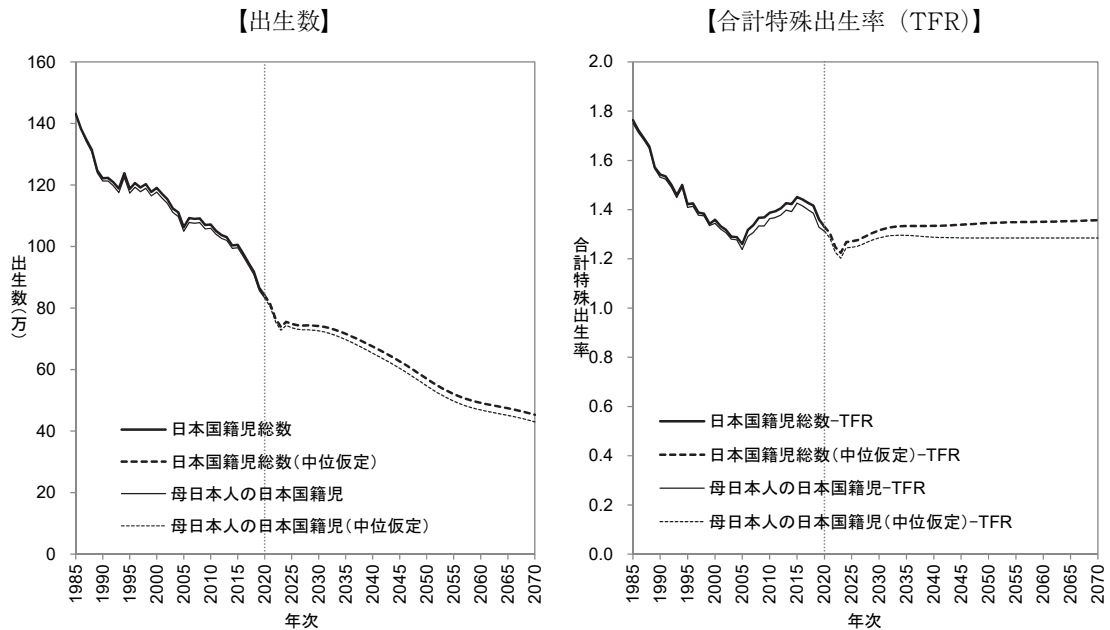
同様に、高位の仮定における人口動態調査と同定義の合計特殊出生率は、2020年の実績値 1.33 から、わずかに増加したのち、2023年にはいったん 1.37 まで低下するものの、2070年には 1.64 に至る。低位の仮定における人口動態調査と同定義の合計特殊出生率は、2020年の実績値 1.33 から 2023年の 1.09 まで低下し、その後はほぼ横ばいで推移しながら、2070年には 1.13 に至る。

図Ⅲ-3-25 合計特殊出生率および出生数の年次推移



注：実績値は「人口動態統計」による。出生数は日本における外国人を含む。推計値については死亡中位仮定。

図Ⅲ-3-26 母の国籍別にみた日本国籍児の件数および合計特殊出生率（TFR）の推移（出生中位・死亡中位仮定）



図Ⅲ-3-25には、合計特殊出生率の推移とともに、推計結果として算出される年次別出生数を出生仮定別に示している（死亡中位仮定との組み合わせによる）。2040年以降はいずれの仮定においても合計特殊出生率はほとんど変化しないが、母親となる女性人口が漸次減少していくことによって、出生数はいずれの仮定においても減少が続く。

先に見た通り、「人口動態調査」の定義にもとづく合計特殊出生率は、日本国籍児を分子とし、日本人女性を分母とした率であるため、日本人女性の出生率の変動とは独立に、外国人女性の出生率の変動にも依存する。図Ⅲ-3-26の左図は、日本国籍児の総数と、日本人の母から生まれた日本国籍児数の推移を示している。両者の乖離は外国人女性の生んだ日本国籍児の規模を示しているが、1990年代以降はだいに拡大しており、今後もその乖離は拡大が続く見込みである。これはすなわち、「人口動態調査」定義の合計特殊出生率の分子における外国人女性の生んだ日本国籍児数の比率が上昇していくことを意味し、それが合計特殊出生率を上昇させる方向に寄与する。図Ⅲ-3-26の右図では、日本人女性の生んだ日本国籍児に限定した合計特殊出生率と「人口動態調査」と同定義のすべての日本国籍児についての合計特殊出生率の推移を示している。前者は2036年以降、1.29で一定となっているが、後者の「人口動態調査」と同定義の合計特殊出生率は、2023年の1.23を底にその後は上昇を続け、2070年には1.36へと推移する。この上昇は、日本人女性の子どもの産み方に変化があるからではなく、日本における外国人女性の増加に伴い、外国人女性による日本国籍児の比率が増加するという構造的な要因によるものである。

（6）出生性比の仮定

出生数を男児と女児とに分けるためには出生性比（女児数100に対する男児数の比）を仮定する必要があるが、過去の出生性比を観察すると年次変動はきわめて小さいため、本推計では、2016～2020年の5年間の実績値である105.2を2021年以降一定として用いた。

（7）出生仮定値の前回推計からの変化の要因分解：国際人口移動、出生力変動、コロナ禍

推計結果から日本における日本人の出生数および人口動態調査定義の合計特殊出生率が求められる。平成29年推計の出生中位（死亡中位）の結果（以下前回中位推計）と今回推計の出生中位（死亡中位）の結果（以下今回中位推計）を比較し、その差がどのような仮定設定の違い（要因）によるのかを示す。着目する要因は、(a) 国内における日本人女性人口や外国人女性から生まれる日本国籍児数に影響する国際人口移動の実績および将来仮定の違い（外国人女性の出生率仮定の違いも含む）、(b) 前回推計以降、新型コロナウイルス感染拡大直前までに見られた出生力の変化と将来仮定値の変化、そして(c) 新型コロナウイルス感染期（コロナ禍）における初婚数や出生数の減少と、その後生じる出生のリスク人口の減少である。ここでは以下の5つの推計結果を用いることで、前回中位推計と今回中位推計の違いをもたらす要因a、b、cの寄与の推計を試みた。

使用する5種の推計は以下の通りである。一つ目は（1）前回中位推計、二つ目は（2）前回推計における封鎖人口推計（国際人口移動、国籍異動がないとする仮定）である。三つめは（3）今回推計における封鎖人口推計であるが、出生率の仮定はコロナ禍の影響を加味しないモデル値を用いる。四つ目の推計は、同じく（4）コロナ禍による影響を含まないモデル値を出生仮定に用いるが、国際

表Ⅲ-3-7 要因分解を行うための各推計と仮定の違い

仮定の違い	推計の種類	条件を変えた推計				(5) 令和5年推計 (出生中位(死亡中位))
		(1) 平成29年推計 (出生中位(死亡中位))	(2) 平成29年推計 (封鎖人口)	(3) 令和5年推計 (封鎖人口/コロナなし)	(4) 令和5年推計 (コロナなし)	
(a) 国際人口移動・国籍異動	あり	なし	なし	あり	あり	
(b) (基準人口・死亡仮定・) 出生仮定	平成29年推計	平成29年推計	令和5年推計	令和5年推計	令和5年推計	
(c) コロナ禍	なし	なし	なし	なし	あり	

人口移動があると想定する。五つ目は (5) 今回中位推計である。各推計における仮定の違いを表Ⅲ-3-7 にまとめた。

表Ⅲ-3-7 の左のパネルには、5 種類の推計における出生数を 2020 年から 2065 年まで示した。中央のパネルには、(1) ~ (5) の出生数の差分から、各要因が説明する数の変化を示している。

a) 新旧推計間の国際人口移動や国籍異動、外国人女性の出生率の違いによって説明される出生数の変化は、 $\{(2) - (1)\} + \{(4) - (3)\}$ で示される。b) コロナ禍とは独立の、両推計間の出生率仮定の違いによって説明される出生数は、封鎖人口推計における前回推計とコロナ効果を加味しない今回推計との差、 $(3) - (2)$ で示される。そしてコロナの影響を含まない (4) とコロナ禍の影響を含む今回推計 (5) との差が、コロナ期の初婚減、出生減およびその後のリスク人口減がもたらす c) コロナ禍に起因するリスク人口の変化の影響を示す。なお新旧推計の比較においては基準人口、死亡仮定の違いによる出生数への影響が含まれるが、再生産年齢の日本人女性人口への影響は小さいことから、ここでは無視しようとする。右のパネルには要因別寄与を構成比で示している。

今回中位推計における 2025 年の出生数（日本における日本人）は、前回中位推計に比べ 7 万 6 千件減少している。この違いの内訳は国際人口移動に関連する仮定の違いによるものが 2 千件、コロナ禍によらない出生率仮定の違いによる部分が 2 万 1 千件、コロナ禍に起因する出生のリスク人口減で説明できる数が 5 万 4 千件である（表Ⅲ-3-8）。減少分のおよそ 7 割が 2020~2022 年の新型コロナウイルス感染拡大の影響と説明でき、出生力そのものの仮定の違いによって説明できるのは

表Ⅲ-3-8 平成 29 年出生中位（死亡中位）推計と令和 5 年出生中位（死亡中位）推計における出生数（日本における日本人）の差の要因分解

年次	出生数（日本における日本人）(1,000件)					前回推計と新推計との差の要因(1,000件)				前回推計と新推計との差の要因(%)			
	(1) 平成29年推計 (出生中位(死亡中位))	(2)-(4) 条件を変えた推計			(5) 令和5年推計 (出生中位(死亡中位))	(5)-(1) 全体	要因			全体	要因		
		(2) 平成29年推計 (封鎖人口)	(3) 令和5年推計 (封鎖人口/コロナなし)	(4) 令和5年推計 (コロナなし)			(2)-(1)+ [(4)-(3)] a) 国際人口移動	(3)-(2) b) 出生力	(5)-(4) c) コロナ禍に起因する リスク人口		a) 国際人口移動	b) 出生力	c) コロナ禍に起因する リスク人口
令和 2 (2020)	886	885	883	883	841	-45	-1	-2	-42	-100.0	-2.0	-3.4	-94.6
3 (2021)	869	867	862	862	813	-55	-1	-5	-49	-100.0	-2.4	-9.6	-88.0
4 (2022)	854	852	843	843	766	-88	-2	-9	-78	-100.0	-1.9	-10.1	-88.1
5 (2023)	842	840	827	828	739	-103	-2	-13	-88	-100.0	-1.8	-12.3	-86.0
6 (2024)	833	830	813	814	755	-77	-2	-17	-59	-100.0	-2.5	-21.4	-76.1
7 (2025)	825	822	801	803	749	-76	-2	-21	-54	-100.0	-2.7	-26.9	-70.4
12 (2030)	798	791	755	761	741	-56	-1	-36	-19	-100.0	-2.0	-63.6	-34.5
17 (2035)	761	751	707	719	716	-44	3	-44	-3	-100.0	5.9	-99.9	-6.0
22 (2040)	721	709	657	676	675	-46	7	-52	-1	-100.0	15.9	-114.1	-1.8
27 (2045)	678	665	610	632	627	-51	10	-56	-5	-100.0	19.4	-110.2	-9.3
32 (2050)	633	619	560	583	570	-63	10	-60	-13	-100.0	16.6	-95.6	-21.0
37 (2055)	592	577	515	541	520	-72	10	-61	-21	-100.0	14.3	-85.2	-29.1
42 (2060)	562	544	480	509	492	-70	11	-63	-18	-100.0	15.5	-90.3	-25.1
47 (2065)	536	515	449	483	475	-62	13	-66	-8	-100.0	20.9	-107.5	-13.4

令和5年出生中位（死亡中位）推計における令和2(2020)年は実績値である。

表Ⅲ-3-9 平成29年出生中位（死亡中位）推計と令和5年出生中位（死亡中位）推計における合計特殊出生率（人口動態調査定義）の差の要因分解

年次	合計特殊出生率(人口動態調査定義)					前回推計と新推計との差の要因				前回推計と新推計との差の要因(%)			
	(1) 平成29年推計(出生中位(死亡中位))	条件を変えた推計			(5) 令和5年推計(出生中位(死亡中位))	(5)-(1) 全体	要因			全体	要因		
		(2) 平成29年推計(封鎖人口)	(3) 令和5年推計(封鎖人口/コロナなし)	(4) 令和5年推計(コロナなし)			[(2)-(1)]+[(4)-(3)] a)国際人口移動	(3)-(2) b)出生力	(5)-(4) c)コロナ禍に起因するリスク人口		a)国際人口移動	b)出生力	c)コロナ禍に起因するリスク人口
令和 2 (2020)	1.43	1.42	1.40	1.40	1.33	-0.096	-0.004	-0.026	-0.067	-100.0	-3.7	-27.0	-69.3
3 (2021)	1.42	1.42	1.39	1.39	1.30	-0.119	-0.005	-0.029	-0.085	-100.0	-4.0	-24.1	-71.9
4 (2022)	1.42	1.41	1.38	1.38	1.25	-0.173	-0.006	-0.034	-0.133	-100.0	-3.3	-19.8	-76.9
5 (2023)	1.42	1.41	1.37	1.37	1.23	-0.194	-0.006	-0.040	-0.148	-100.0	-3.3	-20.4	-76.3
6 (2024)	1.42	1.41	1.36	1.37	1.27	-0.150	-0.007	-0.044	-0.099	-100.0	-4.7	-29.6	-65.8
7 (2025)	1.42	1.41	1.36	1.36	1.27	-0.148	-0.008	-0.049	-0.091	-100.0	-5.1	-33.4	-61.5
12 (2030)	1.43	1.41	1.34	1.35	1.32	-0.113	-0.007	-0.072	-0.034	-100.0	-6.5	-63.8	-29.8
17 (2035)	1.43	1.41	1.31	1.34	1.33	-0.098	0.000	-0.093	-0.005	-100.0	-0.3	-95.0	-4.8
22 (2040)	1.43	1.41	1.30	1.33	1.33	-0.101	0.008	-0.109	0.000	-100.0	8.3	-108.3	0.0
27 (2045)	1.44	1.41	1.30	1.34	1.34	-0.099	0.013	-0.113	0.001	-100.0	13.1	-113.9	0.8
32 (2050)	1.44	1.41	1.30	1.34	1.35	-0.096	0.015	-0.113	0.002	-100.0	15.9	-118.0	2.0
37 (2055)	1.44	1.41	1.30	1.35	1.35	-0.093	0.017	-0.111	0.002	-100.0	17.8	-119.6	1.9
42 (2060)	1.44	1.41	1.30	1.35	1.35	-0.092	0.017	-0.110	0.001	-100.0	19.0	-119.6	0.7
47 (2065)	1.44	1.40	1.30	1.35	1.35	-0.090	0.019	-0.109	0.000	-100.0	21.4	-121.7	0.3

令和5年出生中位（死亡中位）推計における令和2(2020)年は実績値である。

4分の1程度であることがわかる。国際人口移動の仮定の違いによる影響については、外国人女性人口は前回推計に比べて増加しているものの、外国人女性の年齢別出生率および外国人女性から発生する日本国籍児の割合が前回に比べて低下したため、推計時点からしばらくは日本国籍児の減少に寄与している。しかしその後、外国人女性人口が増加し続けることにもない、2035年頃からは日本国籍児の増加に寄与している。

なお、本推計では新型コロナウイルス感染拡大は2023年には収束すると想定しているが、この3年間の影響は2045年頃一度ほぼ消滅するがその後再び現れる。これはコロナ禍に生まれた世代（コーホート）は同期間の出生率の低迷によって相対的に規模が小さいが、その世代が再生産年齢に入るために、そこから発生する出生数も少なくなる「エコー効果」の出現を意味している。

表Ⅲ-3-9には、合計特殊出生率（人口動態調査定義）について同様の要因分解の結果を示した。2025年の合計特殊出生率は前回中位推計では1.42、今回中位推計では1.27である。低下分(0.15)の5%は外国人の国際人口移動に関連する要因、3分の1はコロナによらない出生率仮定の違い、残りの約6割がコロナ禍に起因する低下分を加味した仮定設定で説明できる。こうした影響による出生率の低下は2040年頃まで続くと想定される。

前回推計と比較して今回推計では外国人女性の入国超過数が増加している。したがって国内の外国人女性人口の数も増加し、外国人女性の産む日本国籍児も増えるため、人口動態調査定義の合計特殊出生率の算定式の分子に組み込まれる出生数は増加する。国際人口移動の仮定に違いによる出生率への寄与は2040年頃から正の方向に転じ、2065年には前回推計との差の2割以上を説明している（合計特殊出生率を約0.019上昇させている）。

4. 生残率の仮定（将来生命表）

(1) 近年の死亡動向

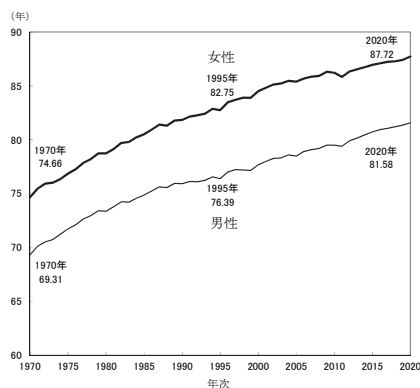
日本は、近年、男女ともに世界的のトップクラスの平均寿命を保ちつつ推移してきているが、そ

の死亡動向について、以下では、日本版死亡データベースの生命表¹⁵⁾による平均寿命の推移で確認する。およそ50年前の1970年の平均寿命は、男性69.31年、女性74.66年であったが、直近の2020年では、男性81.58年、女性87.72年であり、この間に平均寿命は男性で12.27年、女性で13.06年延伸した。この伸びは近年徐々に緩やかにはなっているものの、1995年の平均寿命は男性76.39年、女性82.75年であったことから、それ以降の25年間だけをとっても、男性5.19年、女性4.97年伸びている（**図Ⅲ-4-1**）。このように、近年の日本の平均寿命は国際的にみてトップクラスの水準を保ちつつ、なおも改善を続けているという点が第一の特徴である。寿命がどこまで延びるのかは重要な関心事であり、かつて専門家の間では、寿命には一定の限界があり、平均寿命もやがてその限界に近づき伸びが鈍っていくとの見方が有力であった。しかし、世界の最長平均寿命は、各国や国連などによる推計を上回って延びてきており、これまで比較的確実性が高いと考えられてきた将来の死亡・寿命の将来動向について、再度、不確実性の高い現象として捉える必要が出てきたといえる。

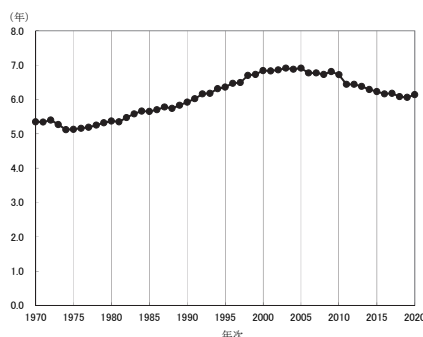
日本の平均寿命のもう一つの特徴は男女の平均寿命の差にある。近年、多くの欧米先進諸国においては、平均寿命の男女差が縮小する傾向にあるが、日本では、1970年に5.35年であった男女差が、2020年では6.14年と拡大してきており、諸外国と異なる傾向をみせている。しかしながら、この拡大傾向には近年変化がみられる。すなわち1990年代までの男女差は比較的堅調な拡大基調であったが、直近である2000年以降については、傾向に変化がみられ、男女差の拡大は停滞をみせている（**図Ⅲ-4-2**）。将来の寿命を見通すにあたっては、こうした情勢の変化に配慮する必要がある。

その他、近年の日本の死亡率改善の特徴としては、男女とも特に高齢層での改善が著しいことが挙げられる。**図Ⅲ-4-3**は、0歳・65歳・70歳時の平均余命について、2000年を100とした場合の指数を示したものである。これによれば、男女とも平均寿命の指数の増大に比べ、近年、65歳・70歳余命の指数の増大が大きく、死亡率改善は高齢層ほど著しいことがわかる。

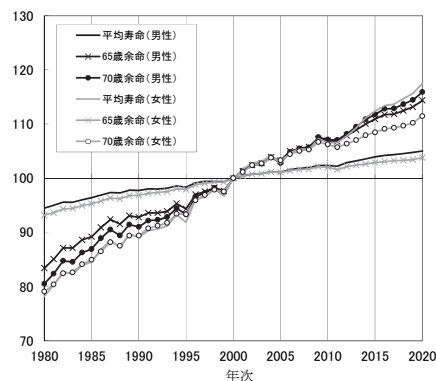
図Ⅲ-4-1 平均寿命の推移



図Ⅲ-4-2 平均寿命の男女差の実績



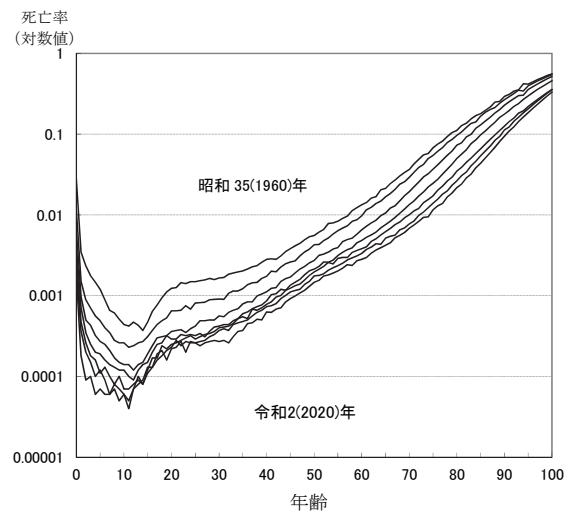
図Ⅲ-4-3 平均余命の伸びの推移の比較 (2000年を100とした指数)



15) 本推計では、国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」(ver.004_003)を基礎データとして用いている。日本版死亡データベースとは、国際的な死亡データベースである Human Mortality Database (HMD) と整合性をもち、日本の生命表を死亡研究に最適化して総合的に再編成したデータベースである。

さらに、これらを年齢別死亡率のレベルで観察するため、**図Ⅲ-4-4**に1960年以降10年おきの女性の年齢別死亡率 (m_x) の対数値をグラフに示した。これによれば、この間の年齢別死亡率は、当初、低年齢における改善が起き、その後、高年齢における改善へと変わってきていることが分かる。とりわけ、近年における高年齢での死亡率変化は、死亡率曲線が高齢側にシフトしている動き、すなわち死亡が遅延している動きとみることができる。このように、日本の近年の平均寿命の延びの要因の一つである高齢死亡率改善は、死亡率曲線の年齢シフトによる変化と捉えることができ、こうした傾向は将来の死亡状況を見直す上で重要なポイントとなる。

図Ⅲ-4-4 死亡率曲線の推移（女性）



(2) 生残率仮定設定の方法

コーホート要因法を用いて人口の将来推計を行うために必要な生残率の仮定は、将来死亡率を推計して将来生命表を作成することで得られる。将来死亡率の推計には、大きく分けて、1) 経験的方法、2) 数学的方法、そして、3) リレーショナルモデル法の3つの方法がある。

1) 経験的方法

経験的方法では、既存の人口によってすでに経験されている年齢別死亡率を用いる。死亡データの精度の低い開発途上国での平均余命の推定や将来推計のために、精度が比較的高い現実の生命表をパターンごとに分類して作成されたモデル生命表方式が一例である。モデル生命表は、現在でも人口統計の整備が不十分な国や地域での生命表を推定する際などに用いられる。

現代の日本のように、平均寿命が世界的にみてトップクラスの水準の場合、経験的な値として参考とする集団に限られるため、経験的方法を用いることは現実的ではない。これを克服する方法として、複数の国や地域において年齢別に達成されている最低の死亡率を組み合わせる一つの生命表を作成する最良生命表の利用がある。この最良生命表は実現されている年齢別死亡率を用いるので、到達可能な目標であると言え、きわめて現実的である。最良生命表方式で日本全国の将来生命表の作成を行う場合は、都道府県別でもっとも低い年齢別死亡率を組み合わせる方法や、世界各国の生命表から年齢別に最低の死亡率を組み合わせるなどの工夫が必要である。いずれの生命表でも、経験的方法では将来のいつの時点でこうした最良生命表が達成されるのかを設定する必要があり、一般にこれを特定することは難しい。

2) 数学的方法

次の数学的方法では、既存の死亡率統計の傾向を数学関数によって当てはめ、補外することで将

来の死亡率を推計する。関数を当てはめるデータとして何を用いるかによって様々なバリエーションが考えられる。単純に将来の平均寿命だけを考えれば、平均寿命の変化そのものに数学関数を当てはめていくことも考えられるが、平均寿命からは人口の将来推計に必要な年齢別生残率を得ることはできない。将来死亡率を推計するためのその他の例としては、以下に説明するように年齢別死亡率補外方式、年齢別死因別死亡率補外方式、標準化死因別死亡率補外方式などがある。

年齢別死亡率補外方式は昭和 56 (1981) 年の日本の将来人口推計で採用された。年齢別死亡率補外方式では年齢のカテゴリ数に応じて複数の傾向線を当てはめる必要がある。年齢別死亡率補外方式をより精緻化したのが年齢別死因別死亡率補外方式である。これは死因ごとに年齢別死亡率に傾向線を当てはめる方法であって、死因によって異なる時系列傾向が明確に把握できる利点がある。しかし、作業上はいくつかの問題点がある。死因や年齢をやや大まかに区分しても、例えば性 (2 区分) × 年齢 (5 歳階級で 18 区分) × 死因 (13~15 区分) で 500 前後の当てはめが必要になるなど、大量の補外作業が必要となる。また、死亡数が少数の死因は安定性や規則性に欠けるために、関数の当てはめが困難になる。昭和 61 (1986) 年、および平成 4 (1992) 年将来推計人口では、年齢別死因別死亡率補外方式を簡略化した標準化死因別死亡率補外方式が用いられた。手続きとしては、死因別に全年齢標準化死亡率の将来パラメータを推定したうえで、そのパラメータを一律に年齢別死因別死亡率に適用している。さらに、平成 9 (1997) 年推計では年齢を 4 区分 (0~14 歳、15~39 歳、40~64 歳、65 歳以上) して標準化死亡率の将来パラメータを推定することで、より精緻に推計を行っている。

死因別推計にはいくつかの課題もある。まず、死因統計分類¹⁶⁾ が改定されることにより、死因の診断の連続性にたびたび問題が生じ、それを補正する手続きが必要となる。直近では 1995 年から第 10 回修正死因統計分類 (ICD-10) が施行され、死因分類の仕方が変更された。旧厚生省は、1994 年の死亡統計を第 10 回死因単純分類 130 項目と第 9 回単純分類 117 項目に再分類して第 10 回死因単純分類と第 9 回単純分類との比較表を作成しているが¹⁷⁾、各年齢で有効か、過去に遡って妥当かなどの評価が必要である。死亡診断書の記述時に、社会通念や医師の考え方の影響により、特定の死因が忌避されたり、逆に好んで利用されたりといった事態が考えられ、そのような社会的な要因の変化によって死亡診断書に記述される死因が変わることがありうる¹⁸⁾。また、診断技術の向上によっても死因の判定結果が変わることが考えられる。さらに、一定の条件のもとでは、死因別の将来推計は全死因にもとづく将来推計に比べて平均寿命を過小推計する可能性が一部で論じられている¹⁹⁾。

16) The Bertillon Classification または International List of Causes of Death として 1893 年にはじまり、現在「修正国際疾病傷害死因分類 (International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems, ICD)」と呼ばれる。死因分類表には「死因基本分類表」、「死因単純分類表」など目的に合わせていくつかある。詳細に関しては厚生労働省政策統括官 (統計・情報政策、労使関係担当)「人口動態統計」を参照されたい。

17) 厚生労働省大臣官房統計情報部人口動態統計課「第 10 回修正死因統計分類 (ICD-10) と第 9 回修正死因統計分類 (ICD-9) の比較」。

18) 例えば、須山靖雄、塚本宏 (1995)「死因の変遷に関する社会学的背景」『厚生指標』第 42 巻 7 号, pp.9-15。

19) Wilmoth, J.R. (1995), "Are mortality projections always more pessimistic when disaggregated by cause of death?" *Mathematical Population Studies*, 5, pp.293-319 を参照のこと。

3) リレーショナルモデル法

経験的方法と数学的方法に対して、リレーショナルモデル法はそれらを折衷した方式といえる。リレーショナルモデルでは、いくつかの経験的な生命表の関係を少数のパラメータで数理的に記述し、そのパラメータを将来に向けて投影することによって将来の生命表を推計する。

リレーショナルモデルとしては、ブラスにより複数の生命表の関係を記述した2パラメータのモデルが開発され²⁰⁾、その後、高齢部分のモデルの当てはまりを改善するための試みなどが行なわれてきている²¹⁾。しかしながら、ブラスの方法では死亡率水準の変化を年齢ごとに変えて表現できず、一方、ブラスモデルを含め複数のパラメータを使う方法ではその分だけ推定パラメータが増えてしまう問題があった。

年齢ごとの死亡率変化の当てはまりを改善しつつ、時系列パラメータを一つに抑えたモデルがリーとカーターにより発表され²²⁾、各種の応用研究が行われている。リー・カーター・モデルは、年齢を x 、時間を t としたとき、

$$\log(m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t}$$

と表される。ただし、ここで $\log(m_{x,t})$ は年齢別死亡率の対数値、 a_x は標準となる年齢パターン、 k_t は死亡の一般的水準(死亡指数)、 b_x は死亡指数の動きに対する年齢別死亡率の変化率を表し²³⁾、 $\varepsilon_{x,t}$ は誤差項を示す。このモデルの利点は、一つのパラメータ k_t のみで、年齢ごとに異なる死亡率の時系列変化を記述することが可能な点である。平成14(2002)年以降の推計においては、このようなリー・カーター・モデルの利点を踏まえつつ、日本の死亡状況に適合するよう必要な修正を行った、修正リー・カーター・モデルを用いて将来生命表が作成されている。

(3) 将来生命表の推計方法

今回の推計でも、現在国際的に標準的な方法とされるリー・カーター・モデルを採用しつつ、これに対して世界の最高水準の平均寿命を示す日本の死亡動向の特徴に適合させる機構を加えた方法論を用いている。すなわち、若年層ではリー・カーター・モデルを用いつつ、高齢層では、死亡率改善を死亡率曲線の高齢側へのシフトとして表現するモデル(線形差分モデル)を組みあわせることにより、死亡率改善のめざましい日本の死亡状況に適合させるものである。なお、線形差分モデルとは、高齢死亡率曲線の横方向へのシフトの差分を年齢の線形関数によって記述するモデルであり、 $\tau_{y,t} = f'_t + g'_t x$ で表される。ここで、 $\tau_{y,t}$ は年次(t)、対数死亡率(y)の年齢シフト(差分)、 f'_t 、 g'_t はそ

20) Brass, W. (1971), "On the scale of mortality," *Biological Aspects of Demography*, ed., W. Brass, London: Taylor and Francis.

21) 例えば、Zaba, B. (1979), "The four-parameter logit life table system," *Population Studies*, 33, pp. 79-100. や Ewbank, D.C., J. C. Gomez De Leon, and M. A. Stoto (1983), "A reducible four-parameter system of model life tables," *Population Studies*, 37, pp.105-127. や Himes, C.L., S.H. Preston, and G.A. Condran (1994), "A relational model of mortality at older ages in low mortality countries," *Population Studies*, 48, pp. 269-291 など。

22) Lee, R.D. and L.R. Carter (1992), "Modeling and forecasting U.S. mortality," *Journal of the American Statistical Association*, 87, pp.659-671.

23) 左辺が死亡率の対数値なので、正確には右辺の指数をとってはじめて年齢別死亡率となるが、ここでは説明の便宜上このように示した。

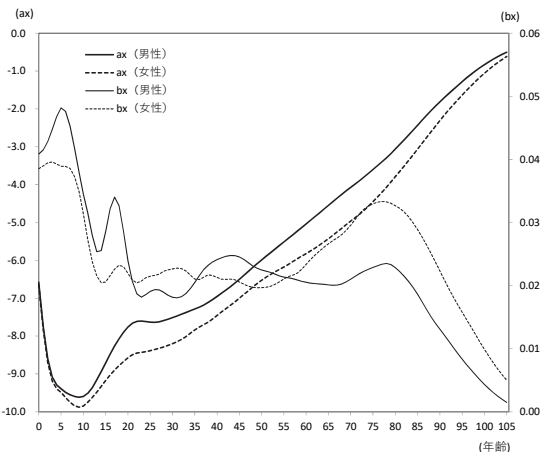
それぞれ差分を線形関数で表したときの切片と傾きを表す。ただし、将来推計にあたっては、まず、死亡率曲線全体のシフト量 S_t を測定し²⁴⁾、 $\Delta f_t = \Delta S_t - \Delta g_t \cdot S_t$ より、 S_t と g_t から逐次的に f_t を求めた。また、リー・カーター・モデルに線形差分モデルを組み込む観点から、対数死亡率曲面上の接ベクトル場の概念を利用し、「各時点・各年齢での死亡率改善方向の特定」をモデリングの基礎として、死亡率曲線の自由な方向（縦横を含む）への変化を統一的に扱う数理モデルを用いている。

推計の基礎とするデータは 1970～2020 年の死亡率 $m_{x,t}$ とし、これにリー・カーター・モデルを適用するため、 a_x として 2016～2020 年の直近 5 年間について平均値を取り、行列 $\log(m_{x,t}) - a_x$ に特異値分解を施し、第一特異値に対応する項に基づきパラメータ k_t 、 b_x を推定した²⁵⁾ (図Ⅲ-4-5、図Ⅲ-4-6)。

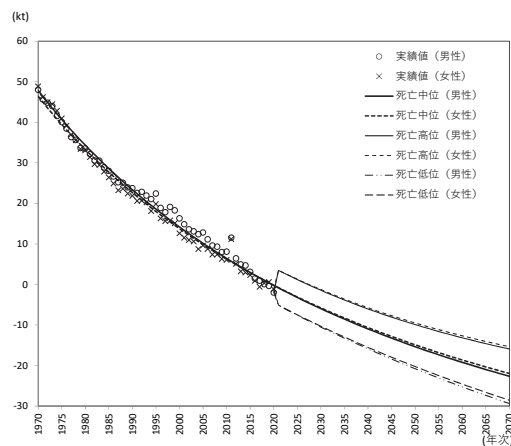
死亡指数 k_t の将来推計にあたっては、近年、徐々に緩やかになっている死亡水準の変化を反映させるために、関数あてはめを行って補外することにより推計を行った。推計のための関数としては、平成 14 年推計から用いられている関数(指数関数と対数関数の平均²⁶⁾) が我が国の死亡指数の推移をよく表現しているとの観察に基づき、同じ関数を用いた。また、男女の死亡率をより整合的に推計する観点から、男女別の n 年間の年次別死亡指数の実績値について、行方向に男女を、列方向に年次を取った $2 \times n$ 行列に特異値分解を行い、第 1 特異値と第 1 右特異ベクトルを乗じて得られる n 個の要素から成るベクトルに対して関数あてはめを行って補外した後、第 1 左特異ベクトルを乗じて男女別の死亡指数を推計した。

なお、将来の死亡水準の改善に関する不確実性を考慮し、前回推計と同様に複数の仮定を与えることによって一定の幅による推計を行うものとした。すなわち、標準となる死亡率推移の死亡指数パラメータの分散をブートストラップ法等により求め、これを用いて死亡指数が確率 99% で存在する区間を推定し、死亡指数 k_t がその上限を推移する高死亡率推計である「死亡高位」仮定、下限を

図Ⅲ-4-5 推定されたパラメータ (a_x , b_x)



図Ⅲ-4-6 パラメータ k_t の将来推計



24) 死亡率の値が 0.5 (2 パラメータロジスティック曲線の変曲点) となる点を用いて測定する。

25) 実行列 X は、二つの直交行列 U, V と対角要素以外が 0 である行列 S を用いて $X = USV^T$ と表すことができるが、これを X の特異値分解と呼び、このときの S の 0 でない要素を特異値と呼ぶ。これによって死亡水準の相対的变化を表す行列 $\log(m_{x,t}) - a_x$ を、年齢・年次変化にともなう有効度に応じた幾つかの成分に分解することができる。

26) 指数関数は $k_t = \alpha_1 \exp(\alpha_2 t) + \alpha_2$ 、対数関数は $k_t = \beta_1 \log(t + \beta_2) + \beta_2$ として当てはめた。ここで t は時間、 α_n と β_n は定数である。

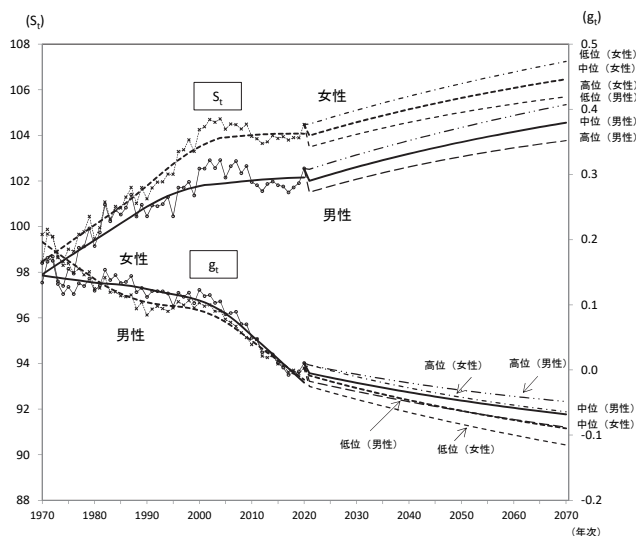
推移する低死亡率推計である「死亡低位」仮定を付加した²⁷⁾ (図Ⅲ-4-6)。

また、線形差分モデルに関するパラメータ S_t と g_t の将来推計を示したものが図Ⅲ-4-7 である。これらのパラメータの将来推計については、過去の死亡指数 k_t に対する変化率を用いて、 k_t の将来推計値に連動させる形で推計を行った²⁸⁾。

以上の手続きにより求められたパラメータと変数から最終的に 2070 年までの死亡率を男女別各歳別で算出し、将来生命表を推計した。なお、新型コロナウイルス感染症の影響を反映させるため、

2021 年と 2022 年については人口動態統計の死亡数等をもとにした生命表を別途算定し、仮定値として外挿した。

図Ⅲ-4-7 パラメータ S_t g_t の将来推計



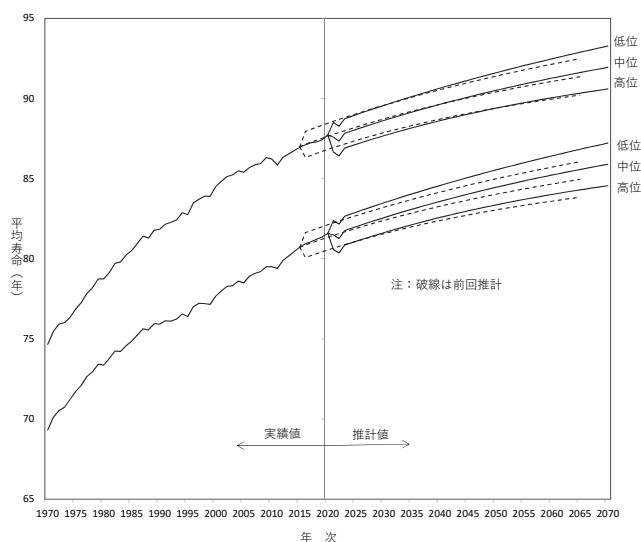
(4) 将来生命表の推計結果

将来生命表に基づく男女別平均寿命の推移を図Ⅲ-4-8 に示した。

図Ⅲ-4-8 平均寿命の推移：中位・高位・低位推計

1) 死亡中位の仮定について

標準的な将来生命表に基づく、2020 年に男性 81.58 年、女性 87.72 年であった平均寿命は、2045 年に男性 84.03 年、女性 90.08 年となり、2070 年には男性 85.89 年、女性 91.94 年となる (仮定値表 6、図Ⅲ-4-8)。



2) 死亡高位の仮定について

死亡高位の仮定では、中位仮定に比べて死亡率が高めに、したがって平均寿命は低めに推移する。その結果、この仮定においては、平均寿命は 2045 年に男性 82.98 年、女性 89.02 年となり、2070 年には男性 84.56 年、女性 90.59 年となる。

27) ブートストラップ法とは、パラメータ θ の推定量 $\hat{\theta}$ の分散等の推定にあたり、標本 (x_1, \dots, x_n) から復元抽出を行って得られた (x_1^*, \dots, x_n^*) (ブートストラップ標本) からの推定量 $\hat{\theta}^* = \hat{\theta}(x_1^*, \dots, x_n^*)$ の分散等を用いて推定を行う方法である。これにより k_t の将来推移の変動幅 (分散) を推定することができる。

28) Bongaarts, J (2005), "Long-range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods", *Demography*, 42, pp.23-49. では、各国のデータから勾配 β_t が時系列的に概ね一定であるとの観察に基づき、死亡率曲線をロジスティック曲線に年齢シフトを組み合わせた shifting logistic model というモデルで表すことを提案している。

3) 死亡低位の仮定について

死亡低位の仮定では、中位仮定に比べて死亡率が低めに、したがって平均寿命は高めに推移する。その結果、この仮定においては、平均寿命は2045年に男性85.06年、女性91.13年となり、2070年には男性87.22年、女性93.27年となる。

5. 国際人口移動率（数）の仮定

(1) 近年の国際人口移動の動向

国際人口移動の動向は、国際化の進展や社会経済情勢の変化、また出入国管理制度や関連規制等によって大きな影響を受ける。また、内外における社会経済事象や災害の発生は国際人口移動に大きな変動をもたらすことがある。今世紀においては2001年の同時多発テロ、2002～03年の新型肺炎の発生、2008年のリーマンショック、2011年の東日本大震災、そして2020年に発生した新型コロナウイルスの感染拡大などがこれにあたる。

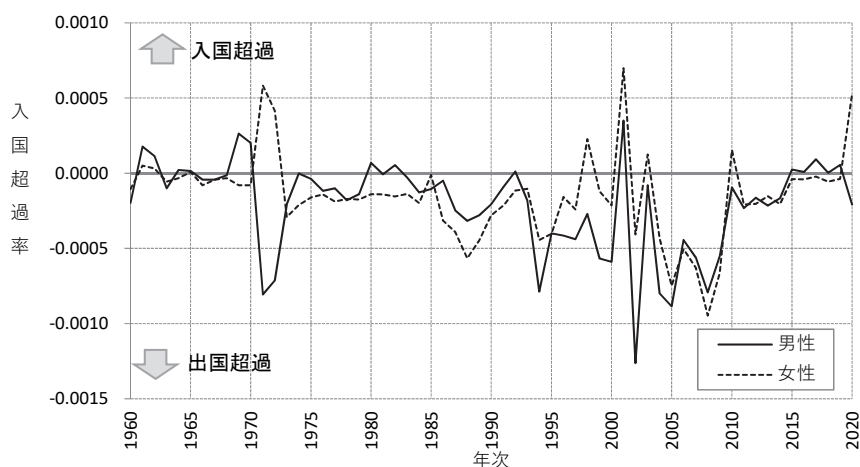
(2) 国際人口移動の仮定設定

国際人口移動数・率の過去の実績をみると、日本人と外国人では異なった動向を示している。また人口学的にみると日本人の移動は人口の規模と年齢構造の影響を強く受けるが、様々な国に関わる外国人の場合は、日本の人口規模あるいは年齢構造との関係は限定的である。したがって、本推計においては国際人口移動の仮定設定は日本人、外国人別に行い、日本人については入国超過率を、外国人については入国超過数を基礎として設定を行った。

1) 日本人の国際人口移動

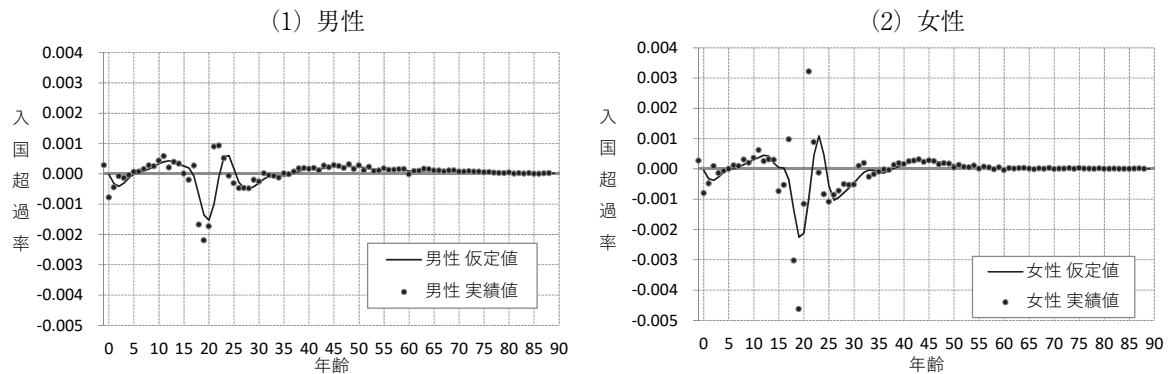
日本人の国際人口移動の実績については、時期により変動はあるものの、過去については概ね出国超過の傾向であった。しかしながら、2010年以降、その傾向の弱まりが見られる（図Ⅲ-5-1）。一方、入国超過率（純移動率）の年齢パターンは、男女ともに比較的安定していることから、本推

図Ⅲ-5-1 日本人の男女別入国超過率の年次推移



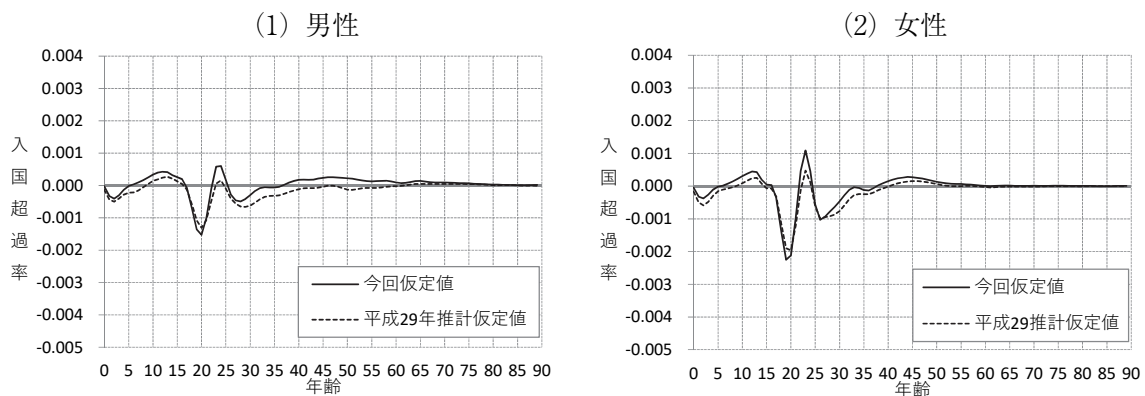
注：総務省「国勢調査結果による補間補正人口」、「人口推計」より作成。

図Ⅲ-5-2 日本人の男女別、年齢別入国超過率（実績および仮定値）



注：総務省「国勢調査結果による補間補正人口」、「人口推計」より作成。ドットは2015～2019年における日本人の男女年齢別入国超過率の平均値（ただし、年齢ごとに最大値、最小値を除く3か年の値を用いている）。実線はそれらを平滑化した今回推計値。

図Ⅲ-5-3 日本人の男女別、年齢別入国超過率（前回仮定値との比較）



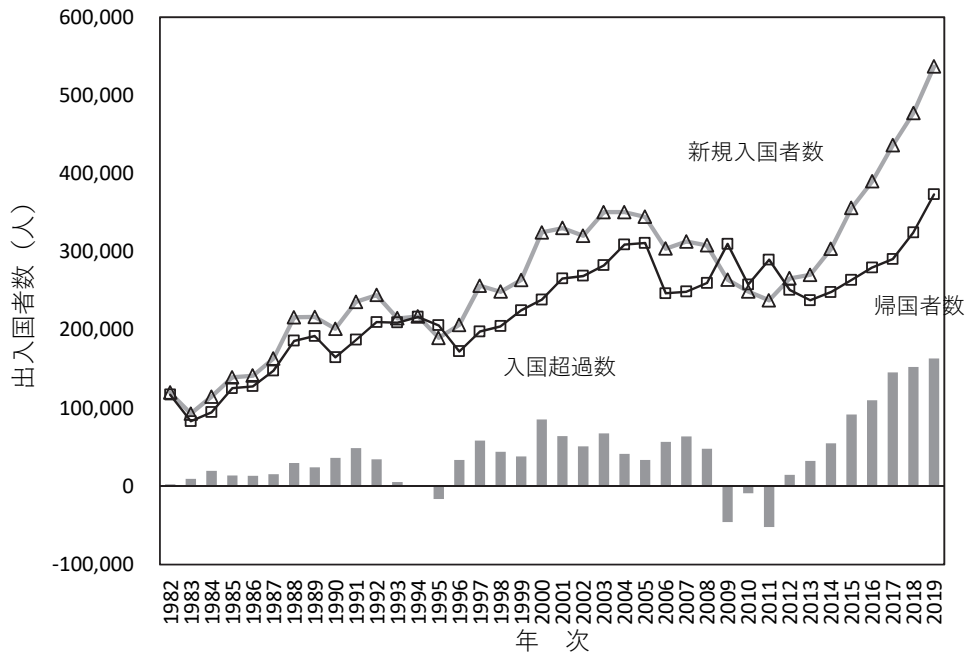
注：総務省「国勢調査結果による補間補正人口」、「人口推計」より作成。

計においては、近年の平均的な男女・年齢別入国超過率が今後も継続するものとした。具体的には、新型コロナウイルス感染拡大期を除いた2015～2019年（前年10月→当該年9月）の間で、日本人の入国超過率について男女・年齢（各歳）別に平均値を求め（ただし、年齢ごとに最大値、最小値を除く3か年の値の平均）、これらから偶然変動を除くための平滑化を行い、2021年以降における日本人の年齢別入国超過率とした（図Ⅲ-5-2、図Ⅲ-5-3）。

2) 外国人の国際人口移動

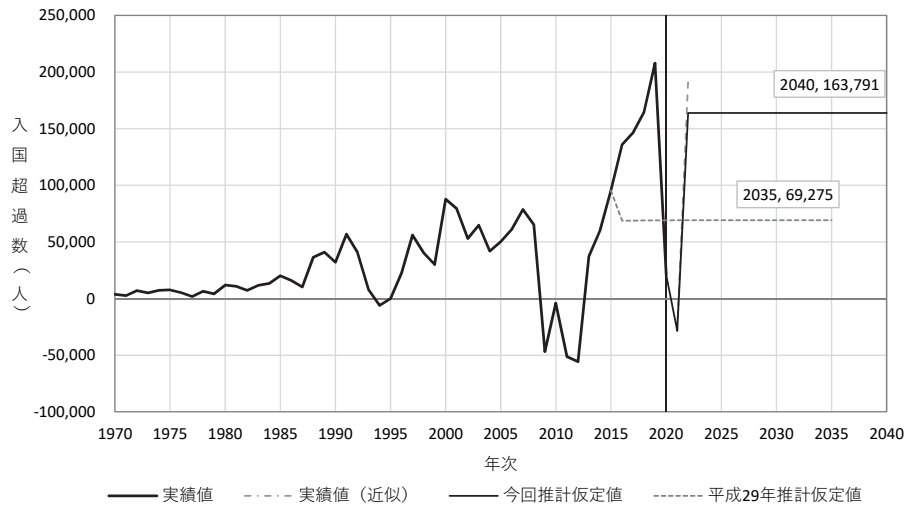
外国人の国際人口移動の実績をみると、2008年のリーマンショックや2011年の東日本大震災に起因する大規模な出国超過が生じた他、新型コロナウイルスの世界的流行に対応した外国人の新規入国の停止など、外国人の出入国傾向は短期間に大きな変動を示している（図Ⅲ-5-4）。しかしながら、長期的には概ね入国超過数が増加する傾向にあり、さらに2015年以降は、より高い水準に移行したとみられる。これまでの仮定値はそれまでの入国超過数の増加の動向を踏まえつつも、おおむね直近の平均値付近の水準に収束するとしてきた。そこで、今回推計では、直近5年の動向のう

図Ⅲ-5-4 外国人の新規入国者数、帰国者数および入国超過数の推移



注：出入国在留管理庁「出入国管理統計年報」より作成。暦年値のため、仮定値設定に用いた値とは一致しない。ここでの外国人出入国者は、以下の者を除く：有効な在留資格を持ったままの日本からの一時出国、および再入国者、ならびに外交、公用、短期滞在。帰国者は再入国許可を伴わない出国者、および再入国許可を伴う出国者の内、出国年内に日本へ未帰還の者の合計。

図Ⅲ-5-5 外国人の入国超過数（男女計）



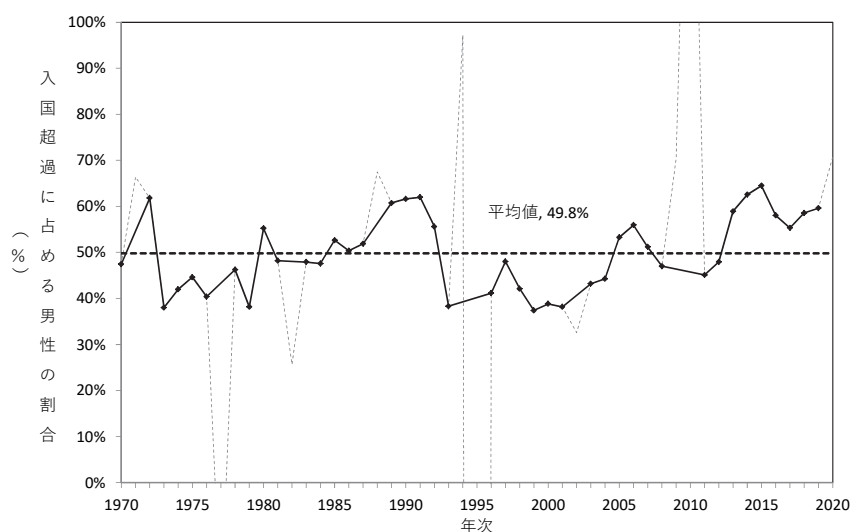
注：実績部分は総務省「国勢調査結果による補間補正人口」、「人口推計」より作成。なお 2041 年以降は、各推計において 2040 年の男女年齢別入国超過率（ただし日本人、外国人を合わせた総人口を分母とする）を求め、これを一定として用いるため、推計される総人口の変動に伴い、外国人の入国超過数は変動する。出生中位（死亡中位）推計の 2070 年の外国人入国超過数は 117,184 人となる。

ち、新型コロナウイルスの世界的流行の影響を受けた2020年を除いた2016～2019年の平均値を求め、それを一定として2040年までの仮定値とした(図Ⅲ-5-5)。ただし2021年は実績値に基づく仮定値を外挿した。

なお、各年の入国超過数の男女別規模の仮定は、実績における性比の平均値を用いた。具体的には、入国超過数の年間男女比について、1970～2019年のうち、入国超過数が少ないなどの事情で変動が大きい年次を除いて算出した平均値(49.8%)を用いた(図Ⅲ-5-6)²⁹⁾。その結果、2022年以降2040年までの外国人の入国超過数は、年間男性81,570人、女性82,221人、合計で163,791人となる(前回推計では、2035年に男性33,894人、女性35,380人、合計で69,275人と仮定(男女別入力値は四捨五入し人単位で表記しているため、総数に一致しない))。ただし、さらに長期的には外国人の入国超過の規模は日本の人口規模と連動すると考え、各推計において2040年の男女年齢別入国超過率(ただし日本人・外国人を合わせた総人口を分母とする)を求め、以降これを一定とし入国超過数を算出した。なお出生中位(死亡中位)推計における2041年以降の入国超過数の推移は本書Ⅳの「2. 推計結果の解説」で示している。

2040年までの入国超過数の年齢別構成については、入国超過数の男女・年齢別割合の実績が得られる1986～2019年のうち、一時的な変動を除いたものの男女・年齢別に平均値を求め、これを平滑化して用いた(図Ⅲ-5-7)³⁰⁾。

図Ⅲ-5-6 外国人の入国超過数に占める男性の割合

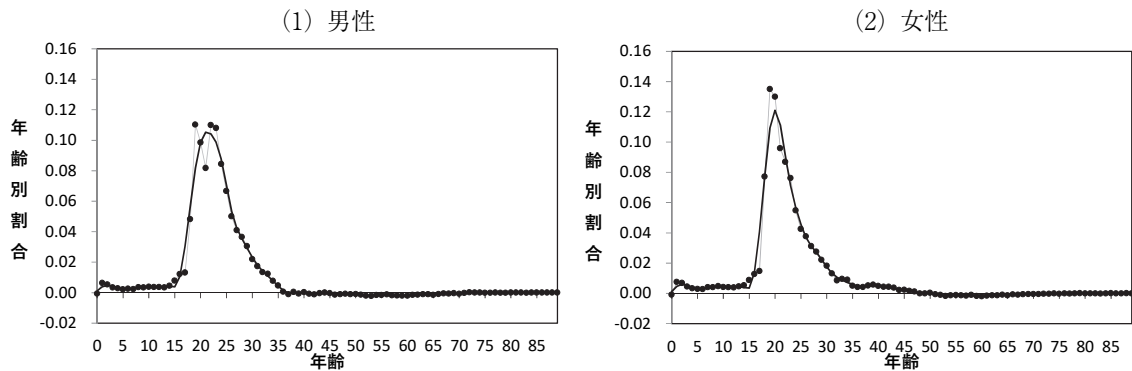


注：総務省「国勢調査結果による補間補正人口」、「人口推計」より作成。破線は全年次、実線は、超過数自体が少ないなどの事情で変動が大きかった1971年、1977年、1982年、1988年、1994～95年、2002年、2009～10年、2020年を除外したもので、これらを用いて平均値を算出した。

29) 除外した年次は1971年、1977年、1982年、1988年、1994～95年、2002年、2009～10年、2020年である。

30) 除外した年次は1993～96年、1999～2001年、2004年、2007年、2009～13年、2020年である。

図Ⅲ-5-7 男女別、外国人入国超過数の年齢別割合

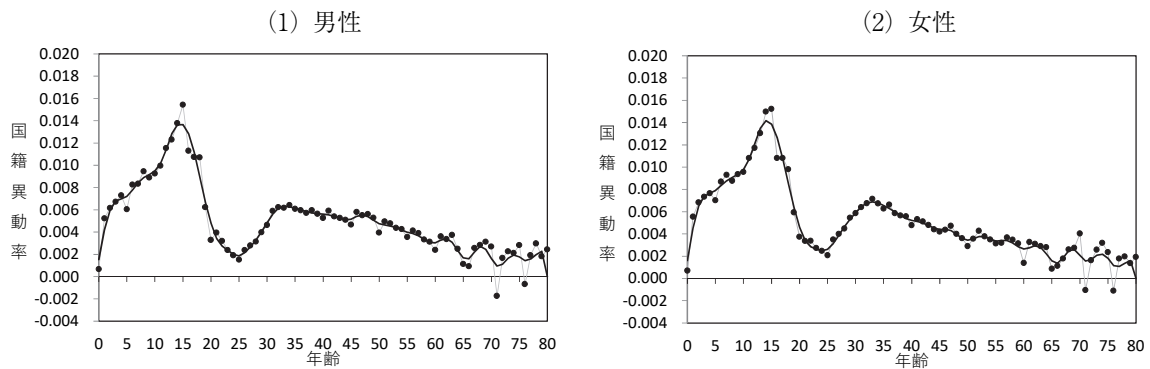


注：総務省「国勢調査結果による補間補正人口」、「人口推計」より作成。ドットおよびグレーの実線は 1986～2019 年のうち、一時的な変動を除いたものの平均値。黒の実線はそれらを平滑化した今回推計仮定値。

3) 国籍異動

日本人と外国人の推計においては国籍異動も考慮している³¹⁾。すなわち、国籍異動による日本人の純増について、国内の外国人人口を分母として男女・年齢別に率を求め、この 2014～2020 年（前年 10 月→当該年 9 月）の 7 年間の平均値を平滑化することによって、国籍異動の仮定値とした（図Ⅲ-5-8）。

図Ⅲ-5-8 男女年齢別、国籍異動による日本人の純増率



注：総務省「国勢調査結果による補間補正人口」、「人口推計」より作成。ドットおよびグレーの実線は、2014～20 年の国籍異動率について、年齢毎に最大、最小値を除く 5 か年について平均した値。黒の実線はそれらを平滑化した今回推計の仮定値。

31) 近年における国籍異動による日本人の純増数（2014～20 年の平均値）は、年間 8,958 人である。

IV. 参考推計および推計結果の解説

1. 長期参考推計・日本人人口参考推計・条件付推計について

(1) 長期参考推計

基本推計の期間は2070年までであるが、長期の人口推移分析の参考とするため、2071年から2120年について長期参考推計を行った。出生率、出生性比、生残率、国際人口移動率は2071年以降一定とした。この結果については、Vの「3. 長期参考推計結果表（2071～2120年）」に示した。

(2) 日本人人口参考推計

1) 日本人人口参考推計の概要

基本推計は外国人を含んだ日本における総人口について行われるが、日本人人口に限定した人口動態率を将来について連続的に観察できるよう、日本人人口に限定した推計結果を、日本人人口参考推計として行った。これらの結果の詳細については、Vの「1. 仮定値表」および「4. 日本人人口参考推計結果表（2020～2070年）」に示したが、ここではその概要について解説する。

人口推計の出発点である令和2（2020）年の日本人人口は同年の国勢調査によれば1億2,340万人であった。出生中位推計の結果に基づけば、日本人人口の総数は、以後長期の人口減少過程に入る。2045年の1億219万人を経て、2048年には1億人を割って9,931万人となり、2070年には7,761万人になるものと推計される（表1-1(J)、図IV-1-1）。

出生高位推計によれば、日本人人口は2052年に1億人を割って9,955万人となり、2070年に8,509万人になるものと推計される（表2-1(J)）。また、出生低位推計では2045年に1億人を割り、2070年には7,165万人になるものと推計される（表3-1(J)）。

前回の出生中位推計と2065年時点で比較すると、前回の8,391万人が今回は8,261万人となり129万人減少しており、日本人人口が1億人を下回る年次は前回の2049年が2048年と1年早くなっている。

65歳以上人口（高齢者数）の推移は、死亡仮定が同一の場合、50年間の推計期間を通して出生3仮定で同一となる。すなわち、65歳以上の日本人人口は令和2（2020）年現在の3,584万人から、2034年には3,709万人へと増加する（表1-1(J)）。その後は増加の速度があがり、第二次ベビーブーム世代（昭和46（1971）年～昭和49（1974）年生まれ）が65歳以上人口に入った後の2043年に3,898万人でピークを迎えた後は減少に転じ、2070年には3,174万人となる。

日本人人口に占める65歳以上の割合（65歳以上日本人人口割合）を見ると、令和2（2020）年現在の29.0%、すなわち3.4人に1人が65歳以上から、出生中位推計では、2035年に33.4%で3人に1人となり、2070年には40.9%、すなわち2.4人に1人が65歳以上となる（表1-1(J)）。

出生高位推計では、2036年に33.4%、すなわち3人に1人が65歳以上となり、2070年には37.3%で2.7人に1人となる（表2-1(J)）。また、出生低位推計では、2034年に33.4%で3人に1人が65歳以上となり、2070年には44.3%で2.3人に1人となる（表3-1(J)）。

将来の出生水準の違いによる高齢化の程度の差として、65歳以上日本人人口割合を出生高位と出生低位で比較してみると、2045年には出生低位推計では39.0%、出生高位推計では36.9%と2.1ポ

イントの差があるが、この差はその後さらに拡大して、2070年には、出生低位44.3%、出生高位37.3%と7.0ポイントの差が生じる。

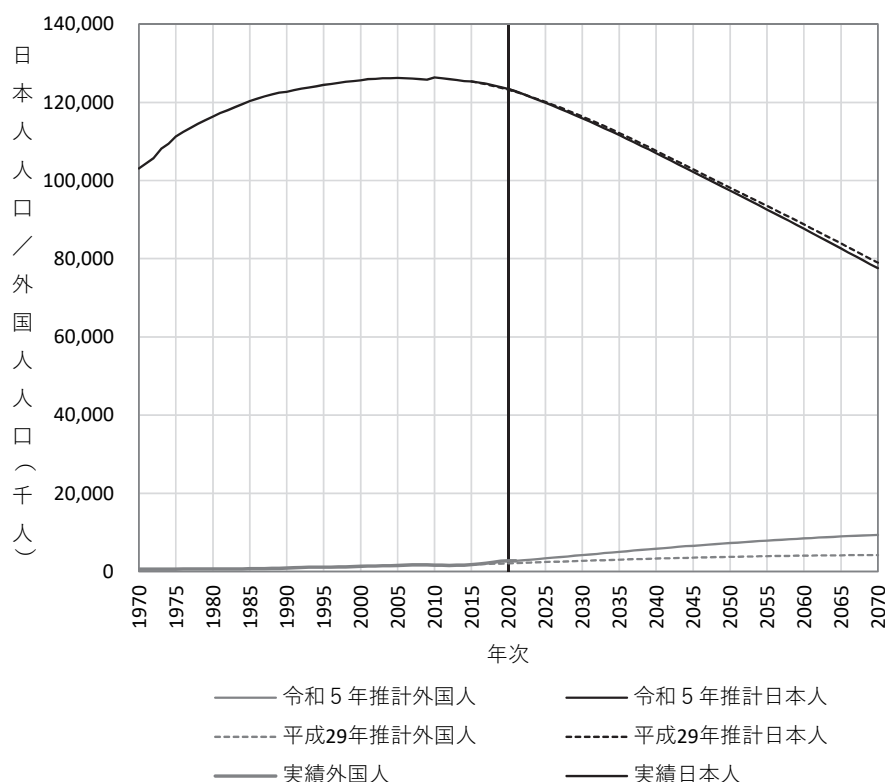
前述の通り65歳以上の日本人人口自体は2043年をピークにその後減少するにもかかわらず、出生中位仮定・低位仮定で向こう50年間の65歳以上日本人人口割合が上昇を続けるのは、その減少より0～14歳日本人人口および15～64歳日本人人口の減少の方が相対的に大きいからである。

出生中位推計における65歳以上の日本人人口を、2065年時点で前回推計と比較すると、前回の3,280万人が今回は3,359万人になり79万人増加しており、日本人人口に占める65歳以上の割合も、前回の39.1%から1.6ポイント増加した40.7%であった。なお、65歳以上の日本人人口のピークは、前回推計では2042年の3,890万人であるのに対し、今回は2043年の3,898万人であった。

2) 外国人人口の趨勢と構成比

以上のように、本推計では、総人口の推計結果に加え、実績と将来推計の人口動態率を連続的に観察できる観点から、日本人人口に限定した推計結果を参考として表章しており、両者の差をとることで外国人人口（外国籍人口）の規模や構造を知ることができる。令和2（2020）年の国勢調査によれば、外国人人口は274万7千人（総人口の2.2%）であったが、出生中位（死亡中位）推計（以下同様）によれば、2070年における外国人人口は940万2千人と推計され、総人口の10.8%を占める（平成29年推計の同推計では外国人人口は2065年で416万9千人（総人口の4.7%）であった）。今回の推計によれば、日本人人口は50年間で減少するが、外国人人口は規模および構成比ともに現在の倍以上の水準に上昇すると見込まれる（**図IV-1-1**）。

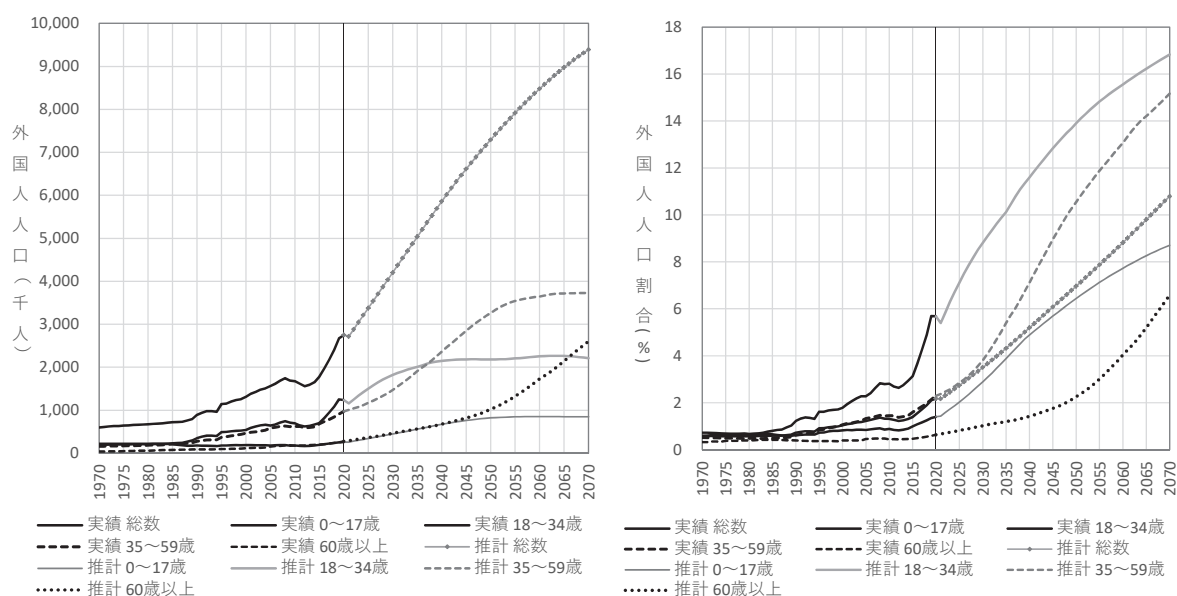
図IV-1-1 日本人人口と外国人人口の推移（出生中位（死亡中位）推計）



また、年齢層別の外国人人口の推移をみると、0～17歳人口は令和2（2020）年の25万8千人から2070年に84万8千人に、18～34歳人口は123万8千人から221万人に、35～59歳人口は97万5千人から372万9千人に、60歳以上人口は27万7千人から260万4千人に増加する（図IV-1-2）。

なお、外国人の割合は年齢層によって異なり、特に若年層では少子化で日本人の人口規模が小さくなる一方、外国人の入国超過数は多いことから、全体に先んじて外国人割合が上昇することが見込まれる。例えば、18～34歳人口では2020年の時点ですでに総人口の5.7%が外国人人口であり、これはすべて年齢に占める割合（2.2%）の倍以上となっている。そしてこの割合は15年後の2035年には10.1%と1割を超え、2070年には16.8%にまで上昇すると見込まれている³²⁾。

図IV-1-2 年齢層別にみた外国人人口（左）および割合（右）の推移



一方、日本では外国人女性の出生力は日本人女性よりも低い水準にあることから、移民を受け入れる他の先進国の場合とは異なり、0～17歳では他の年齢層に比べて多国籍化がさほど進まないのが特徴といえる（2070年では同年齢層の総人口の8.7%）。年齢別の人口を日本人、外国人別に示した人口ピラミッドの変化は図IV-1-3に示した。

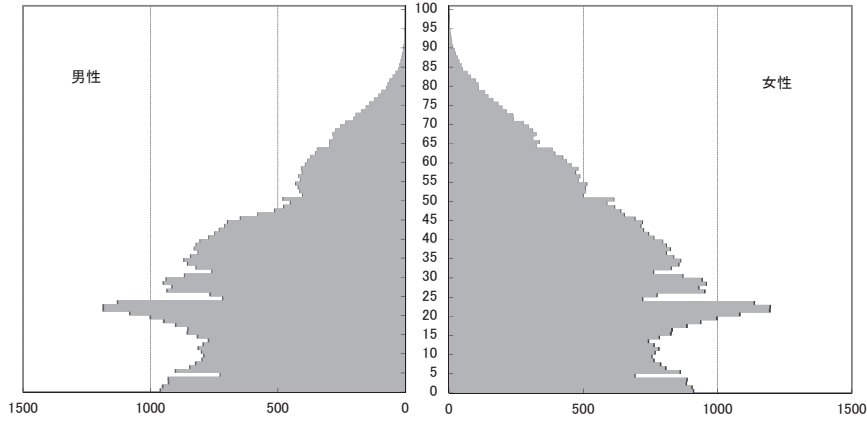
なお、本推計では日本人と外国人の区別は国籍によってのみ行っており、もともとは外国籍であったものの、後に帰化して日本国籍を取得した者や、両親のいずれかが外国籍の者など、外国にルーツを持つ人口が日本人として扱われている一方で、日本で生まれ育っても、外国籍の場合は外国人人口として扱われる。エスニシティの観点で多様性を捉える場合や外国生まれかで定義する場合、本推計における国籍別人口の区分とは必ずしも一致しないことを留意されたい。

32) このように若年層から人口の多国籍化が進むという傾向は他の先進国でも見られており、学校や職場といった社会的空間においてエスニシティの多様化が最も顕著に見られる事が指摘されている。外国人人口に関わる多様化およびその人口への影響に関する議論は、『日本の将来推計人口－平成29年推計の解説および条件付推計』（2018、国立社会保障・人口問題研究所）のI部2章（4）「外国人人口の動向が出生および人口の年齢構造に与える影響」でも議論されている。

図IV-1-3 日本人、外国人別にみた人口ピラミッドの変化（総人口）
 -出生中位（死亡中位）推計-

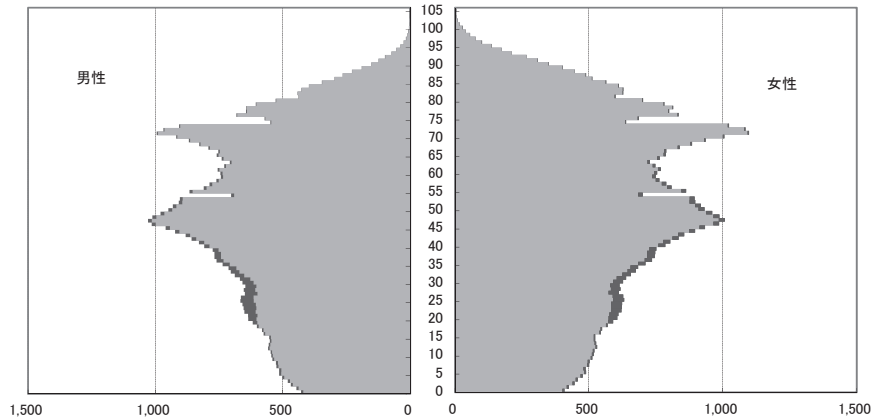
1970年

(単位：1,000人)



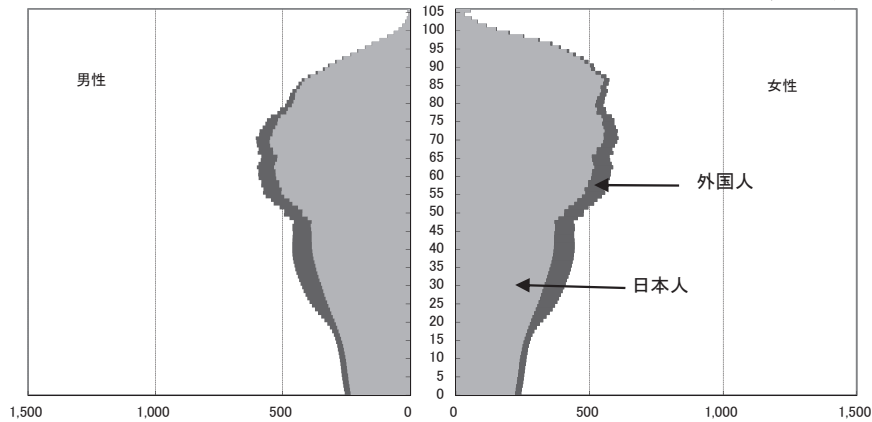
2020年

(単位：1,000人)



2070年

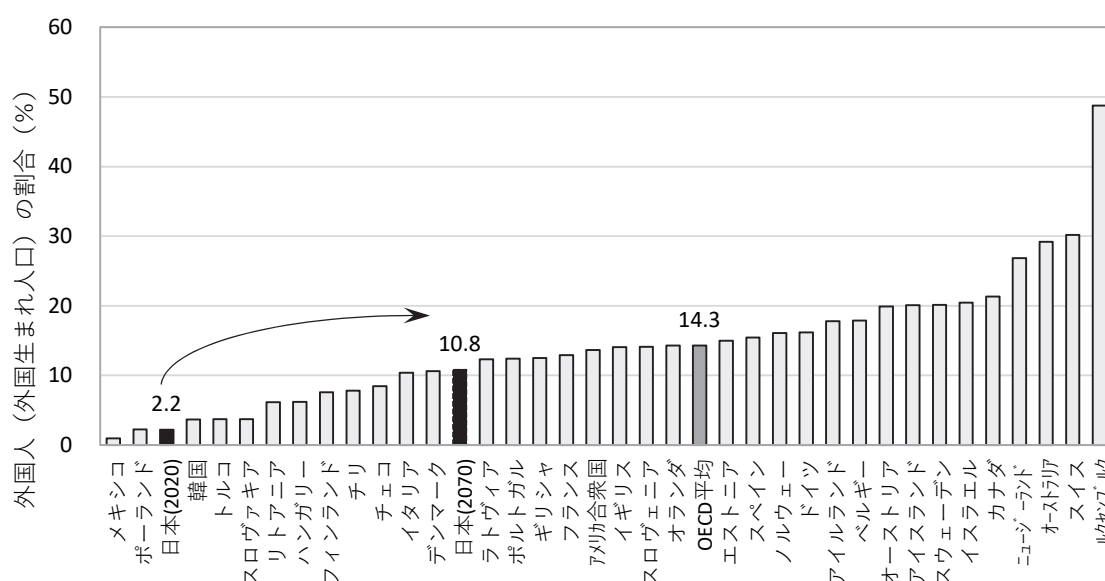
(単位：1,000人)



注：総務省「令和2年国勢調査 参考表：不詳補完結果」, 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」(令和5年推計)(出生中位(死亡中位)推計)による。男女ともに、色の薄い部分が日本人人口、濃い部分が外国人人口を表す。

総人口に占める外国人人口の割合は、令和2（2020）年の2.2%から2070年の10.8%に上昇する。このような社会を想像する手立てとして、今日の諸外国における外国人割合と本推計結果を比較してみたい。図IV-1-4は、2021年前後のOECD諸国における外国人（外国生まれ人口）の割合の中に、現在の日本における外国人割合と2070年に推計される外国人割合を位置づけてみたものである。2020年の日本の状況（2.2%）は、OECD諸国の中ではメキシコ、ポーランドに次いで、外国人割合が低い国であるが、2070年の水準（10.8%）は今日のイタリアやデンマークの水準に近いものであることがわかる。なお、今日のOECD諸国の平均は14.3%であり、2070年の水準はそれよりも低く今日のOECD諸国の中でも相対的に外国人割合が低いグループに位置づけられる。

図IV-1-4 OECD諸国における外国人（外国生まれ人口）の割合（2021年）



注：International Migration Outlook 2022 (OECD)。日本以外の国については2021年、あるいは2021年前後の年次。日本については2020年（令和2年国勢調査）および2070年（出生中位（死亡中位）推計）。

(3) 条件付推計

1) 条件付推計とは

「日本の将来推計人口」（令和5年推計）では、わが国の将来の出生、死亡、ならびに国際人口移動について仮定を設け、これらに基づいて将来の人口規模および年齢構成等の人口構造の推移について推計を行っている。特に、出生と死亡については3仮定、および国際人口移動について1仮定を設け、これらの組み合わせによって9つの推計（ $3 \times 3 \times 1$ ）を行い、これを「基本推計」と呼んでいる。

出生、死亡に対する複数の仮定は、それぞれの推移の不確実性の幅を表現しており、中位仮定を中心として、出生率・死亡率が高めに推移する事を仮定する高位仮定、低めの推移を仮定する低位仮定の3仮定によって構成されている。これらの組み合わせによって出生中位・死亡中位推計などとして推計された9つの推計結果は、それら仮定における不確実性の幅を反映しているとともに、

推計結果の差異を調べることによって、それぞれの仮定値の持つ将来人口に対する影響力を測ることができる。

更にこのような観点から、いくつかの基準となる条件下における推計（条件付推計）を新たに行い、上記の既存9推計を含めてそれぞれの結果を比較することによって、各仮定や条件が将来人口に対して持つ影響力をより明確に把握することができる。

今回は、前回（平成29年推計）と同様に、出生、死亡のいずれかの将来推移を2020年実績値一定とした推計（仮定値一定推計）、国際人口移動をゼロとした推計（封鎖人口推計）を行うとともに、前回推計時と同様、出生・外国人移動仮定の変動に対する将来推計人口の感応度分析のため、出生率と外国人純移入数に複数の仮定を設けた推計を行った。これらの結果の詳細については、「5. 条件付推計結果表（2020～2070年）」に示したが、ここではその概要について解説する。

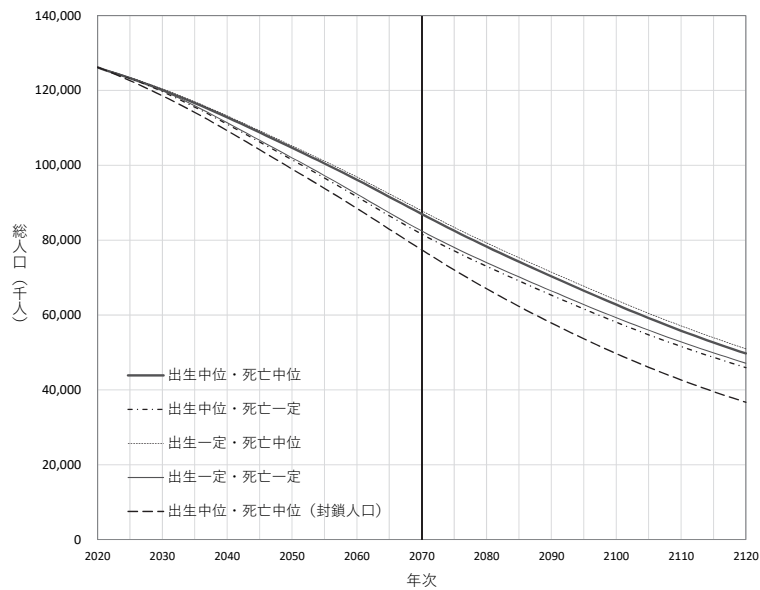
2) 一定仮定および封鎖人口による将来推計人口

最初に、出生中位・死亡中位仮定と、出生率や死亡率を一定に固定した場合や封鎖人口による将来人口推計結果を比較してみよう。ここでは、「出生一定・死亡中位」、「出生中位・死亡一定」、「出生一定・死亡一定」、および「出生中位・死亡中位で封鎖人口とした仮定」の4通りの仮定に基づく推計結果を「出生中位・死亡中位」と比較することとした。出生一定の仮定は、合計特殊出生率が2020年の実績値である日本人女性で1.32、外国人女性で0.82の水準のまま推移するもので、死亡一定の仮定は、平均寿命が2020年の実績値である男性81.58年、女性87.72年の水準で推移するものである。なお、「日本の将来推計人口」の推計期間は50年間であるが、ここでは前提の違いが長期的な人口趨勢に与える影響を見る観点から、参考推計期間を合わせた100年分の推計結果の比較を行っている。

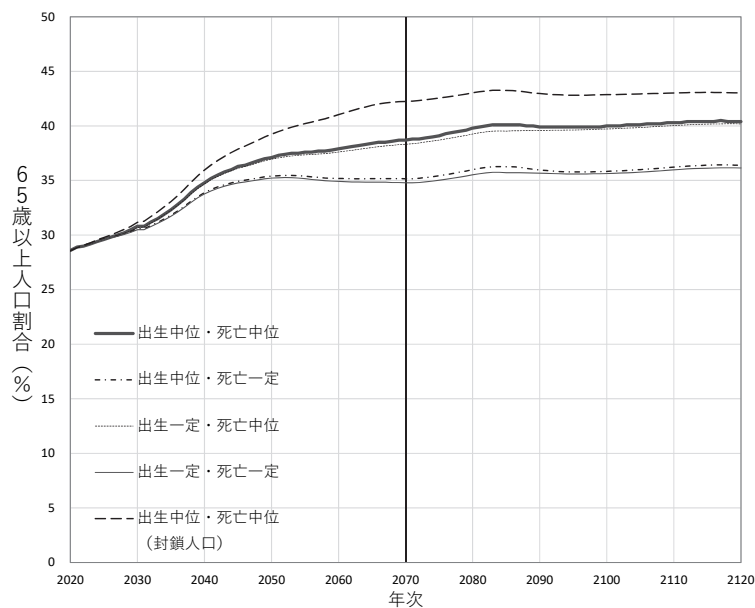
図IV-1-5は、総人口の将来見通しを示したものである。まず2070年時点で比較を行うと、出生中位・死亡中位と出生一定・死亡中位はかなり近い軌道を描いている。これは、令和5年推計の出生率中位仮定が2020年の実績値1.33に近い値で推移していることによるものである。一方で、出生中位・死亡一定との間には、より大きな乖離が観察されるが、これは死亡率について、2020年の実績値に比べて将来の改善が織り込まれていることによるものであり、両者の差が死亡率改善の総人口に与える影響を示している。同様の理由で、出生一定・死亡一定は、出生中位・死亡中位とは乖離があるが、出生中位・死亡一定と近い軌道を示している。他方で、国際人口移動をゼロとした封鎖人口は、出生中位・死亡中位と比べて、総人口が相当程度少なく推移する。国際人口移動の推移が総人口に与える影響は、出生や死亡と比較しても、無視できない程度に大きいことがわかる。なお、2120年時点では、出生中位と出生一定の間にも次第に乖離が生じてきており、出生仮定のわずかな違いも長期的には総人口に影響を及ぼすことがわかる。

一方、同じ仮定の下で65歳以上人口割合の推計結果を見たものが図IV-1-6である。出生中位・死亡中位との軌道からどの程度乖離しているかについて、各推計の傾向は総人口と概ね同様であり、2020年の実績値と将来仮定値の違いが、65歳以上人口割合の将来推計値に反映されていることになる。しかし、その方向や乖離の程度については総人口と異なる部分がある。特に、出生中位・死亡一定仮定の65歳以上人口割合は、2070年で35.2%、2120年で36.4%と、出生中位・死亡中位仮定の

図IV-1-5 総人口の将来見通し



図IV-1-6 65歳以上人口割合の将来見通し



65歳以上人口割合（2070年で38.7%、2120年で40.4%）よりも低い水準に留まっており、今後の死亡率改善が65歳以上人口割合の増加に対して、比較的大きな影響を与えていることがわかる。

3) 出生および外国人移動仮定の変動に対する将来推計人口の感応度

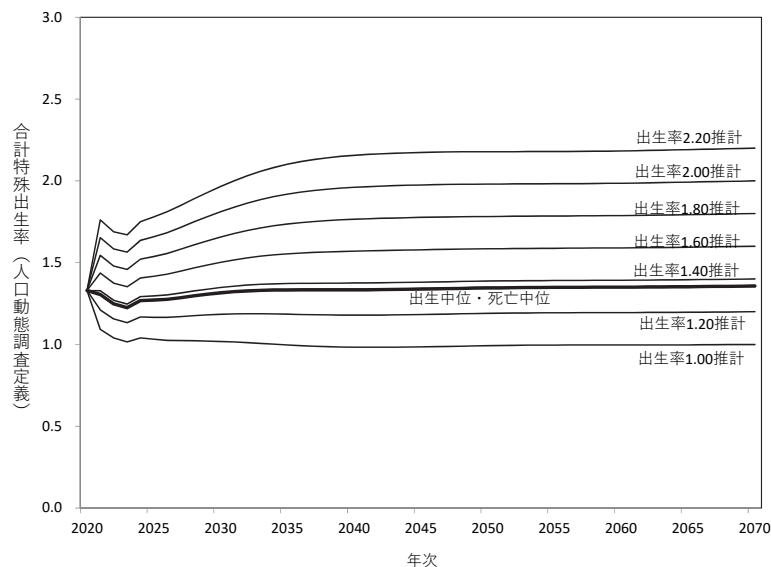
2) で見た各種の一定仮定推計は、基準時点の出生率や死亡率が一定であったとした場合の将来人口を推計したものであり、基準時点の出生率・死亡率の意味を実際の人口の姿に翻訳して示すことができるという特色を持っている。しかしながら、出生率や死亡率は、過去からの趨勢から見てその後一定と考えるのが自然であるとは必ずしも限らない。一方で、令和5年推計で設定された出

生率や死亡率の仮定値は人口学的投影手法によって導かれたものであり、過去から基準時点に至る出生率や死亡率の趨勢が今後も続くとして得られたものである。従って、例えば、死亡中位仮定と死亡一定仮定で将来人口推計結果に乖離が生じたのは、過去から基準時点に向けて死亡率の改善傾向が続いていることを将来に投影した結果、今後も死亡率の改善傾向が続くという死亡中位の仮定値が導かれ、さらにこれに基づいて将来人口が推計されていることによるのである。このように、「現在の傾向が変わらなかったとすれば」という前提に基づく将来推計人口には、一見、一定仮定による推計結果を利用するのがふさわしいように思えるが、実際には、本推計において設定された人口投影学的手法に基づいた推計結果を利用するのが適しているといえる。

しかしながら、我々国民の今後の選択と判断によって、将来の実際の人口は「現在の傾向が変わらなかったとすれば」と仮定して得られたものとは異なったものとするができる。そして、このような選択や判断にあたり、様々な選択肢に対応した将来人口の定量的シミュレーション結果を比較しながら議論を行うことは重要であると考えられる。そこで、ここでは、出生率と外国人の国際人口移動のレベルが様々な変化した場合に対応した将来人口に関する反実仮想シミュレーションを実行し、出生・外国人移動仮定に対して将来人口がどのように変動するかを示す感応度分析を行うこととした。

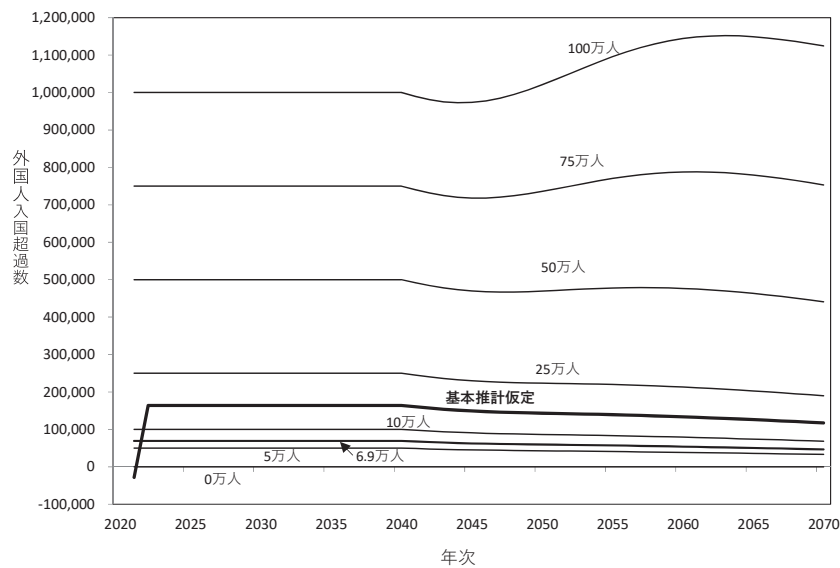
シミュレーションに用いた手法は以下の通りである。まず、出生率については、本推計の中位・高位・低位の3仮定を用い、各年における3仮定の年齢別出生率を線形補間（補外）することによって年齢別出生率を作成することとした。出生率のレベルについては、2070年における人口動態調査定義の合計特殊出生率が2.20、2.00、1.80、1.60、1.40、1.20、1.00となるような線形補間（補外）比を求め、これを固定して他の年次にも適用することとした。図IV-1-7は、これらの仮定に基づく合計特殊出生率の推移を示したものである。

図IV-1-7 出生率仮定



一方、外国人の移動仮定については、本推計における 2022 年以降 2040 年までの年間の入国超過数が約 16.4 万人である。そこで、2040 年までの入国超過数について 0 万人、5 万人、6.9 万人（前回推計の外国人入国超過数の 2035 年における水準）、10 万人、25 万人、50 万人、75 万人、100 万人とする仮定値を設定した。なお、2040 年以降は本推計で行っているのと同様、2040 年の性、年齢別入国超過率（ただし日本人・外国人を合わせた総人口を分母とする）を求め、2041 年以降はその率が一定となるものとして推計を行った。図IV-1-8 は、これらの仮定に基づく外国人純移入数の推移を示したものである。

図IV-1-8 外国人の移動仮定



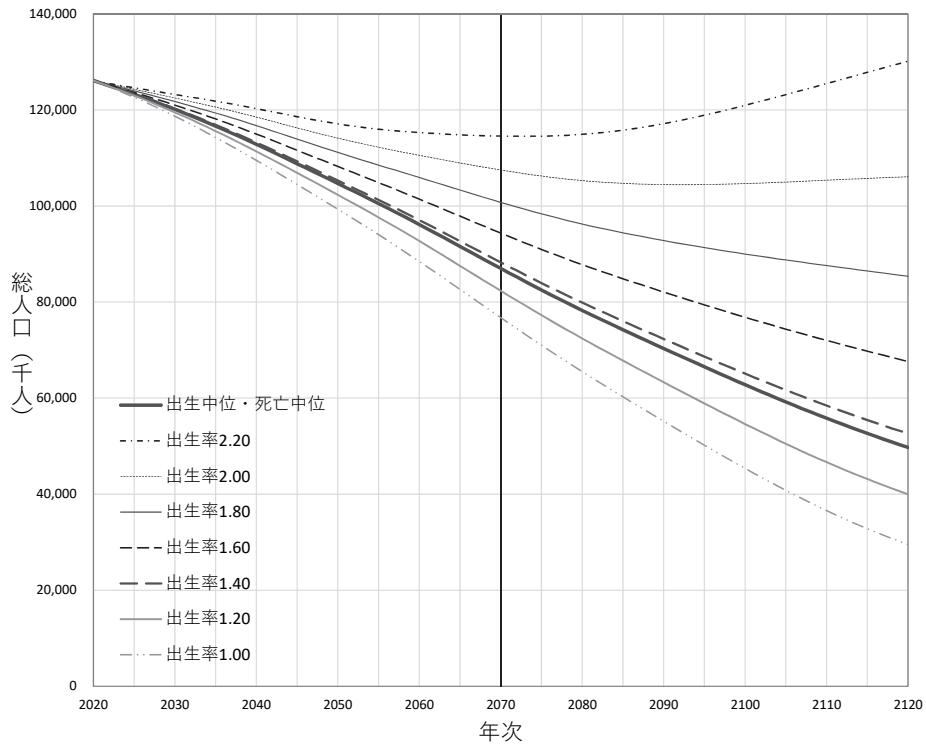
注：条件設定における「6.9 万人」は、平成 29 年推計における外国人入国超過数の水準（2035 年、69,275 人）である。2041 年以降は、外国人の移動仮定以外は、いずれも出生中位（死亡中位）推計に基づく。

次にこれらの仮定に基づいた将来人口のシミュレーション結果を見てみよう。まず、出生率のレベルに対応した感応度分析を総人口、65 歳以上人口割合、日本における日本人の出生数について行ったものが図IV-1-9、図IV-1-10、図IV-1-11 である。

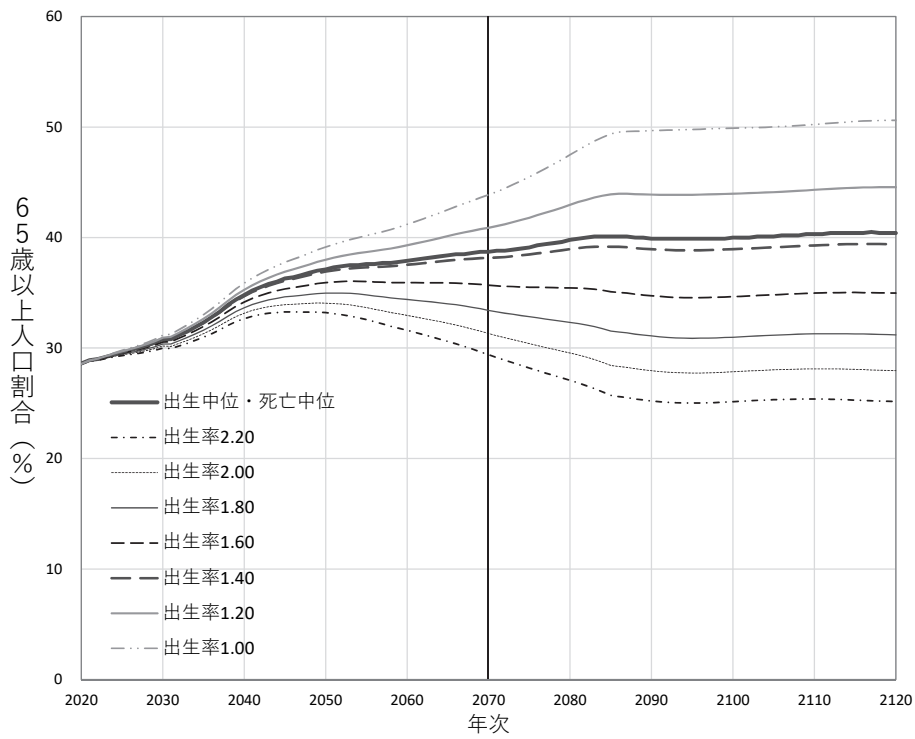
総人口について見ると、2070 年では最も多い出生率 2.20 のケースで 1 億 1,455 万人と 1 億人を保っているほか、1.80 のケースでも 1 億 77 万人と 1 億人を維持している。一方、最も少ない出生率 1.00 のケースでは、7,675 万人と 2020 年の約 6 割にまで減少することとなる。2120 年ではこれらの差がより拡大することとなり、2,953 万人～1 億 3,015 万人のレンジにまで拡大する。特に、2.20 のケースでは人口置換水準を上回ることから、2120 年付近では人口が増加傾向にあることがわかる。

65 歳以上人口割合はどのケースにおいても 2045 年までは増加していくが、2.20 のケースではそれ以降、また 2.00 のケースでは 2049 年以降は減少に転じている。また、中位仮定では 2070 年以降も 65 歳以上人口割合は高止まっているものの、1.60 のケースではわずかに減少すると見込まれている。一方、出生率が中位仮定よりも低い場合の 65 歳以上人口割合の増加は顕著であり、1.00 のケースでは 2070 年で 43.9%、2120 年には 50.6%にまで増加することとなる。

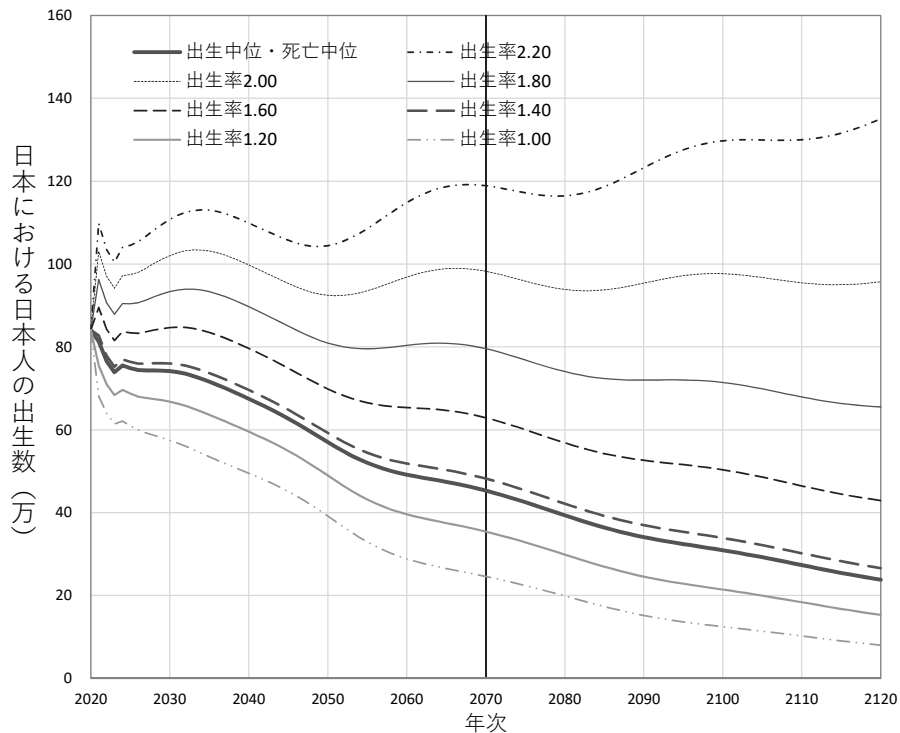
図IV-1-9 総人口の将来見通し（出生率条件別）



図IV-1-10 65歳以上人口割合の将来見通し（出生率条件別）



図IV-1-11 日本における日本人の出生数の将来見通し（出生率条件別）



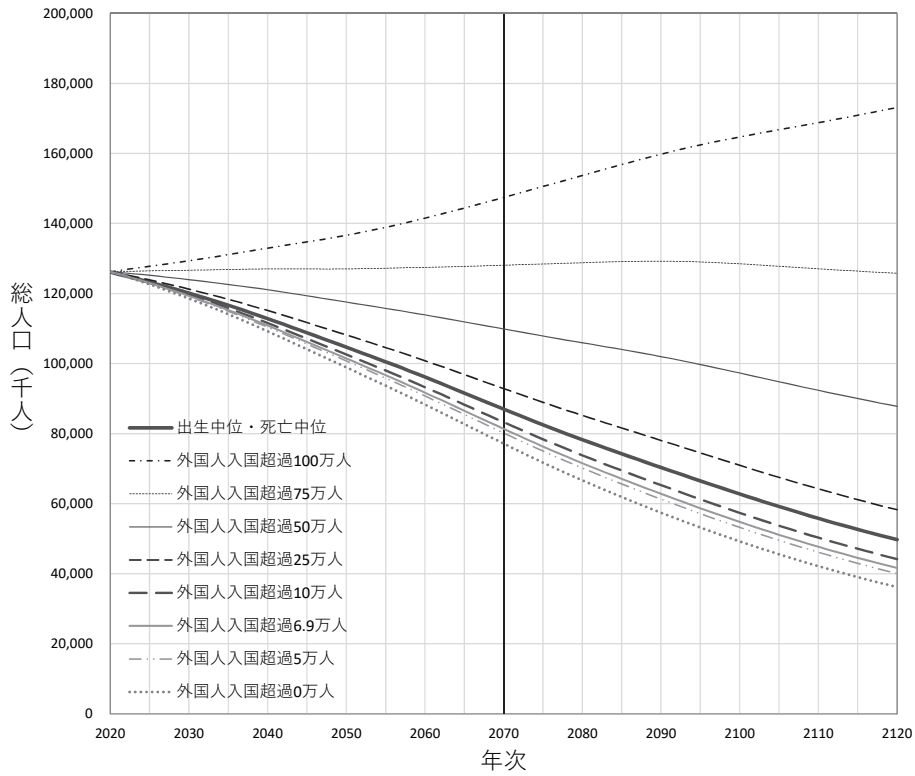
日本における日本人の出生数は、2020年に84万件であったが、中位仮定では2070年に45万3千件となった。合計特殊出生率が2.20に達するケースでは、同年118万9千件、最も低い1.00に達するケースでは24万6千件となる。2120年では、中位仮定においては23万8千件であるが、2.20に達するケースでは135万件、1.00に達するケースでは8万件まで減少する。

次に、外国人移動のレベルに対応した感応度分析を総人口・65歳以上人口割合・外国人人口割合について行ったものが図IV-1-12、図IV-1-13、図IV-1-14である。

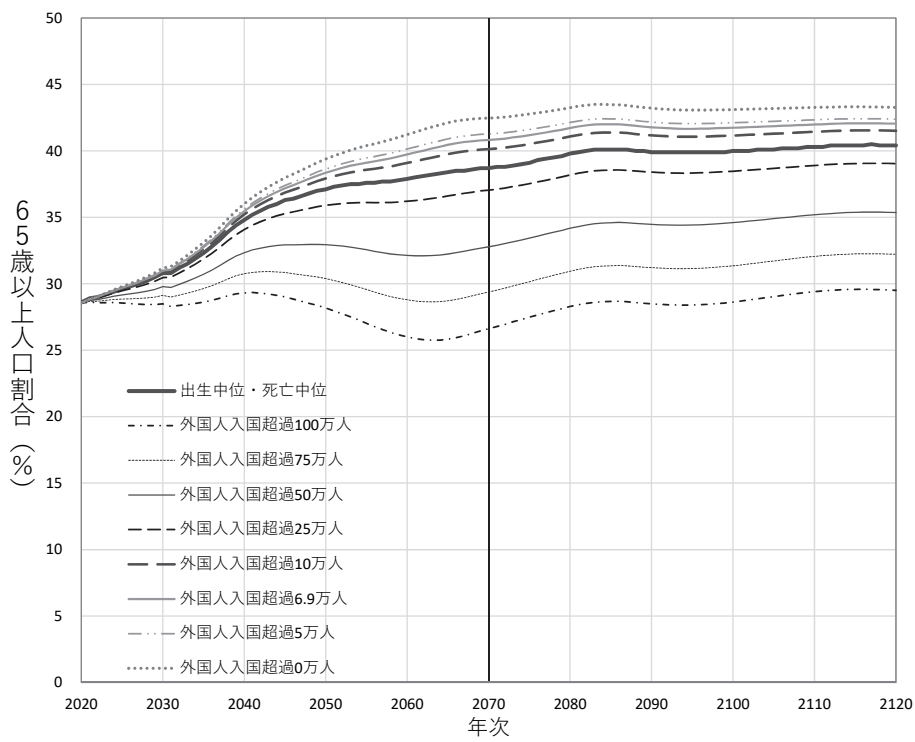
これを見ると、入国超過数が75万人の場合、長期的に見て総人口はほぼ横ばいで推移することがわかる。2070年の総人口を見ると、75万人のケースで1億2,810万人と出生率2.20のケース1億1,455万人よりやや大きい規模、50万人のケースでは1億988万人と出生率2.00のケース1億750万人より少し大きい規模となっている。しかしながら、同じケースどうしを2120年で比較してみると、75万人のケースが1億2,578万人に対して出生率2.20のケースが1億3,015万人、50万人のケースの8,780万人に対して出生率2.00のケースで1億610万人となっており、2120年には出生率を一定とした場合の方が総人口の規模が大きくなっていることがわかる。また、前回推計の2035年時点と同じ6.9万人のケースでは、2070年の総人口は8,137万人、2120年は4,163万人と、いずれも今回推計の出生中位・死亡中位より低い値で推移する。

一方、65歳以上人口割合について見ると、2070年では、75万人のケースで29.4%と、出生率2.20のケース29.4%と同水準であり、50万人のケースでは32.8%と、出生率2.00のケースの31.3%より若干高い値を示している。また、2120年では75万人のケースで32.2%、出生率2.20のケースで25.2%、50万人のケースでは35.4%、出生率2.00のケースで28.0%となり、65歳以上人口割合の差が拡大している。とはいえ、入国超過数75万人、50万人のケースで、65歳以上人口割合がさほど高くなっ

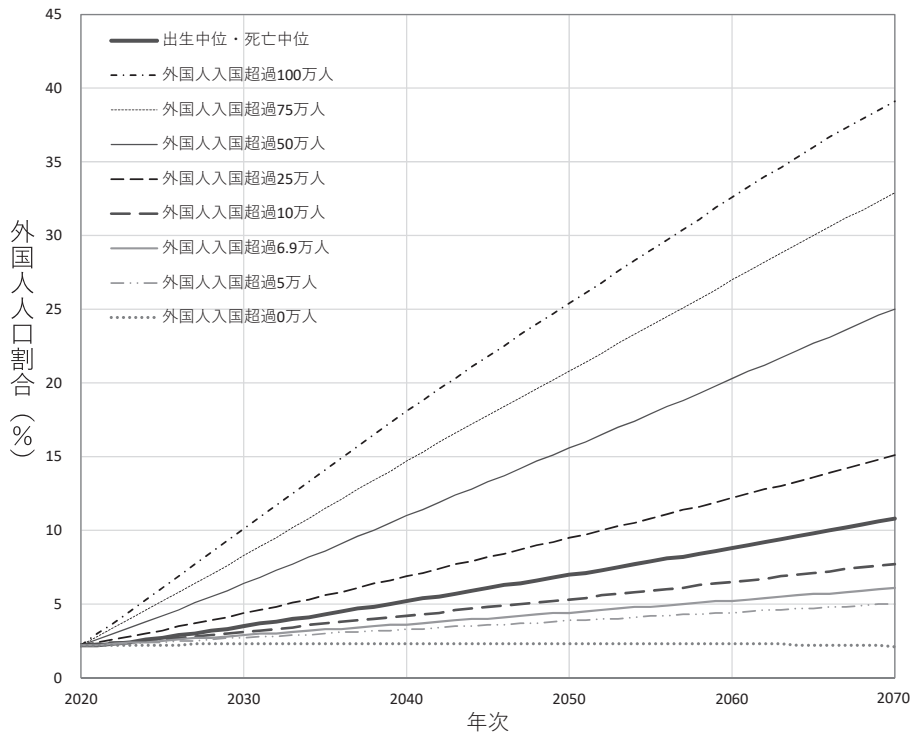
図IV-1-12 総人口の将来見通し（外国人の移動条件別）



図IV-1-13 65歳以上人口割合の将来見通し（外国人の移動条件別）



図IV-1-14 外国人人口割合の将来見通し（外国人の移動条件別）



ていないのは、流入する外国人人口の年齢構成が比較的若い層に偏っている事によるものである。

外国人人口割合について見ると、移動仮定によって、その値が大きく異なっていることがわかる。本推計では 2045 年に 6.1%、2070 年に 10.8%であるのに対し、前回推計と同じ 6.9 万人では、2045 年に 4.0%、2070 年に 6.1%と、外国人人口割合の差が拡大している。一方で、2040 年までの入国超過数を 25 万人に設定すると、2045 年に 8.2%、2070 年には 15.1%に到達する。仮定値に伴う差が拡大しつづけるのは、1 年ごとの入国超過数の差が蓄積することにくわえ、2041 年以降は総人口に対する性、年齢別入国超過率が一定となるように入国超過数が増加することによる（図IV-1-8）。このように、総人口や 65 歳以上人口割合、外国人人口割合に出生率と外国人移動の仮定の変動が与える影響はそれぞれ異なり、また、将来の時点によってもその様相が大きく異なっていることがわかる。

2. 推計結果の解説

(1) 将来推計人口の基本的性質と見方

1) 「日本の将来推計人口」の概要

国立社会保障・人口問題研究所（旧厚生省人口問題研究所）は、戦前より各方面からの要請に応じて日本の人口の将来推計を行ってきた。戦後においては昭和 30 年以降ほぼ定期的に行なうようになり、とりわけ近年では国勢調査結果の公表に合わせて 5 年ごとに、全国人口、都道府県別人口、世帯数などの将来推計を行っている。全国人口については、令和 5 年に、戦後公表した第 16 回目の将来推計人口にあたる『日本の将来推計人口－令和 5 年推計』を公表した。

「日本の将来推計人口」は、これまで政府の社会保障制度の設計を始めとして、各種経済社会計画

の基礎資料として用いられてきた。また、上述の地域別人口・世帯数の推計をはじめ、労働力人口や進学・就学人口の推計、あるいは各種の施策対象人口の推計など、広範な応用分野においてその基礎数値として用いられている。

『日本の将来推計人口－令和5年推計』の推計対象は、外国人を含め、日本に常住する総人口である。これは国勢調査における総人口の定義と同一である。推計期間は、令和2（2020）年国勢調査を出発点（基準人口）として、令和52（2070）年までの50年間とし、各年10月1日時点の人口について推計している。ただし、長期人口推移の分析の参考とするため、令和52（2070）年以降動態率等の仮定値を一定として、令和102（2120）年までの人口（各年10月1日時点）を算出して報告している（長期参考推計）。

推計方法は、人口の変動要因である出生、死亡、国際人口移動について年齢別に仮定を設け、コーホート要因法により将来の男女別、年齢別人口を推計するものである。仮定設定は、それぞれの要因に関する実績統計に基づき、人口統計学的な投影手法によって行った（詳しくは「Ⅲ 推計の方法と仮定」を参照されたい）。

2) 公的推計の要件

将来人口推計（population projection）とは、どのようなものであろうか³³⁾。上述のとおり、「日本の将来推計人口」は、わが国の将来の出生、死亡、および国際人口移動について仮定を設け、これらに基づいて将来の人口規模ならびに年齢構成等の人口構造の推移について推計を行ったものである。それは国や自治体による諸制度ならびに諸施策立案の基礎資料として用いられるのをはじめとして、広範な分野において利用されている。すなわち、それは多様な目的をもって用いられるものであるから、推計が特殊な意図や考え方に基づいて作成されたものであることは望ましくない。したがって、公的な将来推計人口には、可能な限り恣意性を廃した客観性、中立性が求められる。

それでは、いかにしたら客観的で中立な推計が可能となるであろうか。一言でいえば、そのためには、正確な実績データを用い、科学的な手法によって推計を行わなくてはならない。現状で求め得る最良のデータと最良の手法を組み合わせることができれば、現時点における最も客観的な推計が行えることになるだろう。そして、こうした推計を実施するためには、一方では国際的視野に根ざした高い専門技術の応用と、他方では推計結果とその根拠を利用者に正確に伝える説明責任の遂行が求められる。こうしたことを確実に行うことが、公的な推計を行う上での一つの目指すべき方向であると考えられる。

3) 予測としての将来人口推計

一方で、将来推計人口は、「未来を当てる」ことが最も重要な特質なのではないかという見方もあるだろう。将来の社会経済の計画を立てる上で、基礎となる人口が外れていたら、誤った選択をす

33) 用語「将来推計人口」は推計された人口を指し、これを推計することを将来人口推計という。将来人口推計は、技術的観点からは将来の人口規模と構造の変化に関する計量的情報を提供する数値シミュレーションの一種と考えられるが、それらは大きく分けると、公的利用のための推計と、研究等の目的で恣意的な前提を与えて行う実験的推計の二種類がある。本書では前者に限定して説明することにする。

ることになるだろう。だから将来人口推計は、できるだけ正確に将来を言い当てることを目指すべきではないか。これはある意味自然な見方だが、推計の指針として適切かどうかは、もう少し考えてみる必要がある。このことを論じるためには、まず社会科学にとって予測とは何かという問題にふれる必要がある。

人口変動を含め、社会科学が対象とする事象について「予測」を行うということは、未来を言い当てるという種類の予測、すなわち予報 (forecast) をするということとは異なる。天体の軌道や天候などと違って、社会経済は人間が変えて行くものであるから、われわれの今後の行動しだいで無数の展開の可能性を持っており、現在において定まった未来というものは存在しない。したがって、科学的にそれを言い当てるという行為もあり得ないだろう。すなわち、将来の社会経済を予測するということは、標本データから母集団の未知の平均値を推定するといった作業とは本質的に異なるものである。すなわち、推定すべき真の値はわからないのではなく、(まだ) 存在しないのである。そして、何よりわれわれ人間は、しばしば望ましくない予測がその通りに実現しないように行動するのであるから、この場合の予測に求められる正確性とは、その通りに実現するという性質ではないということがわかる。

したがって、一般に社会科学における科学的予測とは、結果として将来を言い当てることに役割があるのではなく、科学的妥当性のある前提の下に、今後何が起こり得るかを示すことを目的としている。将来人口推計についても同様であり、人口動態事象 (出生、死亡、ならびに人口移動) の現在までの趨勢を前提として、それが帰結する人口の姿を提示することを役割としている。

4) 投影としての将来人口推計

ちなみに、各国の将来人口推計についてみると、ともに正式な名称には、projection (投影) という言葉が用いられている。本来この言葉は、手元にある小さな物体に光を当て、前方のスクリーンに拡大投影して細部を明らかにするという行為を指す。すなわち、将来人口推計は、直近の人口動態に隠された兆候を、将来というスクリーンに拡大投影して詳細に観察するための作業であるということの意味している。実際「日本の将来推計人口」においても、人口動態の現状と趨勢を実績データの分析によって詳細に把握し、これを将来に向けて投影することによって仮定値を得ている。この仮定値に基づいて推計されたのが「日本の将来推計人口」である。すなわち、「日本の将来推計人口」は、現在日本社会が向かっている方向にそのまま進行した場合に実現するであろう、人口の姿を示しているといえる。そして、これを一つの基準として、多様な将来への対応を考える際の基礎としている。つまりそれは、もし予期せぬ事態 (災害、経済変動等) が起きず、さらにわれわれがこれまでの流れを変えるような新たな行動をしなかった場合に実現する人口の将来といえるだろう。

なお、実際の人口推移が明らかとなったときに、仮にそれが将来推計人口と異なる動きを見せ始めたとする、それは前提に含まれない新たな変化か、あるいは趨勢の加速、または減速といった状況変化が生じたことを示している。こうした変化をいち早く見出すことも、実は将来推計人口の重要な役割の一つである (本書IV章1節 (3)) においてこれに関連した分析を紹介している)。

5) 「日本の将来推計人口」の二面性

さて、以上では無条件な将来の予測（言い当て型の予測）と、一定の前提に基づいた推計、とりわけ投影との違いについて考えた。しかしそれでは、将来推計人口は予測として用いることはできないのであろうか。推計を実現の可能性が高い予測としてみることができるか否かは、実はすべてその前提（仮定）の捉え方に依存している。すなわち、前提が予測として認められるのであれば、その帰結である将来推計人口も予測であり、逆に前提が単なる仮想に過ぎないのであれば、結果としての推計人口も仮想のものとなる。それでは「日本の将来推計人口」の前提はどのように捉えられるのであろうか。

すでに述べてきたように「日本の将来推計人口」の前提は、主要な人口変動要素の趨勢を可能な限り正確な実績データに基づいて把握し、これを将来に投影する方法によって得ている³⁴⁾。したがって今後生ずる可能性のある経済変動や政治的転換、自然災害などこれまでの趨勢に含まれない事象は反映されていない。こうした可能性を無視した前提を厳密に無条件予測として認めることは難しいだろう。その点では将来推計人口は予測とはいえない。

しかし、現在の社会科学では上記のような趨勢に含まれない事象について、時期、影響力を含めて予見することは事実上不可能であり、これを前提に反映させようとするれば必ず恣意性を含むことになる。すなわち、現在われわれは社会科学的な予測について「客観性」を超える望ましい基準を有していないと考えられる。とすれば、恣意性を廃して実績の趨勢を投影する方法は、現状では最良の予測として見ることはできないのではないだろうか。とすれば、そうした前提を有する将来推計人口は、現状で持ち得る最良の予測を与えるものと見ることはできるだろう。少なくとも多様な用途で共有すべき予測としては最良な性質のものといえるだろう（多様な用途で将来推計人口を共有することは、社会の将来像について整合性を図る上で重要である）。

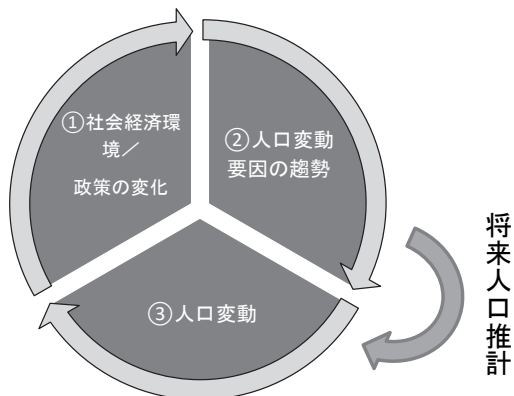
したがって「日本の将来推計人口」は、一方では実績データの趨勢が示す方向に社会がそのまま進行した場合という条件付きの将来人口の姿を与えるものであるが、他方、科学的に無条件予測を得ることができないという現状の下で、これに代わる最良の予測としての位置づけも論理上併せ持つことになる。このことから、各種公的施策等の計画策定の基礎として、この推計結果を用いることには、整合性を図るといふ以上の合理性があるといえるだろう。

6) 社会経済動態との関係

将来人口推計では、仮定として出生率、死亡率および人口移動数・率などのいわゆる人口学的変数、データのみを用いている。その際、景気の変動や人々の意識の変化などは考えなくてよいのだろうか。言い換えれば、社会経済動態と将来人口推計との関係はどのようになっているのだろうか。これについては、まず、「日本の将来推計人口」は社会経済的な動態を反映していないと考えることは誤りである。将来推計人口の前提となる人口動態事象（出生、死亡および人口移動など）の仮定

34) どのような指標あるいは変数の趨勢を投影すべきかについては一定の指針を考えることができる。すなわち対象となる現象について既知の法則性や実績データに含まれる規則性を効率的に記述するモデルを用い、法則性を含む時間に依存しない量（不変量）と時間的に変化する量を分離し、後者をさらに時間的変化傾向を持つ量とランダムに変化する量に分離し、前者の変化傾向を趨勢として抽出することになる。

図IV-2-1 社会経済環境／政策の変化、人口変動要因の趨勢、人口変動の関係と将来人口推計



推移は、それらの実績推移に基づいた投影であるが、これらの実績推移はすでに社会経済的な環境変化を総合的に反映している。したがって、これを投影した結果は、やはり社会経済環境の変化を反映したものとといえるのである。図IV-2-1に将来人口推計で想定されている①社会経済環境／政策の変化、②人口変動要因の趨勢、そして③人口変動の関係を示したが、②の人口変動要因の趨勢は、過去の①社会経済環境／政策の変化の影響を受けていることを示している。

しかし、そのような間接的な反映ではなく、もっと明示的に景気変動や意識変化を人口推計に取り入れることはできないのであろうか。これは主に3つの理由から、既存の公的推計では行われていない。第一に、多数ある社会経済要因をすべて取り入れることはできないため、要因の選択が必要となるが、この際にどれを用いてどれを用いないのかという要因の選別から生ずる恣意性は、公的な将来人口推計の要件である客観性、中立性と相容れない。第二に、現在においてもなお、人口動態事象といかなる社会経済変数の間にも十分に普遍的な定量モデルは確立されていない。したがって、これについて不十分なモデルを用いれば、推計の不確実性が増すことになる。とりわけ人口と社会経済との間には相互作用の関係があるが、双方を内生化した実用的なモデルは十分発達していない。第三に、社会経済変化を人口変化に反映させるということは、その社会経済変化の将来推計を行わなくてはならないが、通常これを十分な精度で行うことは、人口変数の投影を単独で行うよりはるかに困難である。たとえば、数十年後にいたる景気の動向や人々の意識を推計することは、合計特殊出生率や平均寿命を投影するより難しいと考えられる。そして実際には、人口変動要因の将来投影によって推計された将来の人口を用いて、将来の様々な社会経済の見通しや新たな政策の必要性が論じられており（③の結果によって将来の①が予測される）、将来人口を推計するために仮定した将来の社会経済の状況と矛盾が生じてしまう恐れがある。

以上の課題、整合性の観点から、社会経済変化を明示的に将来人口推計に取り入れることは必ずしも推計の目的に寄与しないと考えられる³⁵⁾。実際のところ、諸外国や国際機関による将来人口推計の例でも、社会経済変化を明示的に取り入れているものは見あたらない。

7) 将来推計人口の基本的な捉え方

以上にみえてきた将来推計人口の基本性質を踏まえて、その見方についてまとめてみよう。一般に将来推計人口は、将来社会を構想する際の基準ないし指針を得るものとして用いるものである。その際、「日本の将来推計人口」は、現在社会が向かっている方向にそのまま進行した場合に実現する

35) ただし、人口動態と社会経済が一つのシステムをなしていることは事実であるから、それらの間の相互作用を明らかにし、3つの課題の克服を目指した研究を進めて行くことは重要である。

であろう、人口の姿として捉えることができる。また、その前提が予測として認められるのであれば、将来推計人口は、将来実現すべき人口の予測として捉えることもできる。逆に認められないのであれば、将来推計人口は一つのシミュレーション結果に過ぎない。ただし、推計の前提は実績データの趨勢を投影したものであるから、恣意性が少ないという観点からは、現状において最も自然で客観的な人口の将来像であるといえる。

したがって、将来推計人口は、さまざまな展開の可能性のある将来について考える上での共通の基準、または拠り所として扱うことが、最も適切な利用法であると考えられる。社会における多くの施策計画や市場計画の立案が、共通の将来人口に基づいてなされることは、それらの間の整合性を図り、また比較可能性を保つ上で、それ自体たいへん有益なことと考えられるのである。

8) 推計の不確実性と複数仮定による推計の見方

将来推計人口には不確実性が付随するが、その原因は多様である。大きく分けると、基にした実績データや統計的手法に由来する不確実性と、推計された人口推移の実現性に関する不確実性の2種類がある。まず、前者についてみよう。「日本の将来推計人口」の仮定値は、実績データの趨勢を投影して得たものであるが、趨勢の捉え方などによって投影結果は必ずしも一意には定まらず、一定の幅として捉えられる。これが出生3仮定、死亡3仮定が生ずる理由である。

出生仮定については、女性の世代ごとに結婚、出生行動に関する4つの指標（平均初婚年齢、50歳時未婚者割合、夫婦完結出生児数、および離死別再婚効果係数）の趨勢が測定され、将来に向けて投影されるが、それぞれについて幅が設けられ最も高い出生率を帰結する値の組み合わせによって高位仮定が定められ、逆に低い出生率を帰結する組み合わせによって低位仮定が決められている（表IV-2-1）。

表IV-2-1 日本の将来推計人口（令和5年推計）における出生率要素4指標の仮定値

女性の出生率要素の指標	実績値 1970年 生まれ	将来推計人口の出生仮定値 2005年生まれ		
		中位仮定	高位仮定	低位仮定
(1) 平均初婚年齢	27.2 歳	28.6 歳	28.1 歳	29.0 歳
(2) 50歳時未婚者割合	15.0%	19.1%	13.4%	25.6%
(3) 夫婦完結出生児数	1.83 人	1.71 人	1.91 人	1.54 人
(4) 離死別再婚効果係数	0.965	0.966	0.966	0.966
コーホート合計特殊出生率	1.45	1.29	1.55	1.07

注：出生率要素の指標は、すべて日本人女性の結婚・出生に関する値（日本人男性を相手とする外国人女性の結婚・離婚、ならびに日本人男性を父とし、外国人女性を母とする出生を含まない）。離死別再婚効果係数とは、離死別・再婚による出生児数の変動を表わす係数で、離死別・再婚が一切ない場合に1.0となる。

一方、死亡仮定についても不確実性を表現するために3つの仮定設定を行っている。具体的には、死亡水準を表す時系列指標³⁶⁾の実績推移に内在する統計的誤差の分布にしたがって当該指標が確率

36) リー・カーター・モデルにおけるパラメータ（一般に k_t と表されるもの）のこと。

99%で存在する区間を算出し、高死亡率側の境界を高位仮定、低死亡率側の境界を低位仮定としている。

上記、出生3仮定、死亡3仮定の組み合わせにより、令和5年推計では、9つの推計結果が提供されている。これらを用いることによって、ある程度の推計結果の不確定性に対処することができる。すなわち、仮定に用いた変数の現状の趨勢から投影される推計結果の幅を見ることにより、利用者が目的に応じて一定の幅を考えることができる。

ここで、異なる仮定の組み合わせによる推計結果を比較すると、人口規模については出生高位・死亡低位推計が最も多く推移し、出生低位・死亡高位推計が最も少なく推移する。70年における人口規模の幅は、1,911万人であり、出生中位・死亡中位推計結果の22.0%に相当するものであった。しかし、人口高齢化の程度を示す高齢化率（65歳以上人口割合）については、出生低位・死亡低位推計が最も高く推移し、逆に出生高位・死亡高位推計が最も低く推移する。2070年における高齢化率は、前者で43.2%、後者では34.1%であり、9.1ポイントの幅があった³⁷⁾。すなわち、人口規模と高齢化率では、最大・最小を与える仮定の組み合わせが異なっている。このように、人口指標によっては最大・最小を示す推計が異なっているため、幅を見る場合には、推計を使用する目的に応じた確認が必要である。

なお、複数推計については、それらの比較によって、仮定値の違いがもたらす将来人口への影響を評価するという機能がある。とくに本書IV章1節（3）で示す仮定値一定推計および封鎖人口による推計（国際人口移動をゼロとした推計）を、9本の基本推計と合わせて比較することによって、それぞれの仮定値が推計人口に対して持つ意味を理解し、また効果を測定することができる。

（2）将来の人口規模（人口モメンタム）

わが国の総人口は、明治期以降年平均1%の成長率で増加の一途をたどってきたが、21世紀に入って人口増加から人口減少へと転じたところであり、今後はマイナス成長となって長期的な減少過程に入って行く。「日本の将来推計人口」（令和5年推計）出生中位・死亡中位推計によれば、2020年時点1億2,615万人の人口は、2056年に1億人を割り、2070年には8,700万人となる。これは2020年現在より約3,900万人（31.0%）の減少となり、日本はこの50年間に約3割の人口を失うことになる。さらに参考値ながら100年後の2120年には4,973万人と、当初の4割程度にまで縮小することになる。わが国では、歴史上このような長期にわたって恒常的に人口減が起きたことはなく、わが国の21世紀は、まさに人口減少の世紀と言えるだろう。

もちろん、50年あるいは100年といった遠い将来のことを見通すことは難しく、上記のような推移をたどることは確実とはいえないはずである。しかし、最も人口が多く推移すると想定した出生高位・死亡低位推計によっても、2070年の人口は23%の減、2110年は43%の減となっており、かなりの人口減少を免れていない。実は、わが国では今後21世紀の大半を通して人口減が続くことは、非常に確度の高いことであるといえるのである。なぜであろうか。その理由を理解するためには、まず人口減少のメカニズムに関係した出生率の人口置換水準と人口モメンタムという二つの概念を

37) 出生中位・死亡中位推計の高齢化率は、38.7%である。

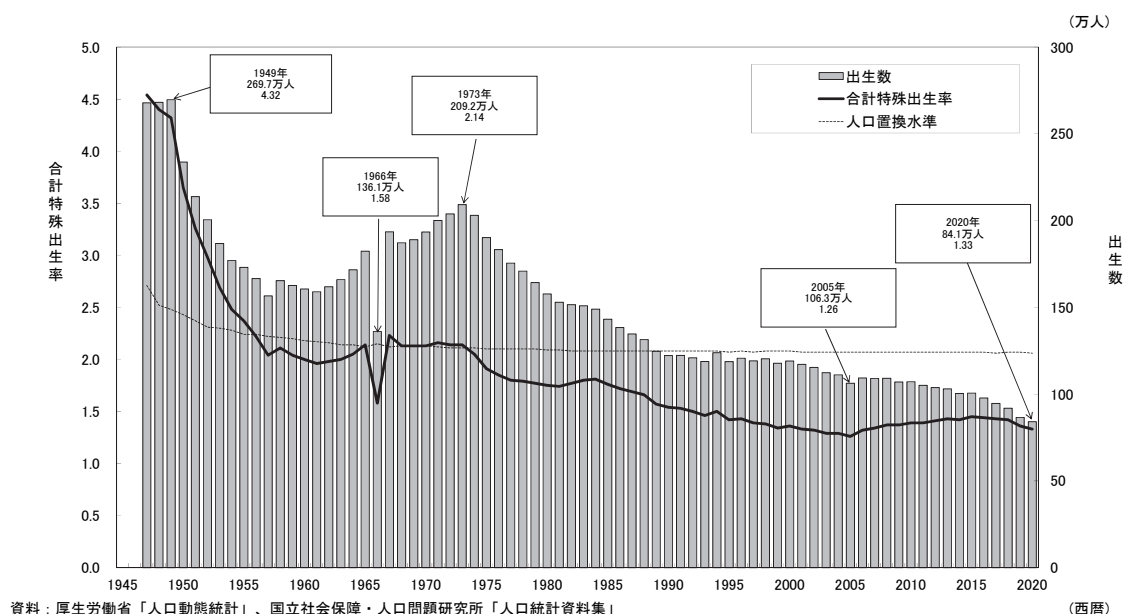
理解する必要がある。

1) 人口置換水準

人口の増減は、出生、死亡、ならびに人口移動（移入、移出）の多寡によって決定される。ここで移出入がないとすると、長期的な人口の増減は、出生と死亡の水準で決まることになる。そして、ある死亡の水準の下で、人口が長期的に増えも減りもせずに一定となる出生の水準を「人口置換水準」と呼んでいる。たとえば、現在のわが国における死亡の水準³⁸⁾を前提とした場合、合計特殊出生率の人口置換水準は、概ね 2.1 程度となっている。

図IV-2-2 は、わが国の出生数、合計特殊出生率、ならびに合計特殊出生率の人口置換水準の過去の推移を示したものである。これからわかるようにわが国の出生率は 1974 年以降、40 年以上もの間、人口置換水準を下回りながら低下を続けてきており、まさにその帰結として日本人口は減少を迎えたのである。

図IV-2-2 出生数、合計特殊出生率および人口置換水準の推移



しかし、出生率が人口置換水準を下回ったことによって人口減少が生ずるのであれば、この図からは別の疑問が生ずるはずである。すなわち、わが国の出生率は過去 40 年以上にもわたって人口置換水準を下回っていたのであれば、なぜもっと早くに人口減少が生じなかったのであろうか。実は、このメカニズムが今後の人口減少についての理解を深める鍵となる。そのメカニズムの正体は、人口構造の持つ人口モメンタムという特性である。

38) たとえば 2020 年の死亡水準は、平均寿命によって表わせば、男性 81.58 年、女性 87.72 年（国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」）となっている。

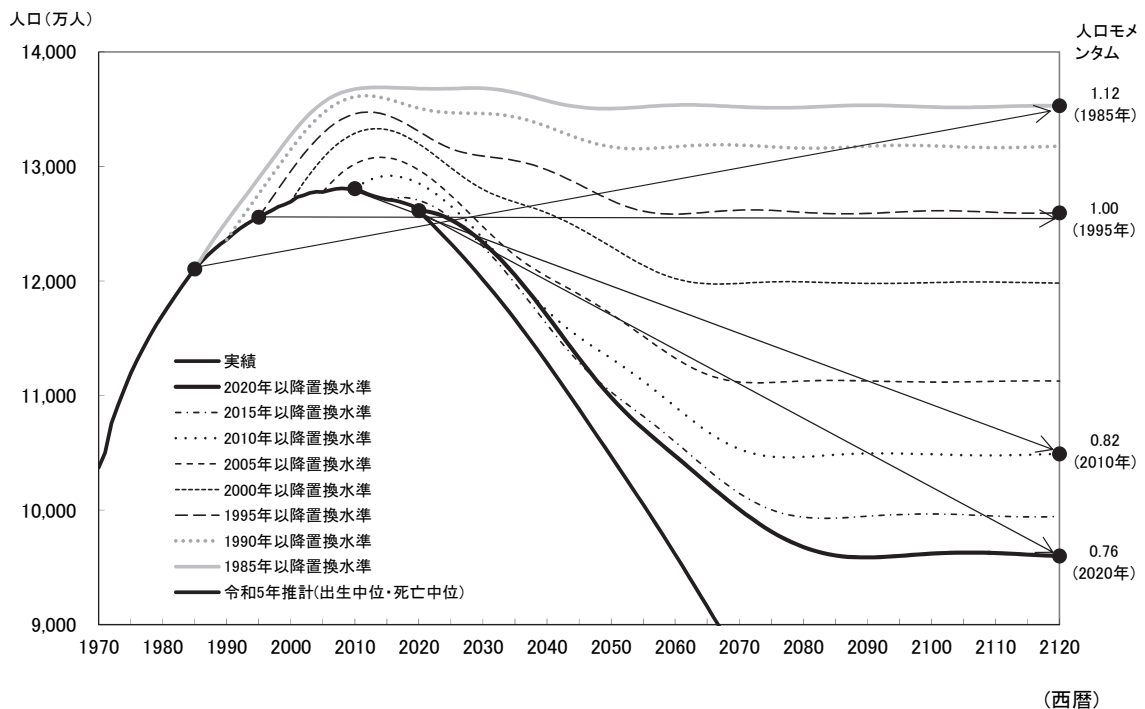
2) 人口モメンタム

出生率が人口置換水準よりも高く、人口増加が継続してきた人口について考えよう。わが国の人口もかつてはそうであったし、現在でも発展途上国の多くはそうした状況にある。このような人口において、ある時、出生率が直ちに人口置換水準まで低下しても、その時点で人口規模が即座に一定になることはなく、しばらくは増加が続いて、かなり大きな規模に至ってから一定になるという現象がみられる。これは増加傾向にある人口が持つ慣性ともいえるべき特性であるが、この特性を専門的には「人口モメンタム」と呼んでいる。

その正体であるが、人口モメンタムは、人口構造、すなわち人口の年齢構成の中に潜在している。すなわち、人口は長期に人口置換水準を上回る出生率が続いた場合、若い世代ほど人口が多くなり、しばらくの間は親となって子どもを生む人口（再生産年齢人口）が増え続けるため、仮に一人ひとりが生む子ども数が減ったとしても、生まれてくる子どもの総数は減らないのである。だからそれぞれの世代の出生率（子どもの生み方）が、自身の世代を置き換えられない水準に低下しても、人口構造がそれを補ってすぐには人口減少を生じないということが起こる。

実は、わが国の場合でも、この人口モメンタムが働いていたのである。このことを反実仮想のシミュレーションによって確認しよう。図IV-2-3は、わが国の人口について、過去のいくつかの時点から出生率が直ちに人口置換水準となった場合（死亡率一定、国際人口移動はゼロとする）の仮想の人口推移を示したものである。このうち、最も上側にあるグラフは、1985年時点で出生率が人口置換水準となった場合の人口の推移である。これによれば、人口は1985年時点の水準で一定になるのではなく、しばらく増加を続け、かなり高い水準に達してから一定状態へと収束している。

図IV-2-3 出生率が人口置換水準となった場合の人口見通し



こうした慣性を持った人口の推移は、他の時点で置換水準となった場合も同じように観察される。つまり、わが国の人口は、この間、出生率が下がって人口置換水準を下回ったとしても、年齢構造に組み込まれた増加方向の慣性によって人口増加が続いていたのである。わが国では、40年以上も前から出生率が人口置換水準を下回っていたのに、最近まで人口増加が続いていたのは、こうしたメカニズムによるものである。

ところで、図IV-2-3によれば、置換水準に設定した人口推移は、その時点が遅くなればなるほどその後到達するピークや最終的な収束水準が低くなるのがわかる。これは遅い時点ほど、人口増加の慣性の強さ、すなわち人口モメンタムが少なくなっていたことを示す。そして1995年より後の時点では、出生率を人口置換水準に設定したにも関わらず、最終収束水準は出発時点の水準よりも低くなっている。これはわが国の人口が、この時点以降は、マイナスの慣性を持つに至ったとみることができるのである³⁹⁾。

3) 減少モメンタムの時代

表IV-2-2には、1955年以降の人口と置換水準を設定したときの静止人口、そして人口モメンタム（脚注7）参照）の推移を示した。人口モメンタムはこの期間を通して低下を続けており、1990年代後半には1を下回り急速に低下を示している。これは、長期にわたって低出生率が続いた結果、

表IV-2-2 年次別にみた総人口、静止人口規模、および静止人口比（人口モメンタム）

年次	総人口 (百万人)	静止人口の規模 (百万人)	静止人口比 (人口モメンタム)
1955	89.3	128.8	1.44
1960	93.4	129.4	1.38
1965	98.3	130.7	1.33
1970	103.7	133.2	1.28
1975	111.9	137.6	1.23
1980	117.1	136.5	1.17
1985	121.0	135.2	1.12
1990	123.6	131.7	1.07
1995	125.6	126.0	1.00
2000	126.9	119.9	0.94
2005	127.8	111.2	0.87
2010	128.1	104.9	0.82
2015	127.1	99.5	0.78
2020	126.1	96.1	0.76

注：各時期の日本の人口が持つ人口モメンタムを、静止人口比（人口置換水準の出生率によって到達する静止人口規模の総人口に対する比、単に人口モメンタムとも呼ぶ）で表したものの。

39) このようにある時点の人口のモメンタムの強さは、その時点以降出生率を人口置換水準に設定したときに最終的に収束する人口の水準を求め、これを当初人口で割った比によって表すことができる（この指標は静止人口比、または人口モメンタムの名称で呼ばれている）。これが1より大きければ人口は増加方向の慣性を持っており、1より小さければ減少方向への慣性を持っていることになる。

若い世代ほど人口規模が縮小しており、一人ひとりの出生数が回復しても、全体としての出生数が増えない状態にあることを示している。このように現在のわが国の人口は、その年齢構造の中に従来とは逆の減少方向への慣性を根付かせてしまっているのである。これをここでは減少モメンタムと呼ぼう。

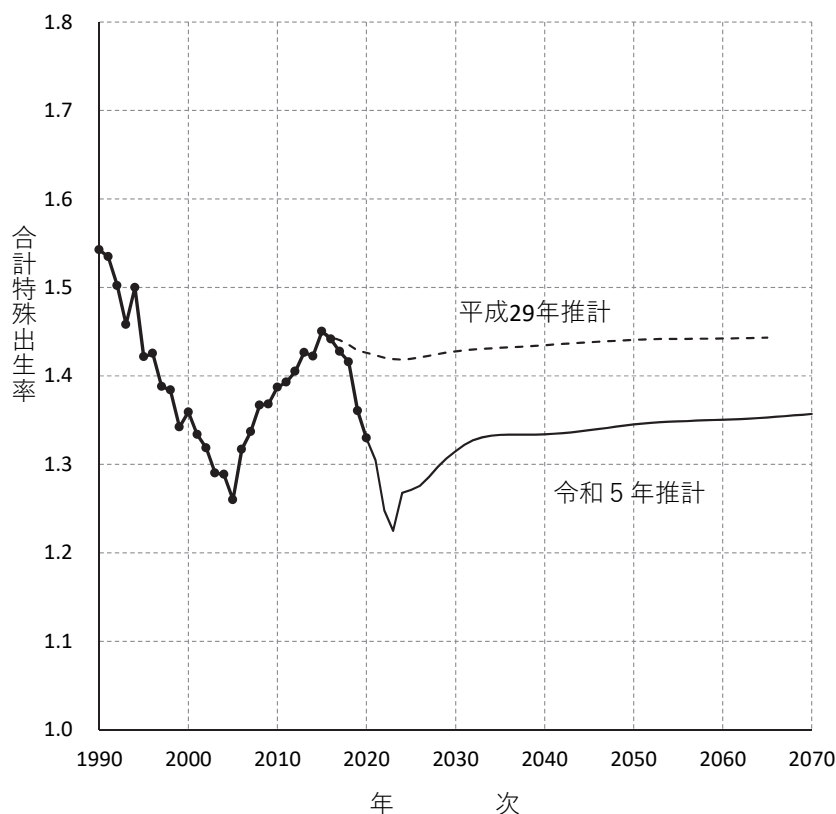
こうした減少モメンタムを持つ人口は、たとえ出生率が置換水準まで回復したとしても、その規模は最終的に縮小してしまうこととなる。すでにみたように、わが国の人口は、1990年代後半からすでに減少モメンタムの時代に入っており、出生率に一定の回復があったとしても、人口減少は免れることができない状況にある。これが本節冒頭に、21世紀の大半を通して人口減が続くことは、非常に確度の高いことであると述べた理由である。事実、極端な例として2020年以降、出生率が人口置換水準に復帰して、以降その水準を保ったとしても、2080年代頃までは人口減少が続き、当初人口の約76%に縮小してようやく安定化することがわかる（表Ⅳ-2-3）。したがって、わが国では人口の長期的な減少を決定的な事態と捉えなければならないのである。

(3) 将来推計人口における仮定値改定の効果－推計結果の比較分析

1) 平成29年推計と令和5年推計の仮定値の比較

まず、合計特殊出生率（以下出生率）の中位仮定値について平成29年推計と令和5年推計の相違点についてみると（図Ⅳ-2-4）、平成29年推計では、その基準年（2015年）の出生率1.45から2024年の1.42まで緩やかに低下し、その後はやや上昇して2065年に1.44へと推移するとされた。

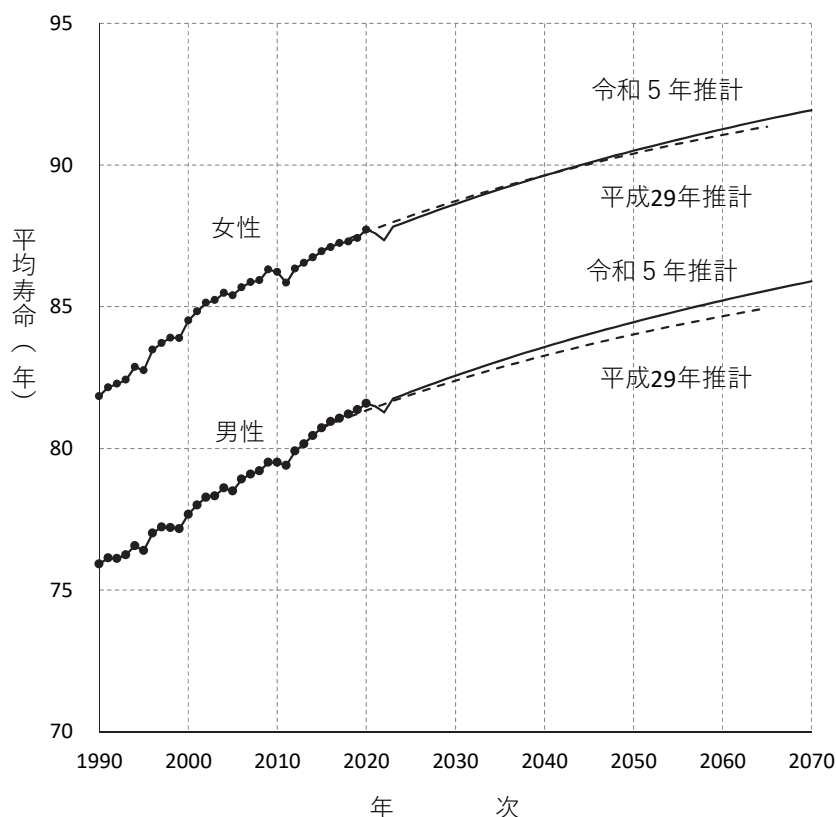
図Ⅳ-2-4 仮定された合計特殊出生率の比較（出生中位（死亡中位）推計）



しかし実績値は2016年から2020年まで、とりわけ2019年以降においてこの仮定値を下回り、その差は2020年で0.10となった。そこで、令和5年推計における仮定値は、上記5年間の実績を踏襲し、平成29年推計の水準よりも低く推移すると仮定された。平成29年推計と比較すると、2065年には0.09低く設定された。これはこの5年間に新たに得られた出生率の実績を踏まえて各種の指標が見直されたためである。

次に死亡率の中位仮定について平均寿命によって比較しよう(図IV-2-5)。日本版死亡データベースによれば、平均寿命は男女とも近年一貫して改善を示しており、2000年には男性77.67年、女性84.51年、2010年には男性79.50年、女性86.22年となっていた。平成29年推計においてはこのような実績の改善を踏まえ、平均寿命の伸長は将来も進むものとし、2020年では男性81.34年、女性87.64年、推計最終年次の2065年では男性84.95年、女性91.35年となるものと推計された。平成29年推計以降の実績値を見ると、女性については概ね中位推計値と同様の傾向である一方、男性については中位推計値よりも高い改善を示しており、2020年の平均寿命実績値は男性81.58年、女性87.72年と、中位推計値に対して、男性で+0.24年、女性で+0.08年となっている。このような実績値の動向を踏まえ、令和5年推計の平均寿命は平成29年推計と比較して、男性ではやや高め、女性では概ね同様の傾向となっている。さらに、推計最終年次が2070年となったことにより、最終的な平均寿命は2070年の男性85.89年、女性91.94年となった。

図IV-2-5 仮定された平均寿命(中位)の比較

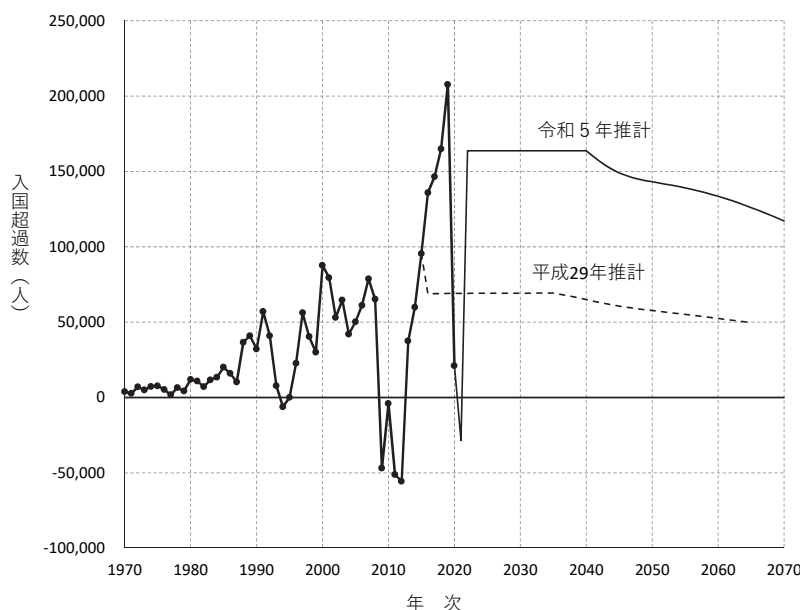


国際人口移動の仮定値は、日本人では年齢別入国超過率を、外国人では入国超過数を、それぞれ別々に設定している。ここでは外国人の入国超過数に関する比較を見てみよう（図Ⅳ-2-6）。外国人の国際人口移動の実績は、不規則な上下動を繰り返しつつも、概ね入国超過数が増加する傾向が続いてきた。例えば、2008年に発生したリーマンショックや2011年に発生した東日本大震災に起因する大規模な出国超過が生じたものの、その後、数年で元の増加基調に回帰し、2019年までは過去最高の水準を更新していた事などが例として挙げられるだろう。

前回推計の仮定値は、それまでの入国超過数の増加の動向を踏まえつつも、おおむね直近の平均値付近の水準に収束するとし、2035年時点で6万9千人の入国超過としていた。今回推計では、直近(2016～2020年)の動向のうち、新型コロナウイルスの世界的流行の影響を受けた2020年を除いた平均値を求めたところ16万4千人となり、それを2040年まで一定とした（図Ⅲ-5-5）（ただし2021年は実績値に基づく仮定値を外挿した）。2035年時点では、前回の推計（6万9千人）と比べ9万5千人ほど多くなっている。

長期的には前回推計と同様、外国人の入国超過の規模は日本の人口規模と連動すると考え、今回推計では各推計において2040年の男女年齢別入国超過率（ただし日本人・外国人を合わせた総人口を分母とする）を求め、以降これを一定とした。出生中位（死亡中位）推計と比較すると、前回推計における2065年の入国超過数は49,690人であったが、今回推計における2065年は126,093人である。

図Ⅳ-2-6 仮定された外国人入国超過数の推移（出生中位（死亡中位）推計）



2) 仮定値の推計人口に対する影響について

各要因の仮定値の相違が将来の人口に及ぼす影響については、以下のように計測した。まず、平成29年推計の全ての仮定を変えないまま、本来の2015年ではなく、2020年を基点とした将来推計を行い、元の推計人口との差を求める。すると、この差は、2015～20年の仮定値と実績値の違いに

よって生じた基準人口の違いに起因するものである⁴⁰⁾。そして次に、この推計の2020年以降に対して、出生率のみを令和5年推計の仮定にした推計を行って比較を行えば、その差は平成29年推計と令和5年推計の出生率仮定の違いによってのみ生じたものと考えられる。さらに、死亡ならびに国際人口移動についても同様の比較を行えば、それぞれの仮定の違いのみの効果を計測できる。ただし、この要因分解法は要因を加える順序によって結果が異なることに注意が必要である。

具体的に平成29年推計と令和5年推計の人口の違いについてみてみよう。まず2065年時点の人口をみると平成29年推計による結果は88,077千人であったのに対し、令和5年推計では、91,587千人であり、3,510千人(4.0%)多い結果となっている。すなわち、同じ中位仮定による推計でも新推計の方が多い推計結果となっており、その差は2065年で4%程度になる。

この差を生じた要因の内訳をみると、基準人口の違いによる差分は1,074千人(全差分に対する割合は30.6%)、出生仮定による差分は-3,756千人(同-107.0%)、死亡仮定が454千人(同12.9%)、国際人口移動の仮定が5,738千人(同163.5%)となっている。特に出生仮定の見直しの効果はほぼ推計人口の増加分相当を減少させる効果を示す一方で、国際人口移動がそれ以上に推計人口の増加へ大きく寄与しており、今回推計と前回推計の差は主にこの二つの要因が大きな比重を占めていることが分かる(表IV-2-3)。

表IV-2-3 平成29年推計と令和5年推計の比較：2065年(出生中位(死亡中位)推計)

(単位：千人)

年齢	令和47(2065)年総人口		差						
	平成29年推計	令和5年推計	基準人口	出生	死亡	国際人口移動総数	国際人口移動総数		
							日本人	外国人	
総数	88,077	91,587	3,510	1,074	-3,756	454	5,738	527	5,211
0～14歳	8,975	8,360	-616	87	-1,433	3	727	52	675
15～64歳	45,291	48,093	2,801	316	-2,323	88	4,720	310	4,411
65歳以上	33,810	35,134	1,324	671	0	363	290	165	125
(寄与率)									
総数			100.0%	30.6%	-107.0%	12.9%	163.5%	15.0%	148.5%
0～14歳			100.0%	-14.2%	232.8%	-0.5%	-118.1%	-8.4%	-109.7%
15～64歳			100.0%	11.3%	-82.9%	3.1%	168.5%	11.1%	157.5%
65歳以上			100.0%	50.7%	0.0%	27.4%	21.9%	12.5%	9.4%
(構成割合)									
0～14歳	10.2%	9.1%	-1.1%	0.0%	-1.2%	0.0%	0.2%	0.0%	0.2%
15～64歳	51.4%	52.5%	1.1%	-0.3%	-0.5%	-0.2%	2.0%	0.1%	1.9%
65歳以上	38.4%	38.4%	0.0%	0.3%	1.7%	0.2%	-2.2%	-0.1%	-2.2%
(寄与率)									
0～14歳			100.0%	2.3%	115.8%	4.1%	-22.3%	-0.5%	-21.8%
15～64歳			100.0%	-24.4%	-43.2%	-15.2%	182.8%	4.6%	178.2%
65歳以上			100.0%	-1153.7%	-6765.3%	-832.5%	8851.4%	223.1%	8628.3%

注：要因分解は、左の要素から順に追加していく事により算出しており、順序によって結果は変わる。

40) 平成29年推計における2015～20年仮定値と実績値との差は、必ずしも2020年実績人口(国勢調査人口)に100%反映されるわけではない。それは2015年と2020年の国勢調査間にはわずかながら実態調査として不可避な精度の差が存在するからである。したがって、ここでの差は「基準人口の違いに起因するもの」とした方がより適切であろう。

次に、人口の年齢構造の違いについてみていく。まず、2065年の0～14歳人口は、8,975千人から8,360千人に改定され、総人口中の年少人口割合は、10.2%から9.1%に低下した。この変化に対しては、実数と割合のいずれも出生と国際人口移動仮定の見直し効果が大きく、寄与率は実数ではそれぞれ232.8%、-118.1%、割合では115.8%、-22.3%となっている。

15～64歳人口は、45,291千人から48,093千人へ改定されたものの、人口割合は51.4%から52.5%と概ね同水準であった。人口実数の差の要因についてみると、出生仮定改定の効果が82.9%、そして国際人口移動仮定の見直し効果が168.5%となっている。

続いて65歳以上人口については、33,810千人から35,134千人へと1,324千人の増加となっている。一方、65歳以上人口割合はいずれも38.4%であった。まず実数の増加に寄与した要因をみると、基準人口の効果が50.7%と半分を占める。なお、65歳以上の人口に対しては、出生仮定はまったく関与していない（出生仮定に基づいて生じた世代が、2065年においてはまだ65歳に達していないため）。しかし、65歳以上人口割合の違い（0.0%ポイント）については状況が異なり、国際人口移動仮定を見直した効果が最も大きく8,851.4%の寄与、また出生仮定の見直しによる効果は-6,765.3%を示している。これは、65歳以上人口の実数に大きな差がなかったとしても、今後の出生率の見通しの違いによって若年人口が変動するために高齢化の水準が異なることを示している。

3. 用語の解説と人口学的指標の定義

(1) 用語の解説

将来人口推計・基準人口・コーホート要因法

population projection/ base population/ cohort component method

現在の男女・年齢別人口を基点とし、将来の人口動態（出生、死亡、人口移動等）について仮定を設け、将来の人口規模と構造を推計することを、コーホート要因法による将来人口推計という。基点の人口を基準人口、結果として推計された人口を将来推計人口という。日本人に限定した人口は日本人人口、外国人を含む人口を総人口という（ともに日本に常住している者が対象）。

中位推計・高位推計・低位推計

medium variant/ high variant/ low variant

将来の人口動態の水準は不確実性を伴うことから、基本推計では将来の出生および死亡の投影水準に複数の仮定を与えることによって将来人口推計の幅を表現しており、出生率または死亡率について直近の水準・傾向を示す中位仮定に基づくものを中位推計、高い推移を示す高位仮定に基づくものを高位推計、低い推移を示す低位仮定に基づくものを低位推計と称し、出生仮定・死亡仮定それぞれについて3通りずつの推計結果を示している。

65歳以上人口割合（高齢化率）・従属人口指数・年少人口指数・老年人口指数

*percentage of population aged 65 years and over/ total age-dependency ratio/
young-age-dependency ratio/ old-age-dependency ratio*

総人口に占める65歳以上人口の割合を65歳以上人口割合または高齢化率という。従属人口指数

とは、0～14歳人口および65歳以上人口を15～64歳人口で除した比。また、0～14歳人口あるいは65歳以上人口を15～64歳人口で除した比は、それぞれ年少人口指数、老年人口指数と称される。なお、老年人口指数の逆数は高齢者を支える現役世代の人数を示す潜在扶養指数 (*potential support ratio*) となる。

(期間) 合計特殊出生率・コーホート合計特殊出生率

(*period*) *total fertility rate* / *cohort total fertility rate*

合計特殊出生率は、女性の年齢別出生率を再生産年齢(15～49歳)にわたって合計したものである。年齢構成の影響を受けないため、異なる集団間での出生力比較に用いられる。特定の期間(本推計では1年間)の出生について算出したものを期間合計特殊出生率、特定のコーホート(同時出生集団)に対して算出したものをコーホート合計特殊出生率と称す。

日本人女性の出生に限定した合計特殊出生率

total fertility rate for Japanese women

厚生労働省「人口動態調査」の合計特殊出生率の計算では、年齢別出生率を算出する際、分子には日本人の出生(日本国籍を有する児)、分母には日本人女性を用いている。この場合、分子には日本人を父、外国人を母とする児が含まれる。そこで、分子を日本人の母が生んだ児に限定した年齢別出生率を用いて計算した合計特殊出生率を、日本人女性の出生に限定した合計特殊出生率と称す。

出生性比

sex ratio at birth

女兒出生数100に対する男児出生数の比。

生命表・平均寿命

life table / *life expectancy at birth*

生命表とは、ある人口集団の死亡状況を生命表関数と称される一連の年齢の関数によって体系的に表現したものである。生命表関数には死亡確率 ${}_nq_x$ 、生存数 l_x 、死亡数 ${}_nd_x$ 、定常人口 ${}_nL_x$ 、 T_x 、平均余命 e_x などがある(x は年齢、 n は年齢階級の幅)。将来のある期間の生命表を推計したものが将来生命表である。 T_x は、生命表上で x 歳の生存者 l_x 人について、それ以降に期待される生存年数の総和を示している。 $e_0 = T_0/l_0$ は0歳の者の1人あたり期待平均生存年数であり、これが平均寿命(出生時の平均余命)である。

生残率

survivorship ratio

人口移動のない人口集団を一定期間観察する場合、その集団の期首人口に対する期末人口の比を示す。本推計においては、生命表上の定常人口 ${}_1L_x$ の比 ${}_1L_{x+1}/{}_1L_x$ である。

入国超過数・入国超過率

net migration/ net migration rate

ある期間（本推計では前年10月から当該年9月までの1年間）の入国者数と出国者数の差分が入国超過数。入国超過数の人口に対する比率が入国超過率。本推計における移動者の対象は、海外あるいは国内滞在期間が90日を超えた者に限定している。

<参考文献>

日本人口学会編（2018）『人口学事典』丸善出版、人口学研究会編（2010）『現代人口辞典』原書房。

(2) 人口学的指標の定義

$$(1) \quad 0\sim14 \text{ 歳人口 (年少人口) 割合 (\%)} = \frac{0\sim14 \text{ 歳人口}}{\text{人口総数}} \times 100$$

$$(2) \quad 15\sim64 \text{ 歳人口 (生産年齢人口) 割合 (\%)} = \frac{15\sim64 \text{ 歳人口}}{\text{人口総数}} \times 100$$

$$(3) \quad 65 \text{ 歳以上人口 (老年人口) 割合 (\%)} = \frac{65 \text{ 歳以上人口}}{\text{人口総数}} \times 100$$

$$(4) \quad \text{年少 (従属) 人口指数} = \frac{0\sim14 \text{ 歳人口}}{\text{生産年齢 (15\sim64 歳) 人口}} \times 100$$

$$(5) \quad \text{老年 (従属) 人口指数} = \frac{65 \text{ 歳以上人口}}{\text{生産年齢 (15\sim64 歳) 人口}} \times 100$$

$$(6) \quad \text{従属人口指数} = (\text{年少人口指数} + \text{老年人口指数})$$

$$(7) \quad \text{老年化指数} = \frac{\text{老年人口 (65 歳以上人口)}}{\text{年少 (0\sim14 歳) 人口}} \times 100$$

$$(8) \quad \text{年平均人口増加率 (\%)} = \left(\sqrt[n]{\frac{\text{期末人口}}{\text{期首人口}}} - 1 \right) \times 100$$

$$(9) \quad \text{平均年齢} = \frac{\sum_{x=0}^{\infty} Px \cdot \left(x + \frac{1}{2}\right)}{P}$$

$$(10) \quad \text{中位数年齢} = x' + \left(\frac{\frac{P}{2} - \sum_{x=0}^{x'-1} Px}{Px'} \right)$$

(人口を年齢順に並べて数え、ちょうど半分のところにあたる人の年齢)

ただし、 n は期間

P は人口総数

x は満年齢

Px は満 x 歳の人口

x' は中位数が存在する満年齢

Px' は中位数が存在する満年齢の人口