

将来推計人口(全体)〔平成18年12月推計〕

# 日本の将来推計人口

(平成 18 年 12 月推計)

————— 平成 18(2006)年～平成 67(2055)年 —————  
附：参考推計 平成 68 (2056) 年～平成 117 (2105) 年

平成 18 年 12 月

国立社会保障・人口問題研究所



## 日本の将来推計人口（平成 18 年 12 月推計）

国立社会保障・人口問題研究所は、平成 17 年国勢調査の第一次基本集計結果、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、これらに基づいた新たな全国将来人口推計を行った。以下、その概要を報告する。本推計は旧人口問題研究所時代を含め、同研究所による全国将来推計人口の公表としては 13 回目にあたる。

### I 日本の将来推計人口について

日本の将来推計人口とは、全国の将来の出生、死亡、および国際人口移動について仮定を設け、これらに基づいてわが国の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。将来の出生、死亡等の推移は不確定であることから、本推計では複数の仮定に基づく複数の推計を行い、これらにより将来の人口推移について一定幅の見通しを与えるものとしている。

推計の対象は、外国人を含め、日本に常住する総人口を対象とする。これは国勢調査の対象と同一の定義である。推計の期間は、平成 17（2005）年国勢調査を出発点として、平成 67（2055）年までを推計の期間とし、各年 10 月 1 日時点の人口について推計する。ただし、参考として平成 117（2105）年までの人口（各年 10 月 1 日時点）を計算して附した。

推計の方法は、人口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した。仮定の設定は、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 推計方法の概要」参照）。

### II 推計結果の概要

日本の将来推計人口では、将来の出生推移について中位、高位、低位の 3 仮定を設けているが、今回の推計では死亡推移についても中位、高位、低位の 3 仮定を設けることとした。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、以下の記述では各推計はその出生仮定と死亡仮定の組み合わせにより、たとえば出生中位（死亡中位）推計などと呼ぶことにする。

〔出生 3 仮定（死亡中位仮定）の推計結果〕

#### 1. 総人口の推移

人口推計の出発点である平成 17（2005）年の日本の総人口は同年の国勢調査によれば 1 億 2,777 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。平成 42（2030）年の 1 億 1,522 万人を経て、平成 58（2046）年には 1 億人を割って 9,938 万人となり、平成 67（2055）年には 8,993 万人になるものと推計される（表 1-1、図 1-1）。

出生高位推計によれば、総人口は平成 65（2053）年に 1 億人を割って 9,944 万人となり、平成 67（2055）年に 9,777 万人になるものと推計される（表 1-2、図 1-1）。

一方、出生低位推計では平成 54（2042）年に 1 億人を割り、平成 67（2055）年には 8,411 万人になるものと推計される（表 1-3、図 1-1）。

## 2. 年齢3区分別人口規模、および構成の推移

### (1) 年少(0～14歳)人口、および構成比の推移

出生数は昭和48年(1973)年の209万人から平成17(2005)年の106万人まで減少してきた。その結果、年少(0～14歳)人口も1980年代初めの2,700万人規模から平成17(2005)年国勢調査の1,752万人まで減少した。

出生中位推計の結果によると、年少人口は平成21(2009)年に1,600万人台へと減少する(表1-1、図1-3)。その後も減少が続き、平成51(2039)年には1,000万人を割り、平成67(2055)年には752万人の規模になるものと推計される。

出生高位ならびに低位推計によって、今後の出生率仮定の違いによる年少人口の傾向をみると、出生高位推計においても、年少人口は減少傾向に向かい、平成67(2055)年には1,058万人となる(表1-2)。出生低位推計では、より急速な年少人口減少が見られ、現在の年少人口1,759万人から、平成39(2027)年には1,000万人を割り、平成67(2055)年には551万人となる(表1-3)。

一方、年少人口割合を見ると、出生中位推計によれば、平成17(2005)年の13.8%から減少を続け、平成37(2025)年に10.0%となった後、平成57(2045)年に9.0%を経て、平成67(2055)年には8.4%となる(表1-1、図1-4)。

出生高位推計では、年少人口割合の減少はやや緩やかで、平成24(2012)に13%台を割り、平成67(2055)年に10.8%となる(表1-2)。

出生低位推計では、年少人口割合の減少は急速で、平成22(2010)に13%台を切り、平成31(2019)年に10%を割り込んだ後、平成67(2055)年に6.6%となる(表1-3)。

### (2) 生産年齢(15～64歳)人口、および構成比の推移

生産年齢人口(15～64歳)は戦後一貫して増加を続け、平成7(1995)年の国勢調査では8,716万人に達したが、その後減少局面に入り、平成17(2005)年国勢調査によると8,409万人となった。

出生中位推計の結果によれば、平成24(2012)年には8,000万人を割り、平成67(2055)年には4,595万人となる(表1-1、図1-3)。

出生高位ならびに低位推計では、生産年齢人口は平成32(2020)年までは中位推計と同一である。その後の出生仮定による違いをみると、高位推計では生産年齢人口の減少のペースはやや遅く、平成67(2055)年に5,073万人となる(表1-2)。低位推計では、生産年齢人口はより速いペースで減少し、平成38(2026)年に7,000万人を割り、平成58(2046)年に5,000万人をも割り込んで、平成67(2055)年には4,213万人となる(表1-3)。

出生中位推計による生産年齢人口割合は、平成17(2005)年の66.1%から減少を続け、平成32(2020)年には60.0%に縮小した後、平成48(2036)年に現在の水準よりおよそ10ポイント低い56.4%を経て、平成67(2055)年には51.1%となる(表1-1、図1-4)。

出生高位推計においても、生産年齢人口割合は当初から一貫して減少を示し、平成67(2055)年には中位推計結果より0.8ポイント高い51.9%となる。

出生低位推計では、生産年齢人口割合の減少は年少人口の急速な減少にともなって一定の期間は相対的に緩やかとなるため60.0%に縮小するのは中位推計より遅い平成38(2026)年である。しかし、その後に減少は加速し、平成67(2055)年には50.1%と中位推計より1ポイント低くなる。

### (3) 老年(65歳以上)人口、および構成比の推移

老年(65歳以上)人口の推移は、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、老年人口は平成17(2005)年現在の2,576万人から、団塊世代が参入を始める平成24(2012)年に3,000万人を上回り、平成32(2020)年には3,590万人へと増加する(表1-1、表1-2、表1-3、図1-3)。その後しばらくは緩やかな増加期となるが、平成42(2030)年に3,667万人となった後、第二次ベビーブーム世代が老

年人口に入った後の平成 54 (2042) 年に 3,863 万人でピークを迎える。その後は一貫した減少に転じ、平成 67 (2055) 年には 3,646 万人となる。

老年人口割合を見ると、平成 17 (2005) 年現在の 20.2% (約 5 人に 1 人) から、出生 3 仮定推計とも平成 35 (2013) 年には 25.2% で 4 人に 1 人を上回り、その後出生中位推計では、平成 47 (2035) 年に 33.7% で 3 人に 1 人を上回り、50 年後の平成 67 (2055) 年には 40.5%、すなわち 2.5 人に一人が老年人口となる (表 1-1、図 1-2)。

出生高位推計では、平成 49 (2037) 年に 33.4% で 3 人に 1 人を上回り、平成 67 (2055) 年には 37.3%、すなわち 2.7 人に一人が老年人口である (表 1-2、図 1-2)。

また、出生低位推計では、平成 45 (2033) 年には 33.6% で 3 人に 1 人を上回り、平成 67 (2055) 年には 43.4%、すなわち 2.3 人に一人が老年人口となる (表 1-3、図 1-2)。

将来の出生水準の違いによる高齢化の程度の差を、出生高位と出生低位の推計結果の比較によってみると、平成 42 (2030) 年には出生低位推計では 32.6%、出生高位推計では 31.0% と 1.6 ポイントの差があるが、この差はその後さらに拡大し、平成 67 (2055) 年には、出生低位 43.4%、出生高位 37.3% と 6.1 ポイントの差が生じる (図 1-2)。

すでに見たように老年人口自体の増加は、平成 32 (2020) 年頃より減速し、平成 54 (2042) 年にピークに減少するにもかかわらず、出生 3 仮定ともに向こう 50 年間老年人口割合が増加を続けるのは、年少人口、ならびに生産年齢人口の減少が続くことによる相対的な増大が続くからである。

### 3. 従属人口指数の推移

生産年齢人口に対する年少人口と老年人口の相対的な大きさを比較し、生産年齢人口の扶養負担の程度を表すための指標として従属人口指数がある。出生中位推計に基づく老年従属人口指数 (老年人口を生産年齢人口で除した値) は、平成 17 (2005) 年現在の 31% (働き手 3.3 人で高齢者 1 人を扶養) から 2020 年代には 50% (2 人で 1 人を扶養) を超えて上昇し、平成 67 (2055) 年には 79% (1.3 人で 1 人を扶養) となるものと推計される (表 1-4)。一方、年少従属人口指数 (年少人口を生産年齢人口で除した値) は、平成 17 (2005) 年現在の 21% (働き手 4.8 人で年少者 1 人を扶養) の水準から今後 16~20% の水準の範囲で推移する。低出生率によって年少人口が減少するにもかかわらず、平成 37 (2025) 年頃より年少従属人口指数が一定水準以下に大きく低下しないのは、親世代に当たる生産年齢人口も同時に減少していくからである。

年少従属人口指数と老年従属人口指数を合わせた値を従属人口指数と呼び、生産年齢人口に対する全体の扶養負担の程度を表す。出生中位推計における従属人口指数は、生産年齢人口の縮小傾向のもとで、平成 17 (2005) 年現在の 51.3% から平成 42 (2030) 年に 70.9% に上昇し、その後平成 67 (2055) 年に 95.7% 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従属人口指数が高いため当初これより高く推移するが、2045 年以降は逆転し、平成 67 (2055) 年には 92.7% となる。逆に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、平成 53 (2041) 年に逆転し、平成 67 (2055) 年には 99.6% に達する。

### 4. 人口ピラミッドの変化

日本の人口ピラミッドは、過去における出生数の急増減、たとえば昭和 20 (1945) ~21 (1946) 年終戦にともなる出生減、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により、著しい凹凸を持つ人口ピラミッドとなっている (図 1-5(1))。

平成 17 (2005) 年の人口ピラミッドは第 1 次ベビーブーム世代が 50 歳代の後半、第 2 次ベビーブーム世代が 30 歳代前半にあるが、出生中位推計によってその後の形状の変化を見ると、平成 42 (2030) 年に第 1 次ベビーブーム世代は 80 歳代の前半、第 2 次ベビーブーム世代は 50 歳代後半となる。したがって、平成 42 (2030) 年頃までの人口高齢化は第

1次ベビーブーム世代が高年齢層に入ることを中心とするものであることがわかる（図1-5(2)）。

その後、平成67（2055）年までの高齢化の進展は、第2次ベビーブーム世代が高年齢層に入るとともに、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となっている（図1-5(3)）。

〔出生3仮定（死亡高位仮定、および死亡低位仮定）の推計結果〕

#### 1. 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低めに推移する。すなわち、出生中位（死亡中位）推計による平成67（2055）年の総人口が8,993万人であるのに対し、出生中位（死亡高位）推計による同年の総人口は、8,819万人にまで減少する。一方、年齢3区分別人口規模、およびその構成を見ると、出生中位（死亡高位）推計による年少人口（構成比）は平成67（2055）年で751万人(8.5%)、生産年齢人口（構成比）は4,585万人(52.0%)、老年人口（構成比）は3,483万人(39.5%)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、老年人口が少なく、老年人口割合も低い推計結果となることが特徴である（表2-1）。

死亡高位仮定においても、出生3仮定の違いにより総人口、年齢3区分別人口規模、およびその構成の推移は異なるものとなっている（図2-1、図2-2）。平成67（2055）年で見ると、総人口は出生高位では9,603万人、出生低位では8,238万人、老年人口割合は出生高位では36.3%、出生低位では42.3%となる（表2-2、表2-3）。とくに出生低位（死亡高位）推計に基づく総人口は、出生3仮定・死亡3仮定の組み合わせによる9推計のうちで最も少なく、また出生高位（死亡高位）推計に基づく老年人口割合は最も低い結果となっている。

#### 2. 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高めに推移する。すなわち、出生中位（死亡中位）推計による平成67（2055）年の総人口が8,993万人であるのに対し、出生中位（死亡低位）推計による平成67（2055）年の総人口は、9,167万人となる。一方、年齢3区分別人口規模、およびその構成を見ると、出生中位（死亡低位）推計による年少人口（構成比）は平成67(2055)年で752万人(8.2%)、生産年齢人口（構成比）は4,604万人(50.2%)、老年人口（構成比）は3,810万人(41.6%)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、老年人口が多く、老年人口割合も高い推計結果となることが特徴である（表3-1）。

死亡低位仮定においても、出生3仮定の違いにより総人口、年齢3区分別人口規模、およびその構成の推移は異なるものとなっている（図3-1、図3-2）。平成67（2055）年で見ると、総人口は出生高位では9,952万人、出生低位では8,584万人、老年人口割合は出生高位では38.3%、出生低位では44.4%となる（表3-2、表3-3）。とくに出生高位（死亡低位）推計に基づく総人口は、出生3仮定・死亡3仮定の組み合わせによる9推計のうちで最も多く、また出生低位（死亡低位）推計に基づく老年人口割合は最も高い結果となっている。

### Ⅲ 推計方法の概要

日本の将来推計人口における推計方法は、これまでと同様にコーホート要因法を基礎としている。コーホート要因法とは、年齢別人口の加齢にともなって生ずる年々の変化をその要因（死亡、出生、および人口移動）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と国際人口移動を差し引い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、再生産年齢人口に生ずる出生数とその生存数、ならびに人口移動数を順次算出して求め、翌年の人口に組み入れる。

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、ならびに同様に分類された(2) 将来の出生率（および出生性比）、(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。本推計では、これらの仮定の設定については、これまでと同様に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、死亡等の推移は不確定であることから、本推計では複数の仮定を設定し、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るものとしている。

#### 1. 基準人口

推計の出発点となる基準人口は、総務省統計局『平成 17 年国勢調査』による平成 17(2005)年 10 月 1 日現在男女年齢各歳別人口（総人口）を用いた。ただし、年齢「不詳」の人口を各歳別に按分して含めた（年齢「不詳」の按分は都道府県ごとに行い、これを合計して全国の人口としている）。

#### 2. 出生率、および出生性比の仮定

本推計において将来の出生数を推計するためには、当該年次における女性の年齢別出生率が必要である。これを推計する方法として、本推計ではコーホート出生率法を用いた。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換えることにより得る。なお、今回の推計では、出生率動向の測定の精密化を図る観点から、日本人女性に発生する出生に限定した出生率を対象に動向の把握を行い、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、すべて日本人女性人口に関するものである。

コーホートの年齢別出生率は出生順位別に生涯の出生確率、出生年齢等を指標としたモデルによって統計的推定ないし仮定設定が行われた。すなわち、出生過程途上のコーホートでは、過程途上の実績値により生涯の出生過程の統計的推定を行うが、実績値が少ないか、あるいはまったく存在しない若いコーホートについては、参照コーホートに対して別途推計された指標をもとに各コーホートの出生過程完了時の指標を算出した。なお、参照コーホートは平成 2（1990）年生まれとし、その初婚行動、夫婦の出生行動、ならびに離死別・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コーホート合計特殊出生率、ならびに出生順位別分布を定めた。

なお、出生率の将来推移は不確定であることから、出生仮定についてはこれまでと同様に以下の三つの仮定（中位、高位、低位）を設け、それぞれについて将来人口推計を行うこととした。これにより現状から見た出生変動にともなう将来人口の想定し得る変動幅を与えるものとしている。

##### (1) 出生中位の仮定について

① コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は昭和 30（1955）年出生コーホートの 24.9 歳から平成 2（1990）年出生コーホートの 28.2 歳を経て、平成 17（2005）年出生コーホ



ートで 28.3 歳に至り以後は変わらない。

② 生涯未婚率は昭和 30 (1955) 年出生コーホートの 5.8%から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 23.5%を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 23.6%に至り以後は変わらない。

③ 夫婦の完結出生児数は、晩婚・晩産の影響および夫婦の出生行動の変化によって変動する。夫婦の出生行動の変化を示す係数(結婚出生力変動係数)は、妻が昭和 10 (1935)～29 (1954) 年出生コーホートを基準(1.0)として以後低下し、平成 2 (1990) 年出生コーホートの 0.906 を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 0.902 に至り以後は変わらない。この係数と①②に示される初婚行動の変化によって、夫婦の完結出生児数は昭和 28～32 (1953～57) 年出生コーホートの 2.19 人から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 1.70 人を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 1.69 人まで低下し、以後は変わらない。

④ 出生率に対する離婚や死別、再婚の効果は、それらを経験した女性の完結出生児数とそれら配偶関係構造変化の動向により求めた。その結果、出生過程を完結した初婚どうし夫婦の出生水準を基準(1.0)として、離死別・再婚の効果は、昭和 30 (1955) 年出生コーホートの実績値 0.952 から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 0.925 まで進み以後は変わらない。

以上、①～④の結果から、日本人女性のコーホート合計特殊出生率は、昭和 30 (1955) 年出生コーホートの実績値 1.964 から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 1.202 を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートの 1.198 に至り以後は変わらない。

以上により得られたコーホート年齢別出生率を年次別の出生率に組み替え、さらに実績から求めた外国人女性出生率とのモーメント間の関係を一定と仮定して総人口の出生率を構成した。この出生率構成に対応する人口動態統計と同定義の出生率(外国籍女性が生んだ日本国籍出生児も含めた出生率一下式参照)を推計の際に算出することができるが、その結果によれば合計特殊出生率は、平成 17 (2005) 年の実績値 1.26 から平成 18 (2006) 年に 1.29 となった後、平成 25 (2013) 年の 1.21 まで穏やかに低下し、その後やや上昇に転じて平成 42 (2030) 年の 1.24 を経て、平成 67 (2055) 年には 1.26 へと推移する(表 4-1、図 4-1)。

#### 人口動態統計の合計特殊出生率の定義

$$\text{(合計特殊出生率)} = \sum_{\text{年齢(15～49歳)合計}} \frac{\left( \begin{array}{c} \text{日本人女性} \\ \text{の出生数} \end{array} \right) + \left( \begin{array}{c} \text{外国人女性の生んだ} \\ \text{日本国籍児の数}^{\ast} \end{array} \right)}{\text{(日本人女性人口)}} \quad \begin{array}{l} \ast \text{外国人女性の生んだ} \\ \text{日本国籍児とは、日本人} \\ \text{を父とする児である。} \end{array}$$

#### (2) 出生高位の仮定について

① コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成 2 (1990) 年出生コーホートの 27.8 歳まで進み、平成 17 (2005) 年出生コーホートまでほぼ同水準で推移し以後は変わらない。

② 生涯未婚率は平成 2 (1990) 年出生コーホートの 17.9%を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 17.1%に至り以後は変わらない。

③ 夫婦の出生行動の変化を示す結婚出生力変動係数は、妻が昭和 10 (1935)～29 (1954) 年出生コーホートを基準(1.0)として以後一旦低下するが、平成 2 (1990) 年出生コーホートまでに再び 1.0 に回復する。この係数と上記の初婚行動の変化によって、夫婦の完結出生児数は平成 2 (1990) 年出生コーホートの 1.91 人を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホート以後はほぼ同水準で変わらない。

④ 出生率に対する離死別、再婚の効果は、昭和 30 (1955) 年出生コーホートの実績値 0.952 から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 0.938 まで進み以後は変わらない。

以上、①～④の結果から、日本人女性のコーホート合計特殊出生率は、昭和 30 (1955) 年出生コーホートの実績値 1.964 から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 1.467 を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートの 1.478 に至り以後は変わらない。

以上に対応する人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成 17 (2005) 年の実績値

1.26 から平成 18 (2006) 年に 1.32 となった後、平成 42 (2030) 年に 1.53 を経て、平成 67 (2055) 年には 1.55 へと推移する (表 4-1、図 4-1)。

(3) 出生低位の仮定について

① コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成 2 (1990) 年出生コーホートの 28.7 歳を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 28.8 歳に至り以後は変わらない。

② 生涯未婚率は平成 2 (1990) 年出生コーホートの 27.0%まで進み、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 27.4%に至り以後は変わらない。

③ 夫婦の出生行動の変化を示す結婚出生力変動係数は、妻が昭和 10 (1935) ~29 (1954) 年出生コーホートを基準 (1.0) として以後低下し、平成 2 (1990) 年出生コーホートの 0.838 を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 0.825 に至り以後は変わらない。この係数と上記の初婚行動の変化によって、夫婦の完結出生児数は平成 2 (1990) 年出生コーホートの 1.52 人まで低下し、平成 17 (2005) 年出生コーホートで 1.49 人に至り以後は変わらない。

④ 出生率に対する離死別、再婚の効果は、昭和 30 (1955) 年出生コーホートの実績値 0.952 から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 0.918 まで進み以後は変わらない。

以上、①~④の結果から、日本人女性のコーホート合計特殊出生率は、昭和 30 (1955) 年出生コーホートの実績値 1.964 から平成 2 (1990) 年出生コーホートの 1.022 を経て、平成 17 (2005) 年出生コーホートの 0.999 に至り以後は変わらない。

以上に対応する人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成 17 (2005) 年の実績値 1.26 から平成 18 (2006) 年に 1.27 となった後、平成 38 (2026) 年に 1.03 台まで低下し、その後わずかに上昇を示して平成 67 (2055) 年には 1.06 へと推移する (表 4-1、図 4-1)。

将来の出生数を男児と女児に分けるための出生性比 (女児数 100 に対する男児数の比) については、2001~2005 年の 5 年間の実績値である 105.4 を、平成 18 (2006) 年以降一定として用いた。

### 3. 生残率の仮定 (将来生命表)

ある年の人口から翌年の人口を推計するには男女年齢各歳別の生残率が必要である。将来の生残率を得るためには将来生命表を作成する必要がある。本推計ではこれを作成する方法として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わが国の死亡動向の特徴に適合させるため、新たな機構を加えて用いた。リー・カーター・モデルは、「平均的な」年齢別死亡率、死亡の一般的水準(死亡指数)、「死亡の一般的水準が変化するときの」年齢別死亡率変化率および誤差項に分解することで、死亡の一般的水準の変化に応じて年齢ごとに異なる変化率を記述するモデルである。本推計では過去の死亡率曲線にロジスティック曲線を当てはめて、その年齢シフト量と勾配に関するパラメータを推定し、これによる高齢死亡率の年齢シフトを考慮した上でリー・カーター・モデルを適用することによって、死亡率改善の著しいわが国の死亡状況に適合させた。

死亡指数の将来推計にあたっては、最近 35 年間に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、昭和 45 (1970) 年以降のデータを用い、男女の死亡率の整合性を図る観点から両者同時に関数当てはめを行った。年齢シフト量については過去 10 年間の死亡指数との線形関係を用いて将来推計し、勾配については直近の平均値 (男性 10 年分、女性 15 年分) を将来に向けて固定した。

なお今回の推計では、近年の死亡水準の改善が従来の理論の想定を超えた動向を示しつつあることから、今後の死亡率推移ならびに到達水準については不確実性が高いものと判断し、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により求めて 99%信頼区間を推定し、死亡指数が信頼区間の上限を推移する高死亡率推計である「死亡高