

人口問題研究資料第336号  
平成29年7月31日

ISSN 1347-5428  
Population Research Series  
No.336  
July 31, 2017

# 日本の将来推計人口

—平成28(2016)～77(2065)年—  
附：参考推計 平成 78(2066)～ 127(2115)年  
Population Projections for Japan: 2016-2065  
(With long-range Population Projections: 2066-2115)

## 平成29年推計

 国立社会保障・人口問題研究所

National Institute of Population and  
Social Security Research  
Tokyo, Japan



# 序 文

本書は、平成 29 年に公表した日本の将来推計人口の結果をとりまとめたものである。国立社会保障・人口問題研究所（旧人口問題研究所）は、戦前よりわが国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 年ごとに推計を行っている。今回は当研究所が戦後に公表した中では、15 回目の将来推計人口にあたる。

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はじめとして、各種経済社会計画の基礎資料として用いられている。また、当研究所が別途実施している地域別将来推計人口ならびに全国・都道府県別世帯数の将来推計とともに、福祉、労働、教育、産業などの広範な分野において、それらの将来像を描くための基礎数値として用いられている。

わが国は現在、人口減少社会への道を緩やかに歩み出したところであるが、今後は加速的な人口減少と世界に類を見ない高齢化という事態に直面して行く。今回の推計結果はそうした人口の将来像を詳細に描き出している。これらの結果が各方面において真剣に受け取られることを望みたい。ただし将来推計人口とは、けっして確定した運命を示したものではない。それはこの社会がこれまで進んで来た方向に進み続けたときに帰結される人口の姿であり、将来推計人口とは真に実現したい社会と現状との距離を測るための測距儀にあたる。どちらの方向に進むかはわれわれに託されているのである。

新たな将来人口推計の実施にあたっては、その考え方や前提について詳細な検証を行うために、社会保障審議会人口部会（部会長 津谷典子）が開催された。委員の方々の熱心なご審議に厚く感謝するものである。また、本推計にあたって必要な資料等について協力を得た総務省統計局、厚生労働省政策統括官（総合政策担当）付社会保障担当参事官室、同政策統括官（統計・情報政策担当）に対し、ここに厚く感謝の意を表したい。

本報告書の作成は、石井 太（人口動向研究部長）を中心に、岩澤美帆（人口動向研究部第 1 室長）、守泉理恵（人口動向研究部第 3 室長）、別府志海（情報調査分析部第 2 室長）、是川 夕（国際関係部第 2 室長）、余田翔平（人口動向研究部研究員）、佐々井司（福井県立大学地域経済研究所教授、前企画部第 4 室長）の 7 名が担当し、金子隆一（副所長）の指導のもとに行われた。

平成 29 年 7 月

国立社会保障・人口問題研究所長  
遠 藤 久 夫

## 社会保障審議会人口部会委員名簿

稲葉 寿<sup>※※</sup> (東京大学大学院数理科学研究科教授)  
大石 亜希子 (千葉大学大学院社会科学研究院教授)  
大林 千一 (帝京大学経済学部教授)  
小野 正昭 (みずほ信託銀行年金研究所主席研究員)  
鬼頭 宏 (静岡県立大学学長)  
駒村 康平 (慶應義塾大学経済学部教授)  
西郷 浩 (早稲田大学政治経済学術院教授)  
早乙女智子 (京都大学客員研究員)  
榊原 智子 (読売新聞東京本社調査研究本部主任研究員)  
白波瀬佐和子 (東京大学大学院人文社会系研究科教授)  
鈴木 隆雄 (桜美林大学大学院教授)  
高橋 重郷 (明治大学兼任講師)  
津谷 典子<sup>※</sup> (慶應義塾大学経済学部教授)  
山田 篤裕 (慶應義塾大学経済学部教授)

※ 部会長、※※ 部会長代理

(五十音順・敬称略)

# 目 次

I. はじめに	1
II. 推計結果の概要	2
〔出生3仮定（死亡中位仮定）の推計結果〕	2
1. 総人口の推移	2
2. 年齢3区分別人口規模、および構成比の推移	2
(1) 年少（0～14歳）人口および構成比の推移	2
(2) 生産年齢（15～64歳）人口および構成比の推移	3
(3) 老年（65歳以上）人口および構成比の推移	4
3. 従属人口指数の推移	5
4. 人口ピラミッドの変化	5
〔出生中位仮定（死亡高位・低位仮定）の推計結果〕	7
1. 死亡高位仮定による推計結果の概要	7
2. 死亡低位仮定による推計結果の概要	7
〔出生高位・低位仮定（死亡高位・低位仮定）の推計結果〕	8
III. 推計の方法と仮定	9
1. 推計の方法	9
2. 基準人口	10
3. 出生率の仮定	10
(1) 近年の出生動向	10
(2) 出生率の推計方法	12
(3) コーホート出生指標の仮定設定	15
1) 仮定設定の方法と参照コーホート	15
2) 初婚年齢分布と50歳時未婚率	17
3) 夫婦完結出生児数	18
4) 離死別再婚効果	21
5) コーホート出生仮定値	22
(4) 年次別出生率の推計結果	24
(5) 出生性比の仮定	26
4. 生残率の仮定（将来生命表）	26
(1) 近年の死亡動向	26
(2) 生残率仮定設定の方法	27
(3) 将来生命表の推計方法	30
(4) 将来生命表の推計結果	31
1) 死亡中位の仮定について	31
2) 死亡高位の仮定について	32
3) 死亡低位の仮定について	32
5. 国際人口移動率（数）の仮定	32
(1) 近年の国際人口移動の動向	32

(2) 国際人口移動の仮定設定	32
1) 日本人の国際人口移動	32
2) 外国人の国際人口移動	32
3) 国籍異動について	34
6. 長期参考推計・条件付推計について	34
(1) 長期参考推計	34
(2) 条件付推計	34
《結果および仮定の要約》	36
IV. 仮定値および推計結果表	41
1. 仮定値表	43
2. 推計結果表	79
(1) 出生中位（死亡中位）推計	81
(2) 出生高位（死亡中位）推計	150
(3) 出生低位（死亡中位）推計	159
(4) 出生中位（死亡高位）推計	168
(5) 出生高位（死亡高位）推計	177
(6) 出生低位（死亡高位）推計	186
(7) 出生中位（死亡低位）推計	195
(8) 出生高位（死亡低位）推計	204
(9) 出生低位（死亡低位）推計	213
(10) 推計比較表	222
3. 長期参考推計（2066～2115年）結果表	243
(1) 出生中位（死亡中位）：長期参考推計	245
(2) 出生高位（死亡中位）：長期参考推計	254
(3) 出生低位（死亡中位）：長期参考推計	263
(4) 出生中位（死亡高位）：長期参考推計	272
(5) 出生高位（死亡高位）：長期参考推計	281
(6) 出生低位（死亡高位）：長期参考推計	290
(7) 出生中位（死亡低位）：長期参考推計	299
(8) 出生高位（死亡低位）：長期参考推計	308
(9) 出生低位（死亡低位）：長期参考推計	317
4. 条件付推計（2015～2115年）結果表	327
1. 出生率仮定（2065年）1.00、1.20、1.40、1.60、1.80、2.00、2.20	329
(1) 総人口	329
(2) 老年人口割合	331
2. 外国人移動（2035年）0万人、5万人、10万人、25万人、50万人、75万人、100万人	333
(3) 総人口	333
(4) 老年人口割合	335
附. 参考資料	337

# 日本の将来推計人口

— 平成28(2016)～77(2065)年 —

附：長期参考推計 平成78(2066)～127(2115)年

## I. はじめに

本報告書は、国立社会保障・人口問題研究所が平成29年4月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。本推計は平成27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<sup>1)</sup>。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15回目の実施にあたる。

日本の将来推計人口は、全国の将来の出生、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実であることから、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、外国人を含む、日本に常住する総人口とする。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27(2015)年国勢調査を出発点として、平成77(2065)年までとし、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127(2115)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、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に基づき、その動向を数理モデルにより将来に投影する形で男女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(詳しくは「Ⅲ 推計方法の概要」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ものが含まれている。

---

1) 本推計は、平成28(2016)年8月から12月に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、平成29(2017)年4月に開催された第19回社会保障審議会人口部会に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呼ぶ)。以下では、まず出生3仮定と死亡中位仮定を組み合わせさせた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さ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〕

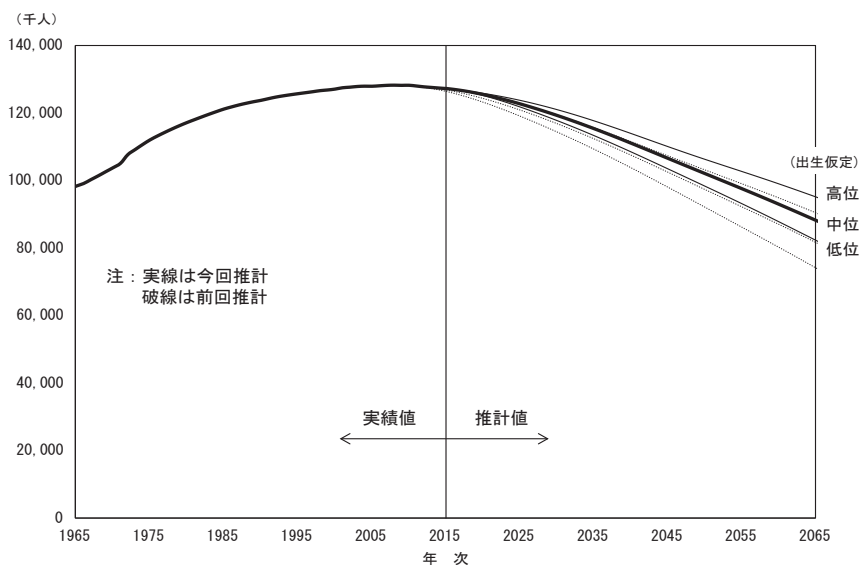
#### 1. 総人口の推移

人口推計の出発点である平成27(2015)年の日本の総人口は同年の国勢調査によれば1億2,709万人であった。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52(2040)年の1億1,092万人を経て、平成65(2053)年には1億人を割って9,924万人となり、平成77(2065)年には8,808万人になるものと推計される(図II-1)。

出生高位推計によれば、総人口は平成71(2059)年に1億人を割って9,952万人となり、平成77(2065)年に9,490万人になるものと推計される(図II-1)。

一方、出生低位推計では平成61(2049)年に1億人を割り、平成77(2065)年には8,213万人になるものと推計される(図II-1)。

図II-1 総人口の推移  
-出生中位・高位・低位(死亡中位)推計-



#### 2. 年齢3区分別人口規模、および構成比の推移

##### (1) 年少(0~14歳)人口および構成比の推移

出生数(日本人)は昭和48(1973)年の209万人から平成27(2015)年の101万人まで減少してきた。その結果、年少(0~14歳)人口(外国人を含む総人口)も1980年代初めの2,700万人規模から平成27(2015)年国勢調査の1,595万人まで減少した。

出生中位推計の結果によると、年少人口は平成33(2021)年に1,400万人台へと減少する(図II-2)。



その後も減少が続き、平成68(2056)年には1,000万人を割り、平成77(2065)年には898万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77(2065)年には1,159万人となる。

出生低位推計では、より急速な年少人口の減少が見られ、平成56(2044)年に1,000万人を割り、平成77(2065)年には684万人となる。

こうした年少人口の減少を総人口に占める割合によって見ると、出生中位推計によれば、平成27(2015)年の12.5%から減少を続け、平成32(2020)年に12.0%、平成43(2031)年に11.0%となった後、平成77(2065)年には10.2%となる(図Ⅱ-3)。

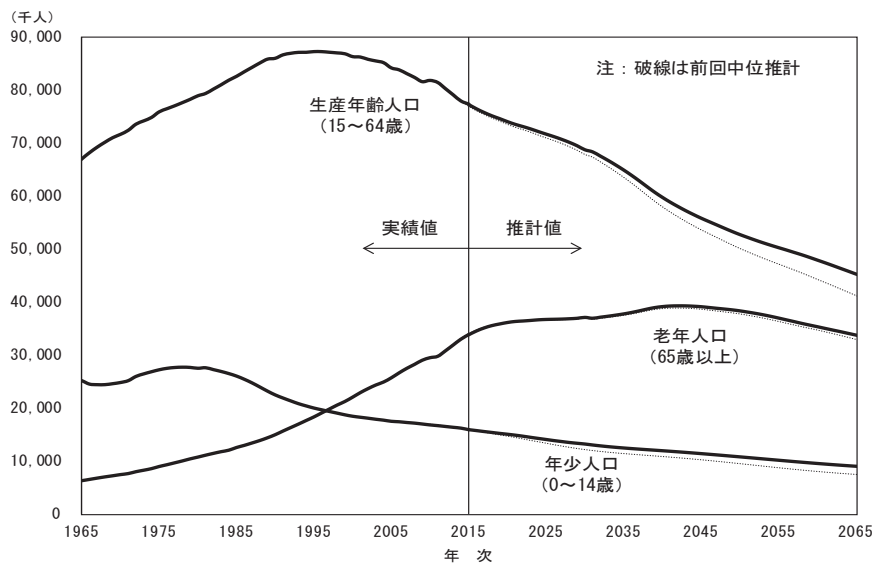
出生高位推計では、年少人口割合の減少はやや緩やかで、平成53(2041)年に12.0%となった後、平成77(2065)年に12.2%となる。

出生低位推計では、年少人口割合の減少は急速で、平成31(2019)年に12.0%、平成42(2030)年に10%台を割り込んだ後、平成77(2065)年に8.3%となる。

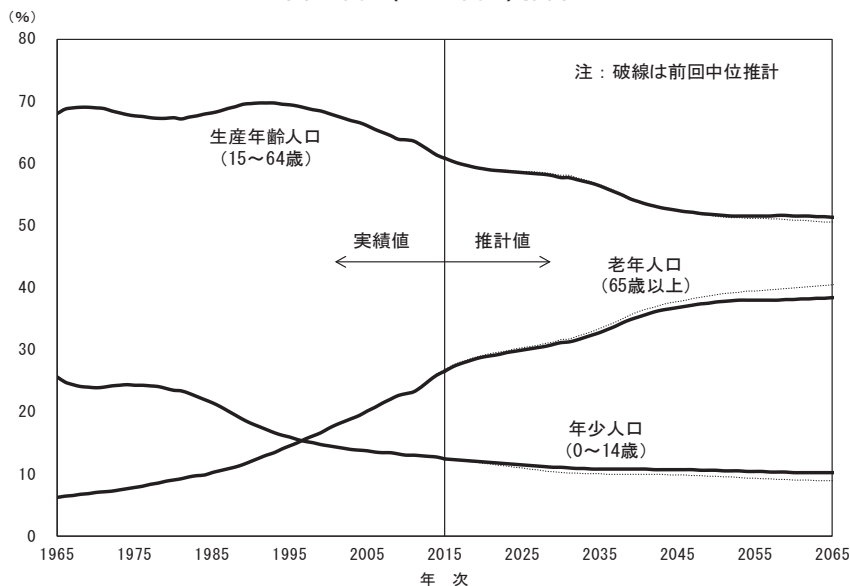
## (2) 生産年齢(15~64歳)人口および構成比の推移

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8,726万人に

図Ⅱ-2 年齢3区分別人口の推移  
—出生中位(死亡中位)推計—



図Ⅱ-3 年齢3区分別人口割合の推移  
—出生中位(死亡中位)推計—



達したが、その後減少局面に入り、平成27(2015)年国勢調査によると7,728万人となっている。

将来の生産年齢人口は、出生中位推計の結果によれば、平成41(2029)年、平成52(2040)年、平成68(2056)年にはそれぞれ7,000万人、6,000万人、5,000万人を割り、平成77(2065)年には4,529万人となる(図Ⅱ-2)。

出生高位ならびに低位推計では、生産年齢人口は平成42(2030)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76(2064)年に5,000万人を割り、平成77(2065)年には4,950万人となる。低位推計では、生産年齢人口はより早いペースで減少し、平成63(2051)年に5,000万人を割り、平成77(2065)年には4,147万人となる。

出生中位推計による生産年齢人口割合は、平成27(2015)年の60.8%から減少を続け、平成29(2017)年に60%を割り、平成77(2065)年には51.4%となる(図Ⅱ-3)。

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77(2065)年には中位推計結果より約1ポイント高い52.2%となる。

出生低位推計では、平成77(2065)年には50.5%と中位推計より約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

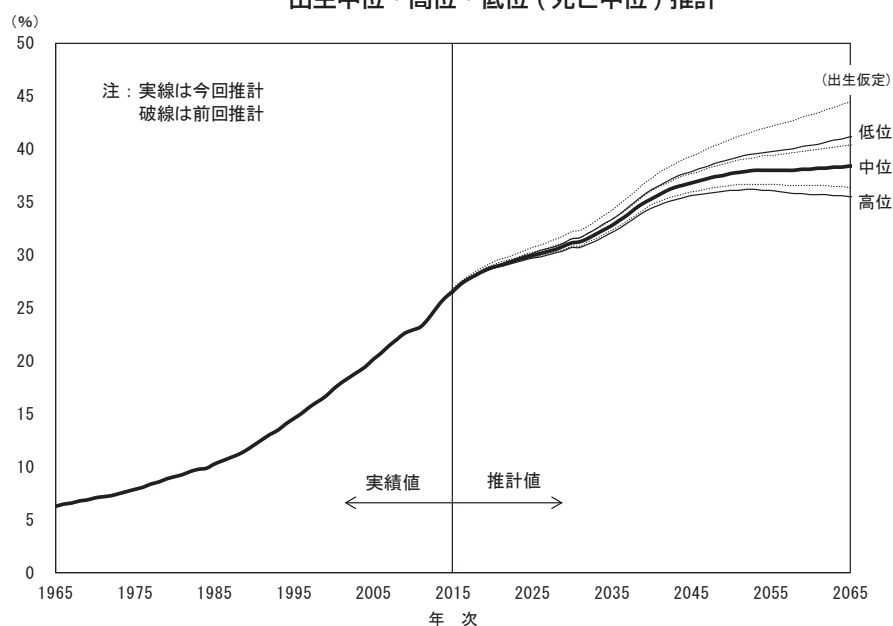
老年(65歳以上)人口の推移は、死亡仮定が同一の場合、50年間の推計期間を通して出生3仮定で同一となる。すなわち、老年人口は平成27(2015)年現在の3,387万人から、平成32(2020)年には3,619万人へと増加する(図Ⅱ-2)。その後しばらくは緩やかな増加期となるが、平成42(2030)年に3,716万人となった後、第二次ベビーブーム世代が老年人口に入った後の平成54(2042)年に3,935万人でピークを迎える。その後は一貫した減少に転じ、平成77(2065)年には3,381万人となる。

老年人口割合を見ると、平成27(2015)年現在の26.6%で4人に1人を上回る状態から、出生中位推計では、平成48(2036)年に33.3%で3人に1人となり、平成77(2065)年には38.4%、すなわち2.6人に1人が老年人口となる(図Ⅱ-4)。

出生高位推計では、平成50(2038)年に33.6%で3人に1人となり、平成77(2065)年には35.6%、すなわち2.8人に1人が老年人口である(図Ⅱ-4)。

また、出生低位推計では、平成47(2035)年

図Ⅱ-4 老年(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—



に33.4%で3人に1人となり、平成77(2065)年には41.2%、すなわち2.4人に1人が老年人口となる(図Ⅱ-4)。

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52(2040)年には出生低位推計では36.2%、出生高位推計では34.5%と1.7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77(2065)年には、出生低位41.2%、出生高位35.6%と5.6ポイントの差が生じる(図Ⅱ-4)。

すでに見たように老年人口自体の増加は平成54(2042)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大まかに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(生産年齢人口100に対する老年人口の比)は、平成27(2015)年現在の43.8(働き手2.3人で高齢者1人を扶養)から平成35(2023)年に50.3(同2人で1人を扶養)へ上昇し、平成77(2065)年には74.6(同1.3人で1人を扶養)となるものと推計される。一方、年少従属人口指数(生産年齢人口100に対する年少人口の比)は、平成27(2015)年現在の20.6(働き手4.8人で年少者1人を扶養)の水準から今後19～21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、将来の年少従属人口指数が一定水準以下に低下しないのは、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年少・老年人口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27(2015)年現在の64.5から平成49(2037)年に80.5に上昇し、その後平成77(2065)年に94.5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、平成59(2047)年以降は逆転し、平成77(2065)年には91.7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59(2047)年に逆転し、平成77(2065)年には98.0に達する。

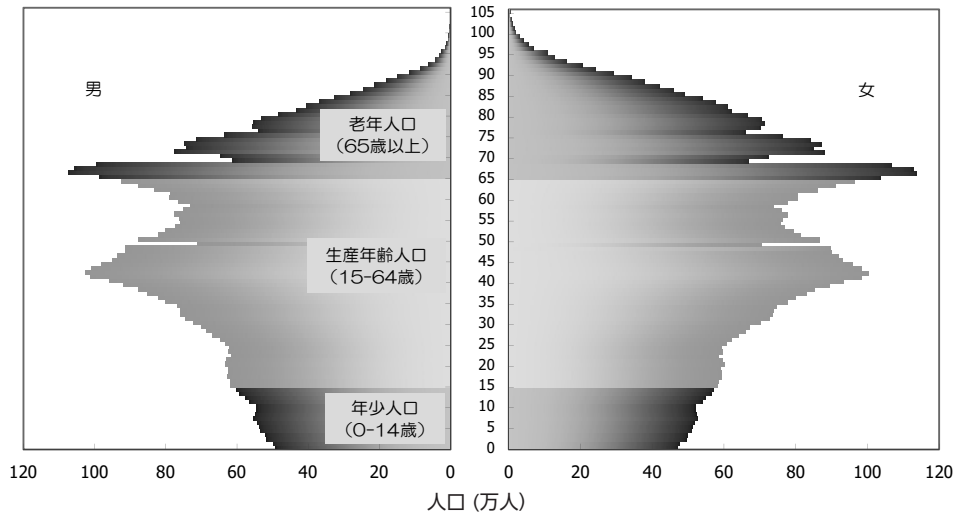
### 4. 人口ピラミッドの変化

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)～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Ⅱ-5(1))。

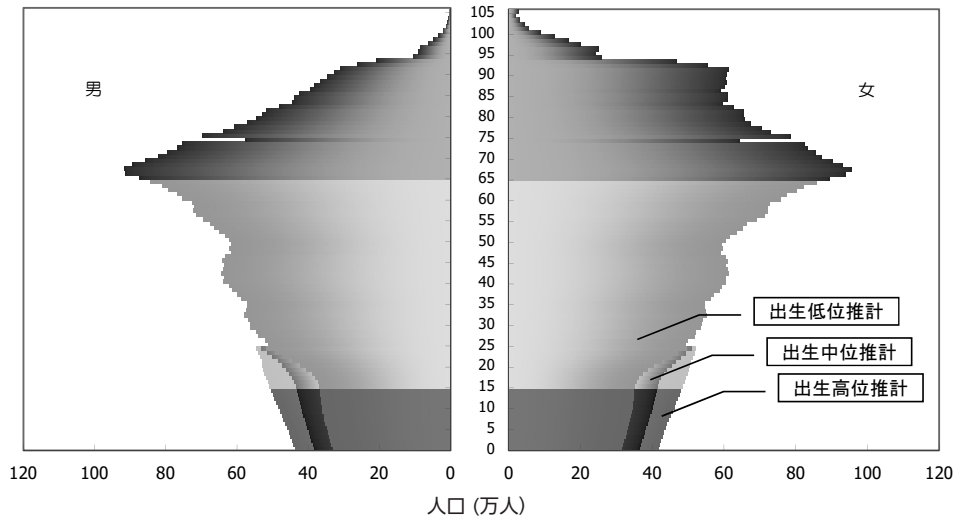
平成27(2015)年の人口ピラミッドは第1次ベビーブーム世代が60歳代の後半、第2次ベビーブーム世代が40歳代前半にあるが、出生中位推計によってその後の形状の変化を見ると、平成52(2040)年に第1次ベビーブーム世代は90歳代の前半、第2次ベビーブーム世代は60歳代後半となる。したがっ

図Ⅱ-5 人口ピラミッドの変化：出生3仮定(死亡中位)推計

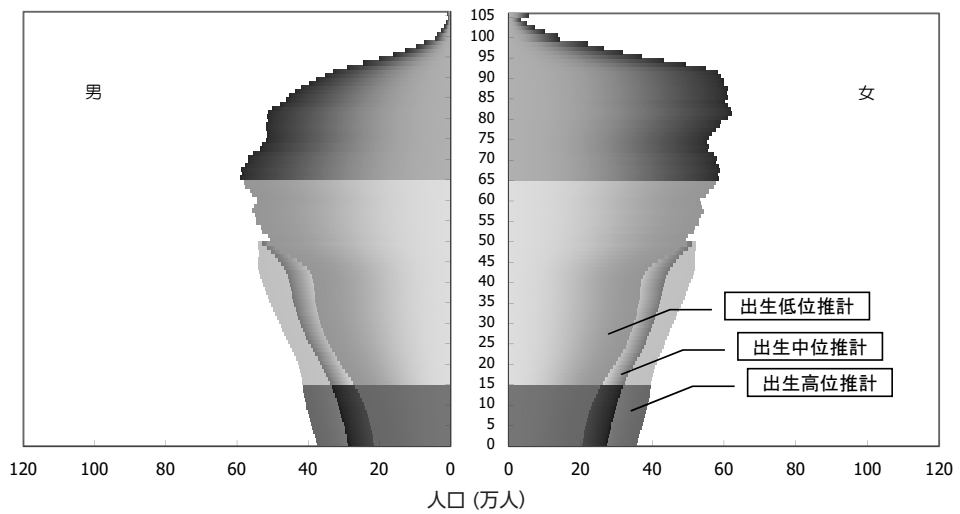
(1) 2015年



(2) 2040年



(3) 2065年



て、平成52(2040)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-5(2))。

その後、平成77(2065)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-5(3))。

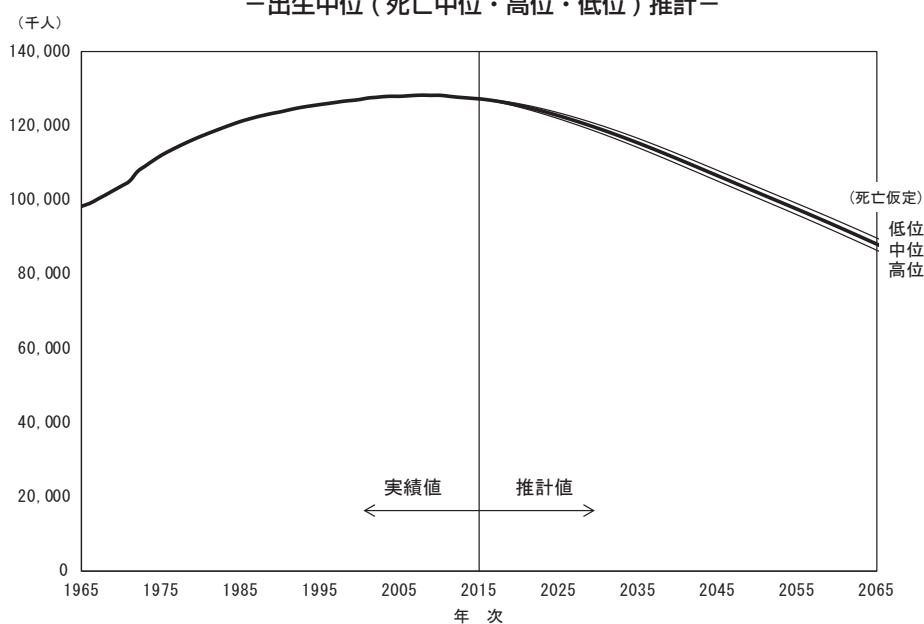
## 〔出生中位仮定(死亡高位・低位仮定)の推計結果〕

### 1. 死亡高位仮定による推計結果の概要

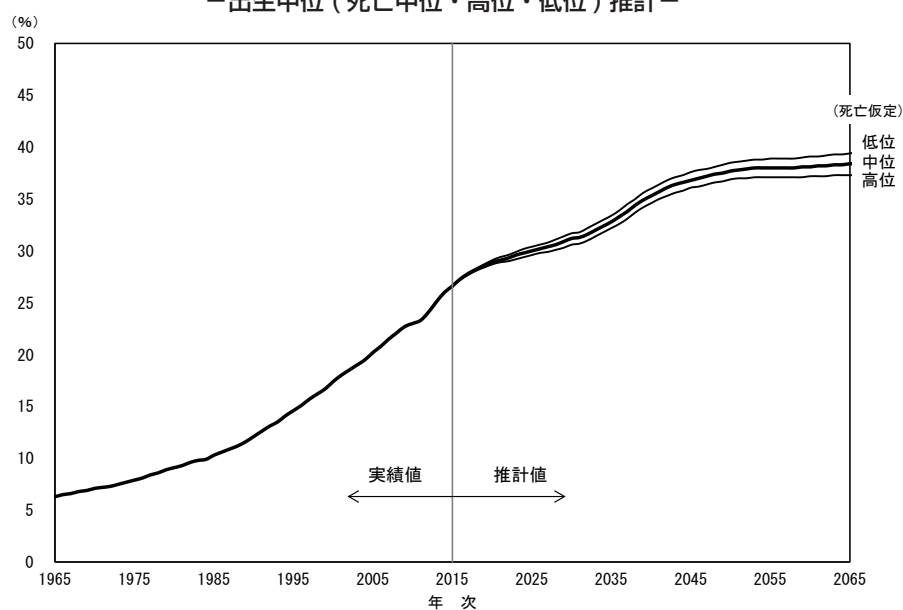
死亡高位推計は死亡中位推計よりも高い死亡率、すなわち死亡率改善のペースが遅く、平均寿命が低めに推移することを仮定した推計である。したがって、死亡数は多くなり、同じ出生仮定の下では人口は少なめに推移する。すなわち、出生中位(死亡中位)推計による平成77(2065)年の総人口が8,808万人であるのに対し、出生中位(死亡高位)推計による同年の総人口は、8,640万人にまで減少する(図Ⅱ-6)。

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)推計による年少人口は平成77(2065)年で897万人(構成比10.4%)、生産年齢人口は4,519万人(同52.3%)、老年人口は3,225万人(同37.3%)と

図Ⅱ-6 総人口の推移  
－出生中位(死亡中位・高位・低位)推計－



図Ⅱ-7 老年(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－



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、とくに老年人口が少なく、老年人口割合が低い推計結果となることが特徴である(図Ⅱ-7)。

## 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多めに推移する。すなわち、出生中位(死亡中位)推計による平成77(2065)年の総人口が8,808万人であるのに対し、出生中位(死亡低位)推計による同年の総人口は、8,974万人となる(図Ⅱ-6)。

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)推計による年少人口は平成77(2065)年で898万人(構成比10.0%)、生産年齢人口は4,538万人(同50.6%)、老年人口は3,537万人(同39.4%)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、とくに老年人口が多く、老年人口割合が高い推計結果となることが特徴である(図Ⅱ-7)。

### 〔出生高位・低位仮定(死亡高位・低位仮定)の推計結果〕

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。最も総人口が多く推移する出生高位(死亡低位)推計によれば、平成77(2065)年に9,657万人、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8,046万人となる。また、最も老年人口割合が高く推移する出生低位(死亡低位)推計によれば、同割合は平成77(2065)年に42.2%、最も低く推移する出生高位(死亡高位)推計によれば、同年34.6%となる。

### Ⅲ. 推計の方法と仮定

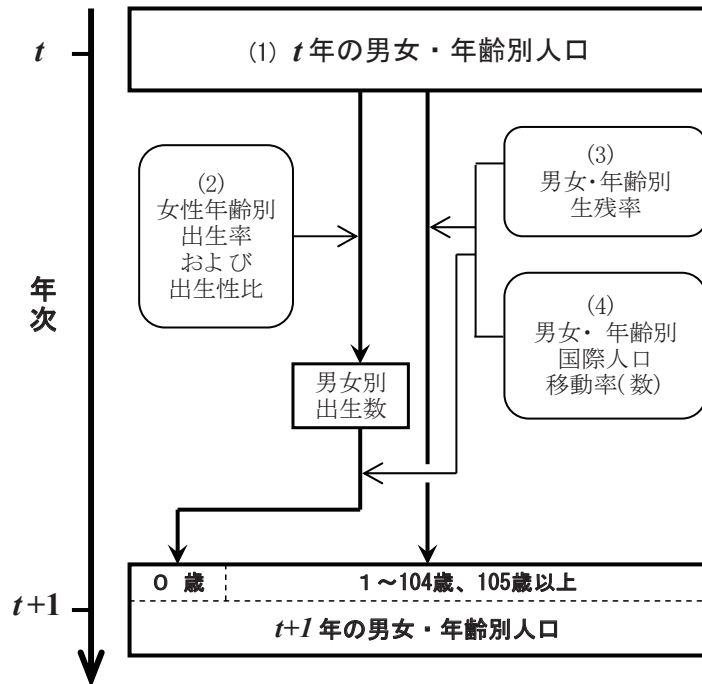
#### 1. 推計の方法

日本の将来推計人口における推計方法は、これまでと同様にコーホート要因法を基礎としている<sup>2)</sup>。コーホート要因法とは、年齢別人口の加齢にともなう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、ならびに同様に分類された(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<sup>3)</sup>。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実であることから、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。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在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加しつつある。こうした状況に対処するため、本推計では、国籍別の婚姻、出生のデータを整備するとともに、日本人と外国人を分けて取扱う推計方法を採用している。

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。

## 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『平成27年国勢調査 年齢・国籍不詳をあん分した人口(参考表)』による平成27(2015)年10月1日現在の男女年齢各歳別人口(総人口)を用いた。これは、総務省統計局が国勢調査による人口を基準としてその後の人口の推計を行うため、平成27年国勢調査人口(人口等基本集計結果)に含まれる国籍及び年齢不詳人口をあん分して、平成27年国勢調査による基準人口(平成27年10月1日現在)として算出したものである。

## 3. 出生率の仮定

コーホート要因法によって将来の人口を推計する際、各年次の出生数が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生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)に対して、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

わが国の出生数は、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、平成12(2000)年以降は再び減少傾向に転じている。昭和48(1973)年には209万を超えていた出生数は、1990年代の120万前後を経て、平成17(2005)年には110万を割り、平成27(2015)年には101万に至っている<sup>4)</sup>。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<sup>5)</sup>は、昭和48(1973)年以降年々低下を続け、昭和57(1982)～59(1984)年にいったん上昇したものの再び低下し、平成元(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(昭和41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、平成17(2005)年には過去最低の水準である1.26を記録した。その後はやや回復を示し、平成27(2015)年には1.45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<sup>6)</sup>、出生の盛んな年齢層の有配偶率の低下は、出生率低下に直結する。有配偶率が下がる直接の要因としては、未婚化、離別・死別の増加のいずれかが考えられる。

近年における有配偶率低下は、主に未婚率の上昇によって引き起こされてきたが(図Ⅲ-3-2)、

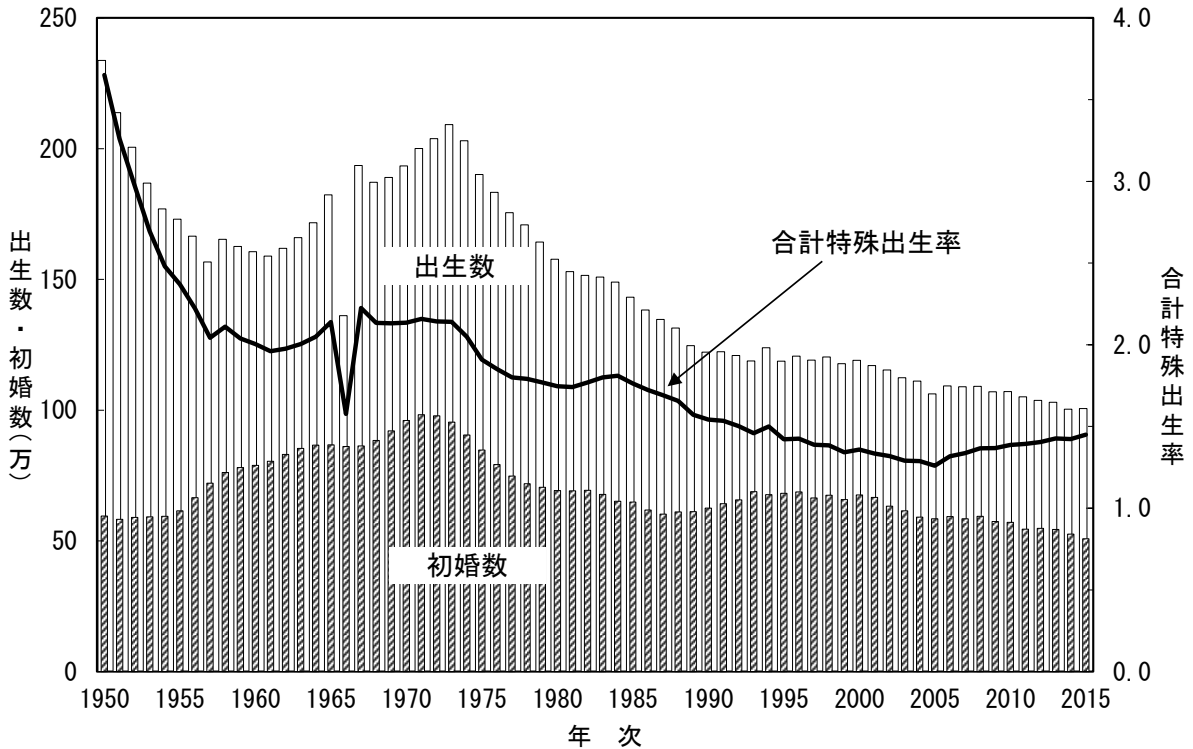
4) 出生数は人口動態統計による日本人の出生数である。ただし、本将来人口推計は総人口(外国人を含む)を対象としていることから、推計結果による出生数は特別な記載がない限り外国人を含む数である。

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) 平成27(2015)年における全出生に占める婚外子(嫡出でない子)の割合は2.29%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



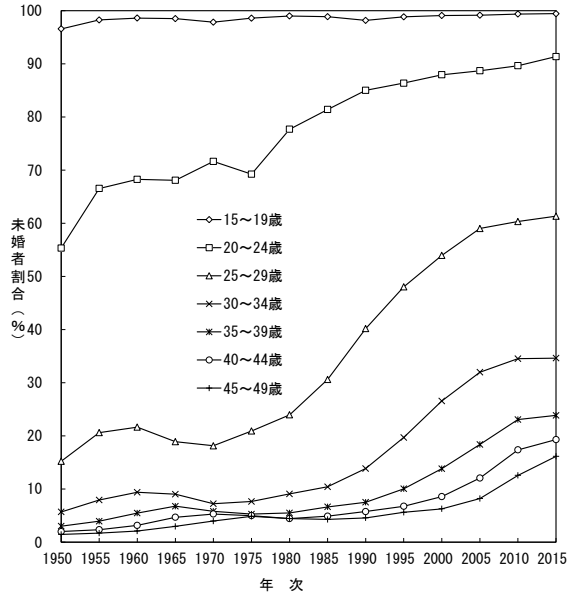
厚生労働省『人口動態統計』による。ただし、初婚数は同居年別にみたもので、妻(日本人)の同居年齢を15～49歳に限定し、同居年の翌年以降に届け出られた「届出遅れ」を補整した推計値である。

1970年代後半以降、20歳代を中心に未婚率の急増が見られたことから、当初、晩婚化するなか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上昇が見られるようになったことから、同時に非婚化するなか50歳時未婚率上昇も重要な要素となってきたと見られる。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。

その他に有配偶率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年以降やや横ばいに推移しているものの、2015年には6.1%にまで上昇している(図Ⅲ-3-3)。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。

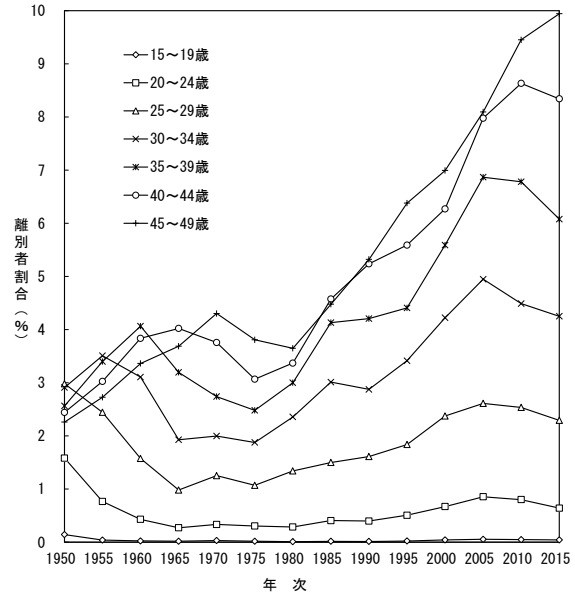
結婚した夫婦の子どもの産み方については、かつては比較的安定しているとみられていた。しかしながら、1980年代後半から90年代以降に結婚した夫婦については、子どもの産み方にも変化が現れている。ほぼ5年ごとに実施されている出生動向基本調査の結果をみると、いずれの結婚持続期間でも夫婦の出生子ども数が近年減少傾向にあることが確認できる。ほぼ子どもを生み終えたと考えられる結婚持続期間15～19年の夫婦の出生児数をみると、1970年代から30年以上続いてきた安定水準の2.2が2005年調査で2.09へと低下し、その後2010年調査で1.96とはじめて2人の水準を下回り、2015年調査でも1.94と引き続き2人を下回る水準で推移している(表Ⅲ-3-1)。

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



総務省統計局『国勢調査報告』による。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。

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



総務省統計局『国勢調査報告』による。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。

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)
0～4年	0.93人	0.80	0.93	0.80	0.71	0.75	0.80	0.71	0.78
5～9年	1.93	1.95	1.97	1.84	1.75	1.71	1.63	1.60	1.59
10～14年	2.17	2.16	2.16	2.19	2.10	2.04	1.98	1.88	1.84
15～19年	2.19	2.23	2.19	2.21	2.21	2.23	2.09	1.96	1.94
20年以上	2.30	2.24	2.30	2.21	2.24	2.32	2.30	2.22	2.13

出生動向基本調査（第7～15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<sup>7)</sup>。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

7) 「コーホート」については、前掲（脚注2）を参照。

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<sup>8)</sup>のに対し、コーホート出生率では影響を受けない。

本推計において、コーホートの出生過程は年齢別初婚率と出生順位別の年齢別出生率によって構成される。また、個々の年齢別初婚率・出生率は、関連する行動の特徴を表す指標（パラメータ）から生成できるよう、ある種の適合的な数理モデルを採用している。すなわち、コーホートの平均初婚年齢、50歳時未婚率、完結出生児数、および各出生順位の平均出生年齢等をパラメータとして、一般化対数ガンマ分布モデルと呼ばれるモデルによって年齢別出生率を生成している<sup>9)</sup>。これにより近年のわが国の出生動向の特徴である晩婚化、晩産化、また今後見込まれる50歳時未婚率の上昇、さらには夫婦出生力の低下や離再婚の影響などを反映したコーホート出生率を生成することが可能となっている。

なお、出生率動向に対する測定の精密化を図る観点から、本推計においては結婚、ならびに出生について日本人女性において発生した事象のみに限定した初婚率、出生率を改めて算出し、これを用いて結婚・出生動向の把握と仮定設定を行った<sup>10)</sup>。

図Ⅲ-3-4～6に、本モデルによって生成された3つのコーホート年齢別出生率と実績値との比較

8) 丙午（ひのえうま）の年（1966年）の出生率変動などが例に挙げられる。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) 出生順位  $n$ 、年齢  $x$  の出生率を  $f_n(x)$  とすると、

$$f_n(x) = C_n \cdot \gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n)$$

ただし、

$$\gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n) = \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(\lambda_n^{-2})} (\lambda_n^{-2})^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[ \lambda_n^{-1} \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) - \lambda_n^{-2} \exp \left\{ \lambda_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

とする。ここで、 $\Gamma$ 、 $\exp$  はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 $C_n$ 、 $u_n$ 、 $b_n$  および  $\lambda_n$  は、それぞれ出生順位  $n$  の出生率関数のパラメータである。これはコール・マクニールモデルとして知られるものの拡張形式である。なお、本推計では出生順位は第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。ただし、初婚および第1子出生については、妊娠先行型結婚ならびにそれに伴う出生（婚前妊娠出生）とそれ以外の初婚・出生に分類し、それぞれ年齢別出生率の推定を行っている。婚前妊娠出生は「同居開始から7か月以内に出生」という定義にもとづいており、結婚を伴わない出生（婚外出生）はここには含まれない。一方、婚前妊娠初婚件数は、妻の同居開始年齢別の初再婚の構成比を用いて婚前妊娠出生件数を按分することで推定した。ただし、この方法では「妊娠発覚後に同居（初婚）を開始したが中絶や流産死によって出生に至らなかったケース」が婚前妊娠初婚に含まれないことには注意を要する。

また、わが国の年齢別出生率の特徴を精密に再現するために、実績値との比較による誤差の標準パターン ( $\epsilon_n$ ) を抽出し、これによって一般化対数ガンマ分布モデルの修正を行っている。その結果、コーホートの年齢別出生率関数  $f(x)$  は、

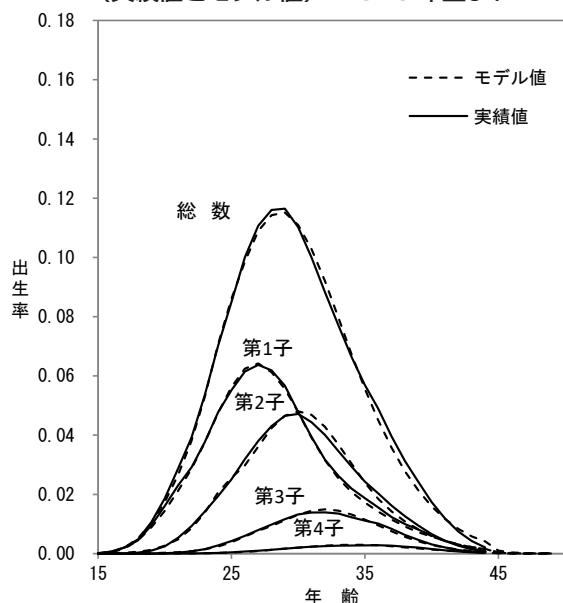
$$f(x) = \sum_{n=1}^{4+} C_n \cdot \left\{ \gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \epsilon_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

として与えられる（詳しくは、金子隆一『人口問題研究』第49巻1号（平成5年4月）pp.17-38）。

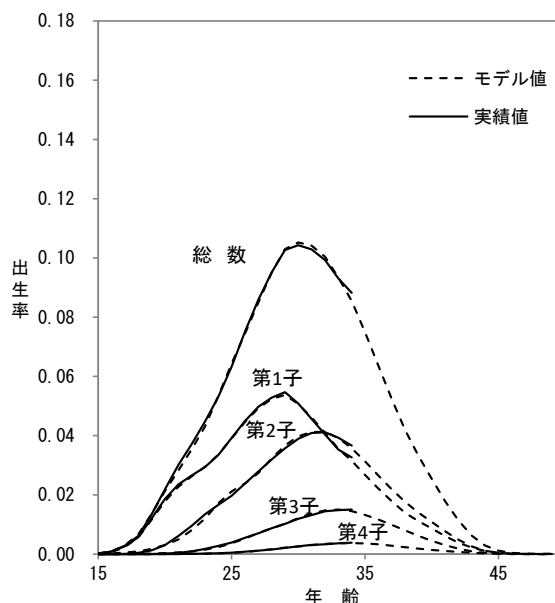
10) 「人口動態統計」による出生率は、事象の対象を日本国籍児とするため、日本人女性から発生した出生児に加え、外国人女性から発生した日本国籍児（日本人を父とする児）を含んでいる。したがって、この出生率は日本人・外国人の女性人口構成に依存する。日本人女性の出生行動を把握する観点からは日本人女性に発生した出生に限定した率を別途算出し用いる必要がある。同様に「人口動態統計」による初婚件数は日本人女性の初婚以外に、日本人男性と結婚した外国人女性の初婚件数が含まれており、日本人女性の初婚行動を把握するためには、日本人女性の初婚に限定した件数を用いた率を別途算出する必要がある。また初婚率の算出にあたっては、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統計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。

を示した。今回入手可能であった平成27(2015)年までの実績値を用いると、(a)昭和45(1970)年生まれコーホート (図Ⅲ-3-4)、(b)昭和55(1980)年生まれコーホート (図Ⅲ-3-5)、および(c)平成2(1990)年生まれコーホート (図Ⅲ-3-6) に対して、それぞれ45歳、35歳、25歳までの実績出生率が得られる。

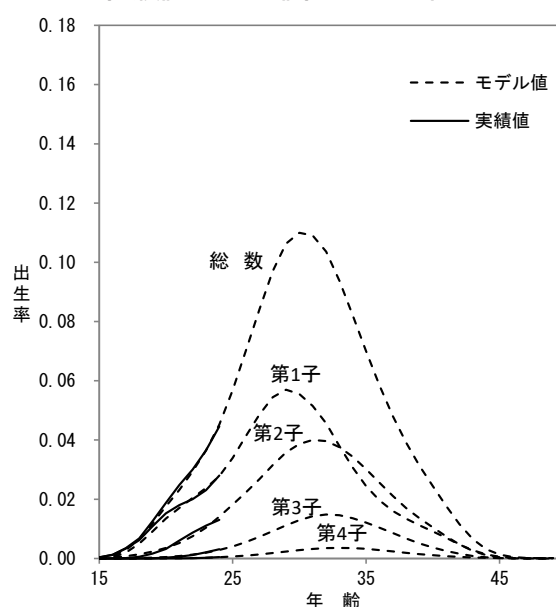
図Ⅲ-3-4 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1970 年生まれ



図Ⅲ-3-5 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1980 年生まれ



図Ⅲ-3-6 コーホートの年齢別出生率  
(実績値とモデル値)：1990 年生まれ



(a)の場合には、出生過程はほぼ終了していると考えられ、モデルによって推計すべき期間はわずかである。(b)では、まだ出生過程途中ではあるものの、モデルの実績への適合性は良好であると判断されるので、広くみられる出生率の年齢パターンの安定性を考慮すると、今後(36歳以降)の出生履歴がモデルの推計値から大きく離れることはないと考えられる。ところが、(c)のコーホートでは、実績値が少ないため、現時点までの実績値とモデルの適合性からは年齢範囲全体にわたる適合性の善し悪しの判断はできない。実際、(a)、(b)のケースでは機械的な統計手法(最尤推定法)によってモデル値(パラメータ値)を特定することができ、また

その結果は比較的安定であるが、(c)のケースではそのような方法によって求めた結果は不安定であり、多くの場合、結果を一意的に特定することは難しい。当然ながら、この傾向は若くて出生過程の短いコーホートほど著しい。そのようなコーホートの今後の出生率を推計するためには、その

不安定さを補うため何らかの仮定を外生的に与える必要がある。また、現時点で15歳に達していない年少のコーホートについては、そもそも出生率の実績が全く得られないのであるから、統計的手法によって将来値を決めることはできない。したがって、こうした年少コーホートあるいはまだ生まれていないコーホートに対してはその将来の出生過程全般にわたって仮定を設けることになる（これらの仮定設定の仕方については次節において説明する）。

さて、以上のようにして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換えることによって得られる。たとえば、2015年における15～49歳の年齢別出生率は、2000年生まれコーホートの15歳の出生率、1999年生まれコーホートの16歳の出生率、…、1966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<sup>11)</sup>。

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。もちろん、将来生じる一時的な変動について知ることは困難である。しかし、そうした変動のうち、まさに現在生じている変動については、直近の数年間の出生率推移に影響を及ぼすと考えられる。この期間効果はモデル値と実績値との差として現れていると考えることができる。そこで本推計では、この直近の期間効果が減衰的に残存するものとして、コーホートモデルによるモデル値の補正を行った。

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

すでに述べたように、ある程度出生過程を終えたコーホートについては、出生の数理モデルを適用することにより、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、まだ出生過程の浅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、2000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

11) 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。

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、離婚が増加していることから、コーホート出生率に対する離死別再婚の効果についても可変とする枠組みが必要がある。

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。

表Ⅲ-3-2 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歳時未婚率) × 夫婦完結出生児数 × 離死別再婚効果係数</p> <p>= (1 - 50歳時未婚率) ×  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> $CTFR = (1 - \gamma) \cdot CEB \cdot \delta$ $= (1 - \gamma) \cdot (CEB(f) \cdot \kappa) \cdot \delta$
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

50歳時未婚率  $\gamma$  は女性50歳時の未婚者割合（50歳までの死亡の影響を除去した割合）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  $\delta$  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  $\kappa$  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  $\kappa$  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」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(2000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。なお、出生率ならびにその要素の変化は参照コーホート以降も続く可能性が高いため、2015年出生コーホートまでは趨勢が持続するものとした。それ以降の出生コーホートは、推計時点で生まれていない世代であり、彼女らが生涯を通して経験する結婚・出生行動を現在の状況から見通すことは困難である。したがって本推計では、2015年以降に生まれるコーホートの出生力は、2015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歳時未婚率

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

本推計では、初婚のさまざまな指標について検討を行った結果、コーホートの累積初婚率の趨勢に着目した。年齢別初婚率については、1980年代初頭のコーホートまでは一般化対数ガンマ分布モデルから比較的安定的にパラメータを得ることが可能である。そこまでのコーホートの各年齢時点における累積初婚率の推移を観察すると、それまで低下傾向が続いていた35歳時点の累積初婚率が1975年コーホート以降で安定的になりつつあることが確認される。そこで、35歳時点の累積初婚率と50歳時点の累積初婚率の差が1980年コーホート付近の水準で以後一定になるよう参照コーホートの50歳時未婚率を求め、これを中位仮定の50歳時未婚率とした。具体的には、まず34~36歳時点の累積初婚率について、過去直近5年間の実績値から単年あたりの減少率を求め、この減少率によって35歳時点累積初婚率が指数関数的に減少するとして参照コーホートの35歳時点の累積初婚率を投影した。そして、この35歳時点累積初婚率に、1979~80年コーホートの35歳時点累積初婚率と50歳時点累積初婚率の差を加えることで参照コーホートの50歳時未婚率の推計値を得た。この50歳時未婚率を実現する年齢別初婚率について一般化対数ガンマ分布モデルによるパラメータ推定を行った後、さらに参照コーホートに至る各コーホートの年齢別初婚率についても一般化対数ガンマ分布モデルを用いて連続的に推定を行った。

高位仮定については、50歳時未婚率が本推計時点で最新の実績値となる1960年代半ばの出生コーホート<sup>12)</sup>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得られる年齢別初婚率に一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめ、そのモデル値を参照コーホートにおける仮定値とした。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

12) 本推計時点の最新の実績値は1965年コーホートについて得られるが、1965~1967年コーホートは人口動態率が丙午の影響を受けるため、1964年コーホートと1968年コーホートの50歳時未婚率の平均値を取り、これを参照コーホートにおける高位仮定の50歳時未婚率とした。

の逆数を中位仮定の年齢別初婚ハザードに乘じ、その後は高位仮定と同様の手続きで設定した。

上記の手続きによって得られたコーホートの平均初婚年齢と50歳時未婚率の仮定値は、出生3仮定についてそれぞれ以下のとおりである。

**(中位仮定)**

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は昭和39(1964)年出生コーホートの26.3歳から平成12(2000)年出生コーホートの28.6歳に至り、平成27(2015)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。50歳時未婚率は昭和39(1964)年出生コーホートの12.0%から平成12(2000)年出生コーホートの18.8%に至り、平成27(2015)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。

**(高位仮定)**

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成12(2000)年出生コーホートの28.2歳まで進み、平成27(2015)年には28.1歳となり以後は変わらない。50歳時未婚率は平成12(2000)年出生コーホートの13.2%を経て、平成27(2015)年出生コーホートで13.1%に至り以後は変わらない。

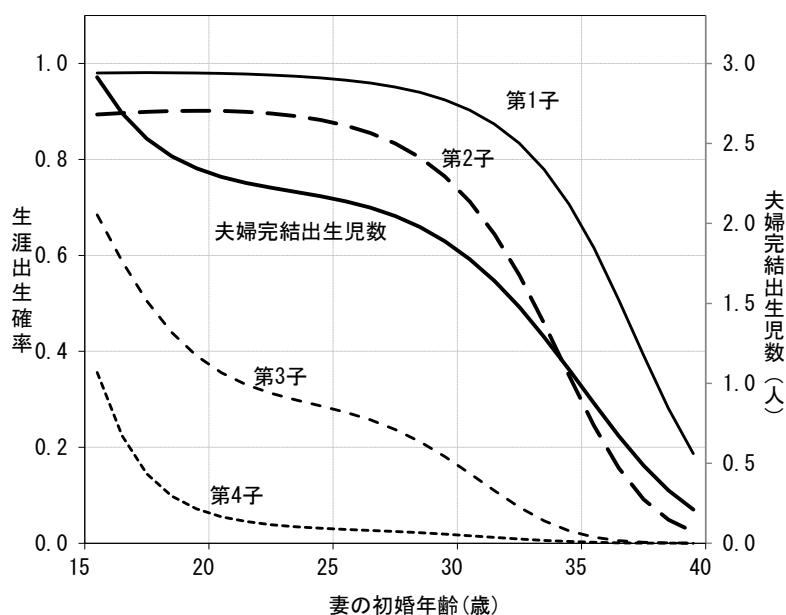
**(低位仮定)**

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成12(2000)年出生コーホートの29.0歳を経て、平成27(2015)年出生コーホートで29.1歳に至り以後は変わらない。50歳時未婚率は平成12(2000)年出生コーホートの24.7%まで進み、平成27(2015)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。

**3) 夫婦完結出生児数**

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、逆に遅く結婚した夫婦では少ない。この関係は、出生動向基本調査から得られる、初婚年齢別にみた妻40歳時の夫婦の平均出生児数および出生順位別出生頻度(図Ⅲ-3-7)から定量的に推定される(ロジスティック回

図Ⅲ-3-7 妻の初婚年齢別、生涯出生確率および夫婦完結出生児数(モデル値)



出生動向基本調査における妻が1935～54年生まれの初婚どうし夫婦の結果に基づく。このモデル値は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。



婦モデル)。

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。

しかしながら、調査によれば近年夫婦の子どもの生み方には変化がみられ、とくに1960年代生まれの世代では、実際に計測される完結出生児数が妻の初婚年齢から期待される完結出生児数より少なくなっている(図Ⅲ-3-8)。したがって、夫婦出生力の将来仮定値については、結婚年齢変化だけでなく結婚後の出生力変化を加味する必要がある。

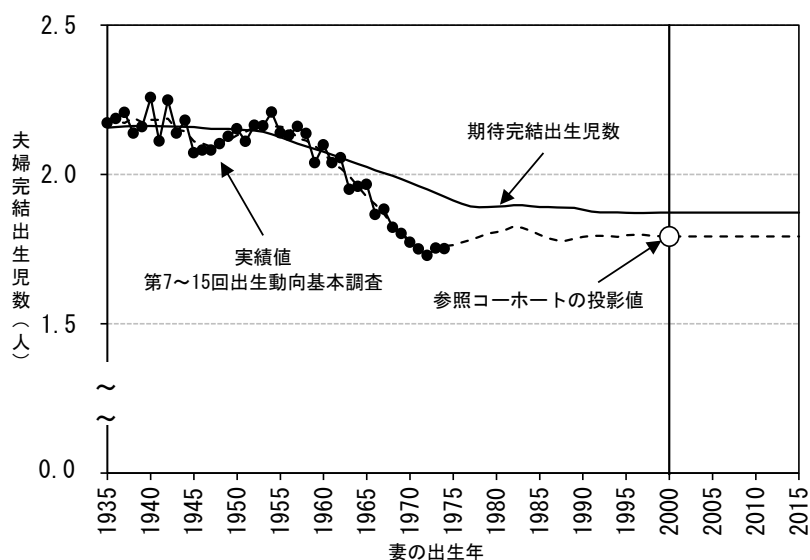
本推計においては、こうした結婚後の行動変化にともなう出生力変化を期待夫婦完結出生児数に対する係数で表現し、結婚出生力変動係数  $\kappa$  と呼んでいる。すなわち、夫婦完結出生児数は、期待夫婦完結出生児数と結婚出生力変動係数の積として表され、その将来仮定値はそれぞれの要素の投影の結果として求まる。

まず期待夫婦完結出生児数は、上記のモデルとあらかじめ推定された女性コーホートの初婚年齢分布(前節参照)を用いて投影を行う<sup>13)</sup>。これより参照コーホートの初婚年齢分布にもとづく期待夫婦完結出生児数  $CEB(f)$  は、中位1.87人、高位1.91人、低位1.85人と推定された。

つぎに、結婚出生力変動係数  $\kappa$  の投影は、出生動向基本調査から求まる出生過程途上の夫婦の平均出生子ども数の期待値・実績値・投影値に基づき、各年齢における結婚出生力変動係数の推移を観察し、これを将来に向けて投影することにより設定した。

現在出生過程途上にある30歳代の女性コーホートを観察すると、初婚を経験した(1)夫婦の平均出生子ども数の実績と(2)初婚年齢分布から算出される期待夫婦完結出生児数との乖離が緩やかになりつつある。こ

図Ⅲ-3-8 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)



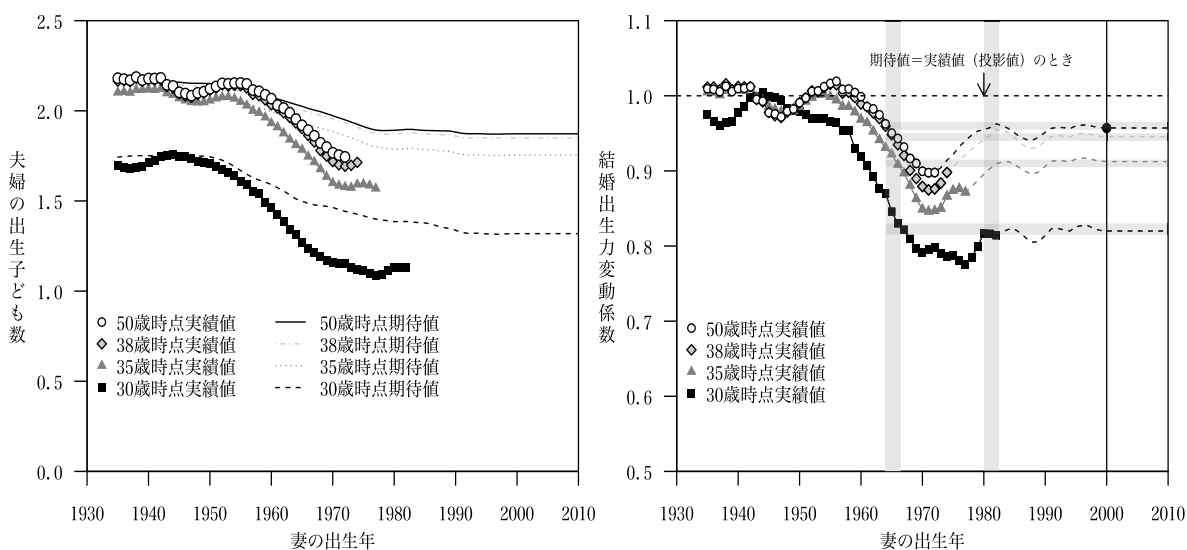
13) 参照コーホート(2000年生まれ)の期待夫婦完結出生児数  $CEB(f)$  (2000) は次式によって求める。

$$CEB(f)(2000) = \sum_{n=1}^4 \int_{15}^{50} m(a, 2000) g_n(a) da$$

ただし、 $m(a, 2000)$  は、2000年出生コーホート50歳時配偶女子のうち、初婚年齢が  $a$  歳である割合、 $g_n(a)$  は、初婚年齢  $a$  歳の有配偶女子における第  $n$  子の生涯出生確率である。

の背景には2つの要因が考えられる。ひとつは、1970年以降のコーホートでは次第に晩産型の出生パターンが定着しており30歳代以降の出生によって夫婦出生力の引き下げ効果が緩和されていることである。もうひとつの要因は、初婚年齢の上昇にともなって、結婚出生力変動係数の分母となる期待夫婦完結出生児数が低下していることである。特に、1970年前後コーホートまでの結婚出生力変動係数が低下傾向であったのに対し、それ以降のコーホートでは上昇基調にあり、1980年前後コーホートでは30歳時点で1960年半ばのコーホートの水準に到達している(図Ⅲ-3-9)。そこで、中位仮定では、参照コーホートにおいて結婚夫婦出生力変動係数は1960年代半ば程度の水準に至るものとして仮定設定を行った。

図Ⅲ-3-9 出生過程途上の夫婦の平均出生子ども数および結婚出生力変動係数



注1：図Ⅲ-3-8にも示されている「期待夫婦完結出生児数」は、夫婦における妻の初婚年齢別出生確率が安定的なコーホートにおける初婚年齢と完結出生児数の関係を用いて、初婚年齢から推定される50歳時出生児数の期待値である。同様に、出生過程途上でそれまでに初婚を経験した夫婦についても、初婚年齢からそれまでの出生児数の期待値を算出することができ、左グラフに示された「30、35、38歳時点期待値」とはこのようにして算出した期待値を表している。

注2：妻の出生年別にみた夫婦完結出生児数の実績は、「出生動向基本調査」各回による推計値を平滑化したものである。

一方、高位仮定については、夫婦における妻の初婚年齢別出生確率が、安定的であった従来のコーホートの水準まで回復すると想定し、結婚出生力変動係数が参照コーホートにおいて1.000に復帰するものとした。低位仮定においては、現在観察されている最も低い水準である妻1970年生まれ前後の実測値の水準に留まるものと仮定した。これにより、結婚出生力変動係数は1935年生まれ以降のコーホートにおいて、過去に経験された範囲を高位・低位推計の幅として設定したことになる。参照コーホートにおける結婚出生力変動係数 $\kappa$ の値は、中位仮定で0.957、高位仮定で1.000、低位仮定で0.909となった。

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

(中位仮定)

期待完結出生児数は、昭和39(1964)年出生コーホートの実績値2.03人から、中位として仮定され

た初婚年齢分布の変化によって順次低下し、参照コーホートである平成12(2000)年出生コーホートの1.87人に至り、以後同水準で推移し平成27(2015)年以降は変わらない。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、妻昭和10(1935)～29(1954)年出生コーホートの夫婦を基準(1.0)として以後低下し、参照コーホートの0.957を経て、以後同水準で推移し平成27(2015)年以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、昭和39(1964)年出生コーホートの実績値1.96人から、参照コーホートである平成12(2000)年出生コーホートに1.79人に至り、平成27(2015)年まではほぼ同水準で推移し以後は変わらない。

#### (高位仮定)

期待完結出生児数は、高位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.91人に至り、以後同水準で推移し平成27(2015)年以降は変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻が昭和10(1935)～29(1954)年出生コーホートを基準(1.0)として以後一旦低下するが、参照コーホートまでに再び1.0に回復して以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.91人に至り、平成27(2015)年まではほぼ同水準で推移し以後は変わらない。

#### (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1.85人を経て、平成27(2015)年出生コーホートで1.84に至り以降は変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻昭和10(1935)～29(1954)年出生コーホートの夫婦を基準(1.0)として以後低下し、参照コーホートの0.909を経て、平成27(2015)年出生コーホートで0.910に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.68人を経て、平成27(2015)年まではほぼ同水準で推移し以後は変わらない。

## 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 $\delta$ 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-3-3)<sup>14)</sup>。

結婚経験別構成の実績値のある昭和39(1964)年出生コーホートの離死別再婚効果係数は0.959であった。

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。今回の推計では、結婚経験別構成が初婚率中位仮定のほか、離婚、再婚、死別の発生に規定されるモデルを構築した。再婚および死別の発生は、最新実績を一定とし、離婚については、過去5年の年齢別離婚ハザード率の最高値で構成される50歳時離婚経験者割合を参照コーホートの水準とした。その結果、平成12(2000)年生まれの女性の50歳時結婚経験構成は、未婚が18.8%、離別が14.0%、離別後再婚が8.2%、初婚どうし夫婦が49.1%、その他が9.9%となり、

14) 離死別再婚効果 $\delta$ は、 $\delta = \{P_d R_d + P_{nd} R_{nd} + P_o R_o + P_{ff}\} (1 - \gamma)$ によって与えられる。

表Ⅲ-3-3 結婚経験別平均完結出生児数、50歳時結婚経験構成および離死別再婚効果係数

結婚経験分類			完結出生児数 (第14回、第15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	
							1964年生まれ		2000年生まれ	
未婚( $s$ )			$C_s$	0.00	$R_s$	-	$\gamma$	12.0%	$\gamma$	18.8%
離別( $d$ )			$C_d$	1.70	$R_d$	0.87	$P_d$	14.0%	$P_d$	14.0%
初婚 夫婦 以外	妻再婚	離別後( $rd$ )	$C_{rd}$	1.73	$R_{rd}$	0.89	$P_{rd}$	7.6%	$P_{rd}$	8.2%
	妻初婚×夫再婚( $fr$ )	死別後( $rw$ )	$C_o$	1.75	$R_o$	0.90	$P_o$	9.5%	$P_o$	9.9%
		死別( $w$ )								
初婚どうし夫婦( $ff$ )			$C_{ff}$	1.94	$R_{ff}$	1.00	$P_{ff}$	56.9%	$P_{ff}$	49.1%
離死別再婚効果係数			$\delta$	$[(P_d R_d + P_{rd} R_{rd} + P_o R_o + P_{ff}) / (1 - \gamma)] =$			0.959	0.955		

注1:  $C_s, C_d, C_{rd}, C_o, C_{ff}$  は結婚経験分類別の完結出生児数である。 $R_s, R_d, R_{rd}, R_o, R_{ff}$  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( $R_s = C_s / C_{ff}$ )を示す。 $\gamma, P_d, P_{rd}, P_o, P_{ff}$  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( $\gamma$ は50歳時未婚率に相当する)。

注2: 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間には乖離が生じ、それを補正する調整係数は1964年生まれ0.99、2000年生まれ1.01となる。離死別・再婚効果係数にこれらを乗じた「調整済み離死別・再婚効果係数」は1964年生まれ0.945、2000年生まれ0.960となる。

そこから求められる離死別再婚効果係数 $\delta$ は0.955となった。

### 5) コーホート出生仮定値

以上により設定された参照コーホートの50歳時未婚率、平均初婚年齢、夫婦完結出生児数ならびに離死別再婚効果にもとづいて、既出の算定式により参照コーホートの合計特殊出生率を算出すると、中位1.40、高位1.59、低位1.21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-3-4および表Ⅲ-3-5にまとめた。

参照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出生確率)が設定された後は、初婚率および出生順位別出生率の推移について先行コーホートからの趨勢に矛盾しないよう一般化対数ガンマ分布モデルのパラメータを決定する。パラメータが決定されれば一般化対数ガンマ分布モデルによって出生順位別年齢別出生率の将来値を得ることができる。一般化対数ガンマ分布モデル

表Ⅲ-3-4 実績および仮定された参照コーホート(2000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歳時未婚率 (%)	平均初婚年齢 (歳)	夫婦完結 出生児数			離死別 再婚効果係数	調整済み離死別 再婚効果係数	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 (1964年生まれ)	12.0	26.3	1.96	2.03	0.963	0.959	0.945	1.63
中位の仮定 (2000年生まれ)	18.8	28.6	1.79	1.87	0.957	0.955	0.960	1.40
高位の仮定 (2000年生まれ)	13.2	28.2	1.91	1.91	1.000	0.955	0.960	1.59
低位の仮定 (2000年生まれ)	24.7	29.0	1.68	1.85	0.909	0.955	0.960	1.21

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。「人口動態統計定義」とは、人口動態統計における出生率定義にもとづく合計特殊出生率を示す(脚注10参照)。

表Ⅲ-3-5 実績および仮定された参照コーホート(2000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 (1964年生まれ)	1.63	22.6	16.1	40.9	16.4	4.0
中位の仮定 (2000年生まれ)	1.40	31.6	17.9	33.7	12.8	4.0
高位の仮定 (2000年生まれ)	1.59	24.2	17.8	37.7	15.4	4.9
低位の仮定 (2000年生まれ)	1.21	39.2	17.3	29.6	10.6	3.2

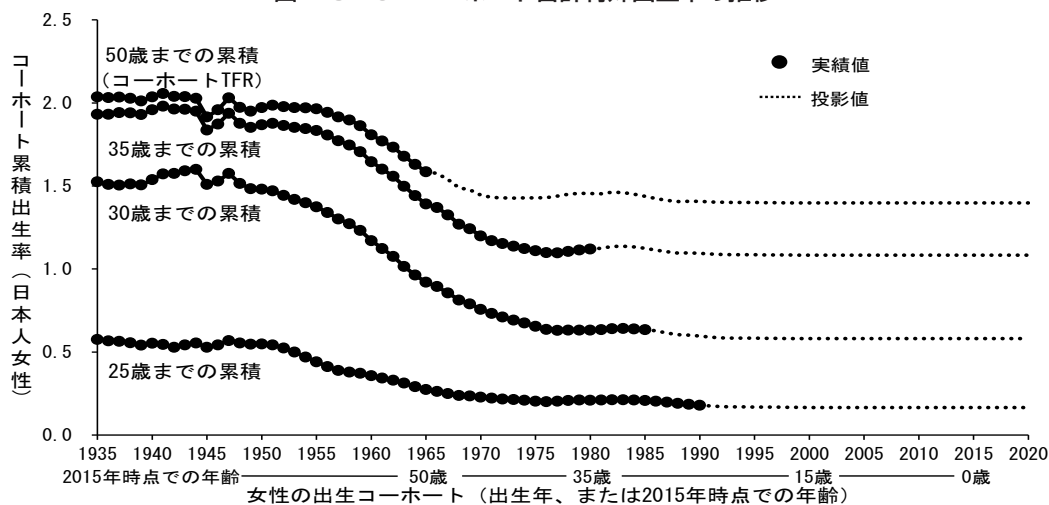
ルによって推定されたコーホートの出生率および初婚率についての諸指標を表Ⅲ-3-6・図Ⅲ-3-10に記載した。これによれば、コーホート合計特殊出生率は1955年生まれの女性までは概ね2前後の水準を保っていたのに対し、それ以降の世代で減少が始まり、現在出生過程を終えたばかりの1965年生まれでは1.58まで低下している。さらに、これ以降の世代についても、1980年生まれ前後でいったん横ばいとなるものの、基本的には将来世代に向けた減少傾向は継続しており、最終的に最終

表Ⅲ-3-6 中位仮定に基づくコーホート指標

生まれ年	50歳時 未婚率 (%)	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
1955	5.9	24.9	1.96	2.16	12.6	11.8	47.1	23.4	5.0	28.2	26.3	28.8	31.3	33.7
1960	9.4	25.7	1.81	2.07	17.5	13.9	43.5	20.4	4.7	28.7	27.0	29.4	31.6	34.1
1965	13.5	26.5	1.58	1.92	24.0	16.6	40.0	15.5	3.9	29.4	27.8	30.1	32.0	34.3
1970	15.2	27.2	1.44	1.77	28.2	18.7	37.1	12.6	3.5	30.0	28.6	30.9	32.7	34.7
1975	15.7	28.0	1.43	1.76	28.5	19.6	36.0	12.2	3.7	30.8	29.4	31.6	33.4	35.1
1980	16.3	28.3	1.45	1.81	28.6	18.8	35.5	13.0	4.1	30.9	29.5	31.8	33.2	34.3
1985	16.8	28.4	1.44	1.80	29.3	18.5	35.2	12.9	4.0	30.8	29.5	31.8	32.7	33.6
1990	18.2	28.5	1.41	1.79	30.5	19.0	33.7	12.8	4.0	31.0	29.8	31.9	32.8	33.7
1995	18.9	28.7	1.40	1.80	31.0	18.7	33.5	12.8	4.0	31.1	30.0	31.9	32.8	33.7
2000	18.8	28.6	1.40	1.79	31.6	17.9	33.7	12.8	4.0	31.1	30.1	31.8	32.7	33.7
2005	18.8	28.6	1.40	1.79	31.6	17.9	33.7	12.8	4.0	31.1	30.1	31.8	32.7	33.7
2010	18.8	28.6	1.40	1.79	31.6	17.9	33.7	12.8	4.0	31.1	30.1	31.8	32.7	33.7
2015	18.8	28.6	1.40	1.79	31.6	17.9	33.7	12.8	4.0	31.1	30.1	31.8	32.7	33.7

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。

図Ⅲ-3-10 コーホート合計特殊出生率の推移



コーホートの1.40まで低下するものと見込まれる。図Ⅲ-3-1で確認したように年次別の合計特殊出生率は近年若干の上昇基調にあるが、これはこれまで引き続いてきた出生の先送り傾向が緩んだことによる見かけ上の効果(テンポ効果)によるものであり、各世代の女性の出生水準を表すコーホート合計特殊出生率が上昇していくわけではない。このように、わが国の少子化の傾向は、将来世代に向けて今後も引き続いていくということに注意が必要である。

#### (4) 年次別出生率の推計結果

高位、中位、低位の三つの仮定に基づいてコーホート年齢別出生率が推計されれば、それを組み換えることによって将来年次の年齢別出生率ならびに合計特殊出生率を算出することができる。

ここで得られた仮定値は日本人女性についての出生率なので、総人口を推計するためには、日本に常住する外国人女性の出生率も必要となる。このために本推計では、日本人女性の年齢別出生率と外国人女性のそれとの関係を、近年の実績から得られる出生率モーメント(年齢別出生率の合計、平均出生年齢ならびに出生年齢の標準偏差)間の関係として求め<sup>15)</sup>、これを用いることで、前節において策定された日本人女性の出生率に対応する外国人女性の出生率を求めている<sup>16)</sup>。なお、推計計算の過程において必要となる外国人女性から生ずる日本国籍児数については、その年齢別発生率について近年の実績をモデル化して用いた<sup>17)</sup>。

これらの出生率構成に対応する人口動態統計と同定義の出生率(外国籍女性が生んだ日本国籍出生児も含めた出生率)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ものである。将来人口推計の出生率仮定について、こうした複数定義の出生率を扱うことは推計手法を著しく複雑なものとするが、人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。

#### 人口動態統計の合計特殊出生率の定義

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

※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-3-7ならびに図Ⅲ-3-11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)。人口動態統計と同定義による合計特殊出生率は、実績値が1.45であった平成27(2015)年から、平成36(2024)年の1.42に至るまで緩やかに低下し、以後やや上昇して平成47(2035)年の1.43を経て、平成77(2065)年には1.44へと推移する。

同様に、高位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成27(2015)年の実績値1.45から、平成36(2024)年に1.66を経て、平成77(2065)年には1.65へと推移する。

15) 1987～2015年について得られた日本人女性、外国人女性それぞれの年齢別出生率のモーメント間の関係を、数理関数(ロジスティック関数)によってモデル化した。

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

17) 日本人男性を父とする場合、外国人女性から日本国籍児数が生ずる。外国人女性の生んだ児のうち日本国籍児数が占める割合については、本推計では2011～15年の母の年齢別実績値の平均値を取り、かつ年齢によって平滑化(移動平均)したものを2016年以降一定として用いた。

低位の仮定における人口動態統計と同定義の合計特殊出生率は、平成27(2015)年の実績値1.45から平成36(2024)年の1.20まで低下し、その後わずかに上昇して平成77(2065)年には1.25へと推移する。

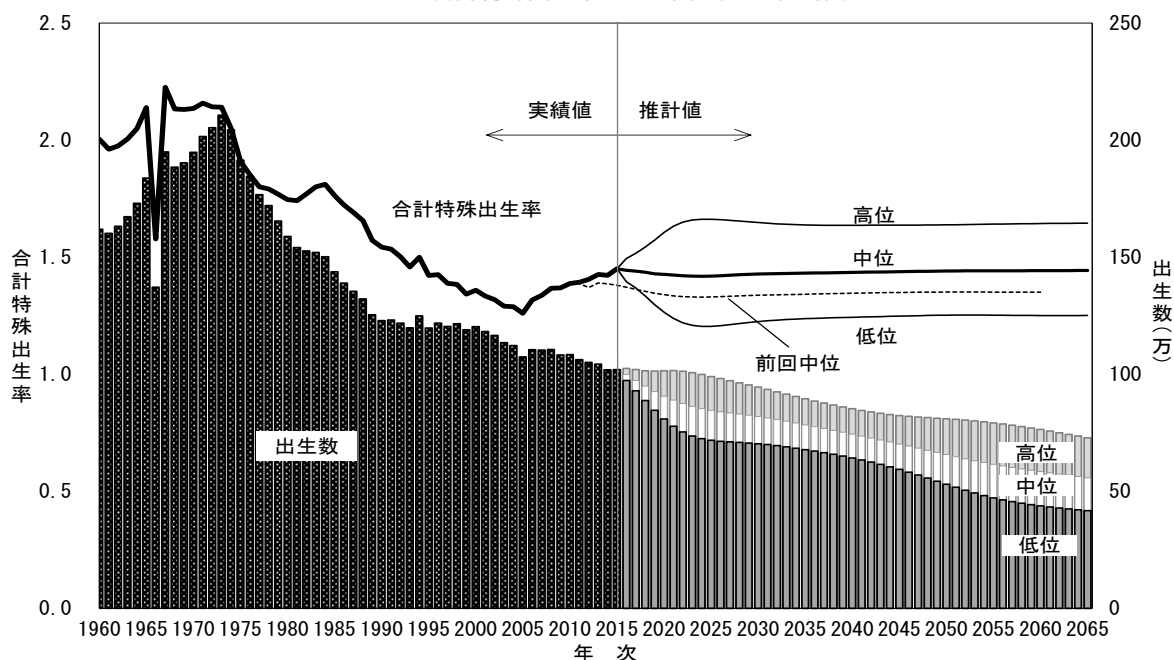
図Ⅲ-3-11には、合計特殊出生率の推移とともに、推計結果として算出される年次別出生数を出生仮定別に示している(死亡中位仮定との組み合わせによる)。2030年以降はいずれの仮定において

表Ⅲ-3-7 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	
	人口動態統計定義	(日本人女性出生率)	人口動態統計定義	(日本人女性出生率)	人口動態統計定義	(日本人女性出生率)	人口動態統計定義	(日本人女性出生率)
平成7年(1995年)	1.422	(1.408)	-	-	-	-	-	-
12年(2000年)	1.359	(1.344)	-	-	-	-	-	-
17年(2005年)	1.260	(1.238)	-	-	-	-	-	-
22年(2010年)	1.387	(1.363)	-	-	-	-	-	-
27年(2015年)	1.450	(1.427)	-	-	-	-	-	-
32年(2020年)	-	-	1.426	(1.399)	1.606	(1.575)	1.265	(1.241)
37年(2025年)	-	-	1.419	(1.391)	1.662	(1.629)	1.204	(1.180)
42年(2030年)	-	-	1.428	(1.397)	1.648	(1.612)	1.225	(1.198)
47年(2035年)	-	-	1.432	(1.397)	1.638	(1.598)	1.237	(1.207)
52年(2040年)	-	-	1.435	(1.397)	1.636	(1.595)	1.243	(1.210)
57年(2045年)	-	-	1.438	(1.397)	1.637	(1.594)	1.248	(1.210)
62年(2050年)	-	-	1.441	(1.397)	1.638	(1.594)	1.252	(1.210)
67年(2055年)	-	-	1.442	(1.397)	1.641	(1.594)	1.252	(1.210)
72年(2060年)	-	-	1.442	(1.397)	1.644	(1.594)	1.251	(1.210)
77年(2065年)	-	-	1.443	(1.397)	1.645	(1.594)	1.251	(1.210)

注：「人口動態統計定義」とは、人口動態統計における出生率定義にもとづく合計特殊出生率を示す。「日本人女性出生率」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(脚注10参照)。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められ、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。

図Ⅲ-3-11 合計特殊出生率および出生数の年次推移



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。

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。

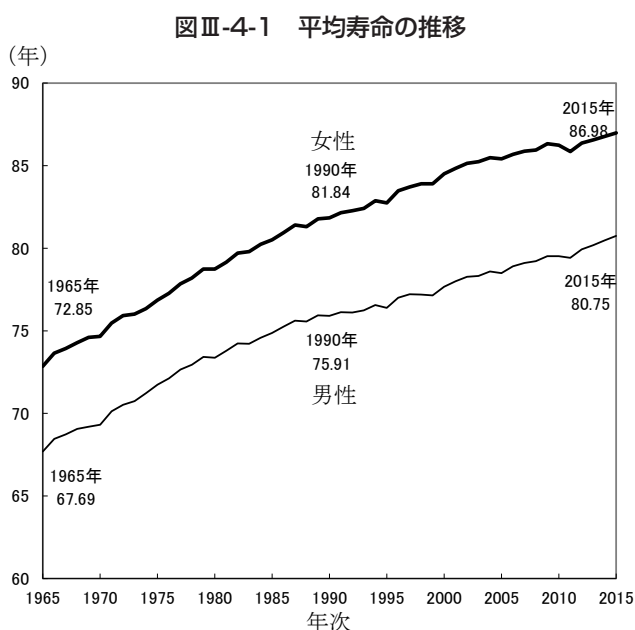
## (5) 出生性比の仮定

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、2011～2015年の5年間の実績値である105.2を平成28(2016)年以降一定として用いた。

## 4. 生残率の仮定 (将来生命表)

### (1) 近年の死亡動向

わが国は、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、日本版死亡データベースの生命表<sup>18)</sup>による平均寿命の推移によってみることにしよう。およそ50年前の昭和40(1965)年の平均寿命は、男性67.69年、女性72.85年であったが、直近の平成27(2015)年では、男性80.75年、女性86.98年であり、この間に平均寿命は男性で13.06年、女性で14.13年の伸びがあった。この伸びは近年徐々に緩やかになっているとはいえ、平成2(1990)年が男性75.91年、女性81.84年であったことから、それ以降の25年間だけをとって、



男性4.84年、女性5.14年と引き続き伸びを示していることがわかる(図Ⅲ-4-1)。このように、近年のわが国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。寿命がどこまで伸びるのかは重要な関心事であるが、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いていくため伸びが鈍っていくとの議論が有力であった。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伸びてきており、従来、比較的確実性が高いと考えられてきた将来の死亡・寿命の動向は、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よう。

わが国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、わが国では、昭和40(1965)年に5.16年であった男女差が、平成27(2015)年では6.23年と拡大してきており、諸外国と異なる傾向をみせてきた

18) 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」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、わが国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。



ところである。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年代までは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だろう。

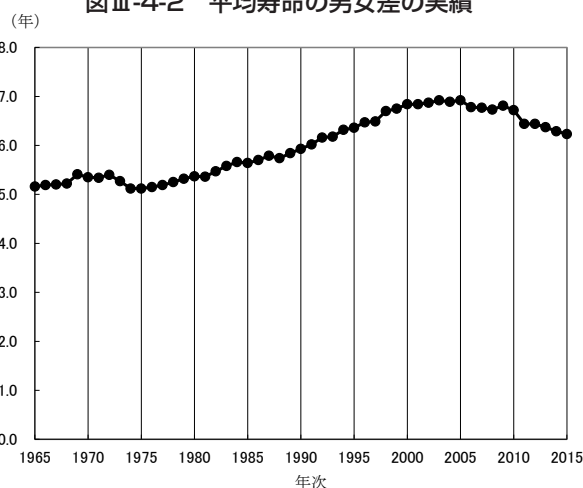
その他、近年のわが国の死亡率改善の特徴としては、男女とも特に高齢層での改善が著しいことが挙げられる。図Ⅲ-4-3は、0歳・65歳・70歳時の平均余命について、昭和60(1985)年を100とした場合の指数を示したものである。これによれば、男女とも平均寿命の指数の増大に比べ、近年、65歳・70歳余命の指数の増大が大きく、死亡率改善は高齢層ほど著しいことがわかる。

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に昭和30(1955)年以降10年おきの女性の年齢別死亡率(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事が可能である。このように、わが国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。

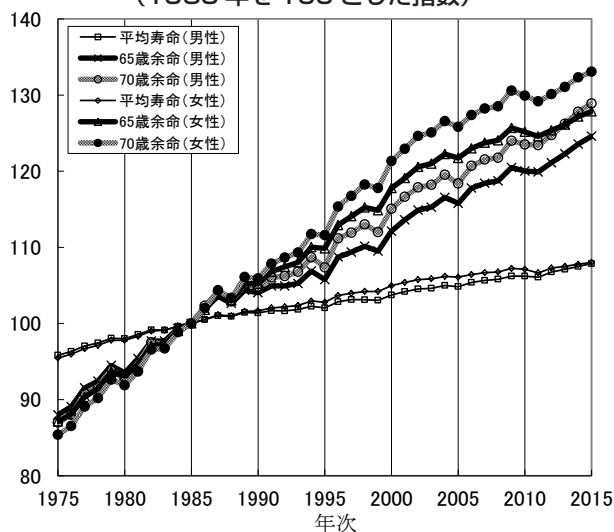
## (2) 生残率仮定設定の方法

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は、将来死亡

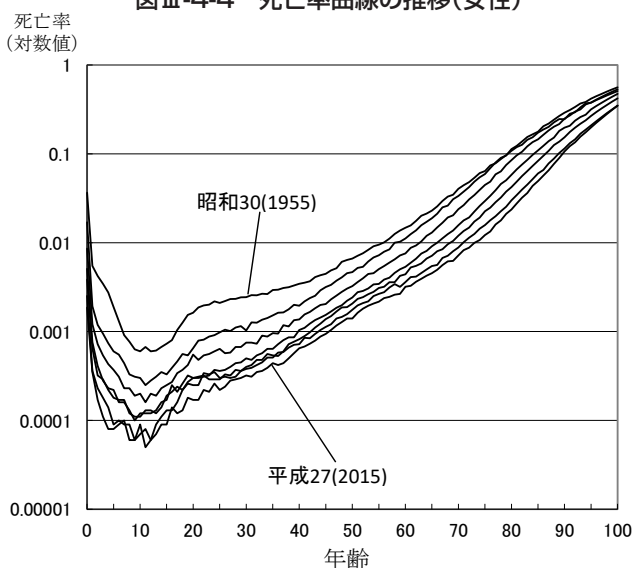
図Ⅲ-4-2 平均寿命の男女差の実績



図Ⅲ-4-3 平均余命の延びの推移の比較 (1985年を100とした指数)



図Ⅲ-4-4 死亡率曲線の推移(女性)



率を推計して将来生命表を作成することで仮定する。一般的に、将来死亡率の推計には、大きく分けて、経験的方法、数学的方法、そしてリレーショナルモデルの3種類の方法が考えられる。

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発展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遅れている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が限られるのが経験的方法の難点である。これを克服するための一つの考え方として、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と一つの生命表を作成する最良生命表がある。この最良生命表でもすでに実現されている年齢別死亡率を用いるので、将来生命表は到達可能な目標であり、きわめて現実的である。最良生命表方式を日本全国の将来生命表の作成に応用するためには、都道府県別でみて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を凝らす必要がある。いずれの生命表にしても、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かを設定する必要があるが、一般にこれを特定することは難しい。

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生残率を作成することはできない。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<sup>19)</sup>が改定されることにより、死因の

19) 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」、「死因単分類表」など目的に合わせていくつかあるが、詳細に関しては厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」を参照されたい。

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。最近では平成7(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、平成6(1994)年の死亡統計を第10回死因簡単分類130項目と第9回簡単分類117項目に再分類して第10回死因簡単分類と第9回簡単分類との比較表を作成しているが<sup>20)</sup>、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十分考えられ、そのような社会的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<sup>21)</sup>。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<sup>22)</sup>。

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言える。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、プ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<sup>23)</sup>、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<sup>24)</sup>。しかしながら、プ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、プ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・カーターにより発表され<sup>25)</sup>、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、

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

と表される。ただし、ここで  $\ln(m_{x,t})$  は年齢別死亡率の対数值、 $a_x$  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変化率を表し<sup>26)</sup>、 $\varepsilon_{x,t}$  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・

20) 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」。

21) 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」『厚生指針』第42巻7号, pp.9-15。

22) 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。

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

24) 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。

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

26) 左辺が死亡率の対数值なので、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。

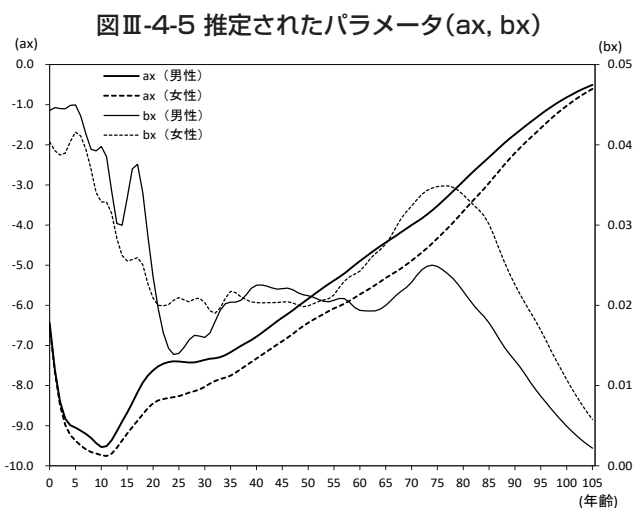
カーター・モデルの利点を踏まえつつ、わが国の死亡状況に適合するよう必要な修正を行った、修正リー・カーター・モデルを用いて将来生命表が作成されている。

### (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わが国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わが国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。ただし、 $\tau_{y,t}$  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、実際のパラメータ推定は、この式を変形して対数死亡率の逆関数を  $v_{y,t} = f_t + g_t x + a_y$  と表し、さらに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<sup>27)</sup>、 $S_t$  と  $g_t$  から  $f_t$  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日本版死亡データベースによる昭和45(1970)～平成27(2015)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、 $a_x$  とし直近4年間の平均値を取り、行列  $\ln(m_{x,t}) - a_x$  に特異値分解を施して、第一特異値に対応する項に基づきパラメータ  $k_p$ 、 $b_x$  を推定した<sup>28)</sup> (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<sup>29)</sup>) 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、男女の死亡指数を組み合わせた行列に特異値分解を行い、第一特異値に対応する項の時系列変化



図Ⅲ-4-5 推定されたパラメータ(ax, bx)

27) 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。

28) 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  $\ln(m_{x,t}) - a_x$  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。

29) 指数関数は  $k_t = \alpha_1 \exp(\alpha_2 t) + \alpha_3$ 、対数関数は  $k_t = \beta_1 \ln(t + \beta_2) + \beta_3$  として当てはめた。ここで  $t$  は時間、 $\alpha_n$  と  $\beta_n$  は定数である。

に対して関数あてはめを行った後、男女別の死亡指数を推計した。なお、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、下限を推移する低死亡率推計である「死亡低位」仮定を付加した<sup>30)</sup>(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。

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平成77(2065)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。

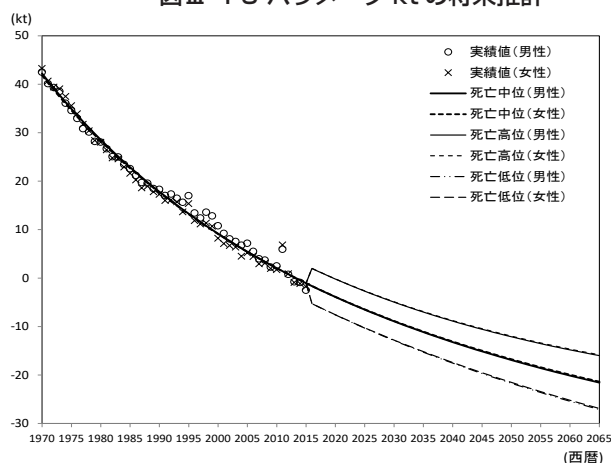
#### (4) 将来生命表の推計結果

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。

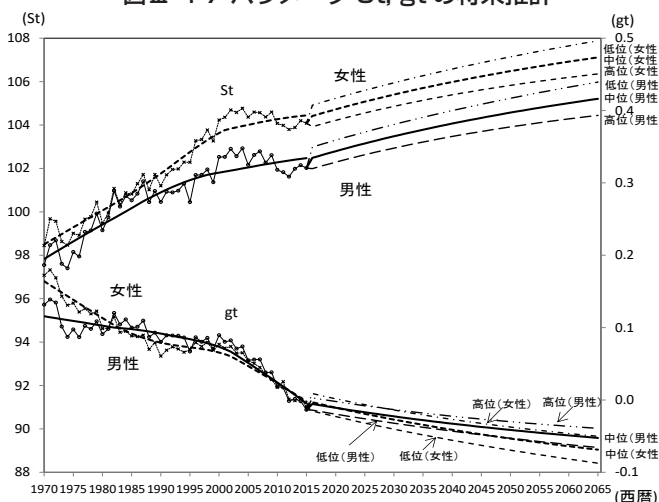
##### 1) 死亡中位の仮定について

標準的な将来生命表に基づくと、平成27(2015)年に男性80.75年、女性86.98年であった平均寿命(日本版死亡データベ

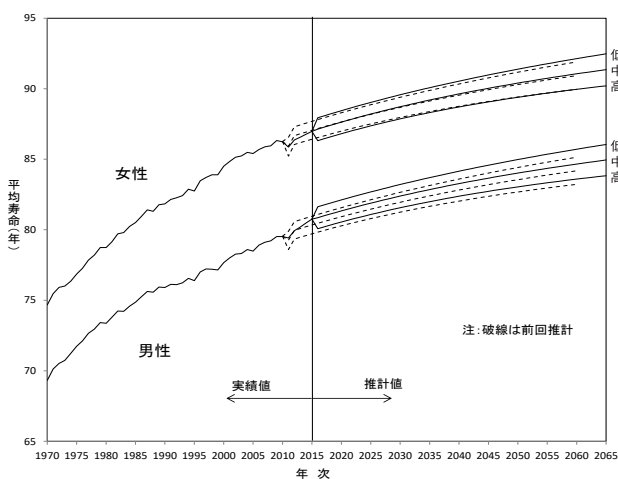
図Ⅲ-4-6 パラメータ  $k_t$  の将来推計



図Ⅲ-4-7 パラメータ  $S_t, g_t$  の将来推計



図Ⅲ-4-8 平均寿命の推移：中位・高位・低位推計



30) ブートストラップ法とは、パラメータ $\theta$ 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。

ース) は、平成52(2040)年に男性83.27年、女性89.63年となり、平成77(2065)年には男性84.95年、女性91.35年となる。

## 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、平均寿命は平成52(2040)年に男性82.38年、女性88.71年となり、平成77(2065)年には男性83.83年、女性90.21年となる。

## 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、平均寿命は平成52(2040)年に男性84.15年、女性90.54年となり、平成77(2065)年には男性86.05年、女性92.48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。近年では同時多発テロ(2001年)、新型肺炎の発生(2002~3年)、リーマンショック(2008年)、及び東日本大震災(2011年)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・率の実績値の動向をみると、日本人と外国人では異なった推移傾向を示している。また人口学的にみると日本人の移動は人口の年齢構造による影響を受けるが、外国人の場合にはわが国の人口規模あるいは年齢構造との関係は限定的である。そのため、本推計においては国際人口移動の仮定は日本人と外国人に分け、日本人については入国超過率、外国人については入国超過数を基礎として仮定値の設定を行った。

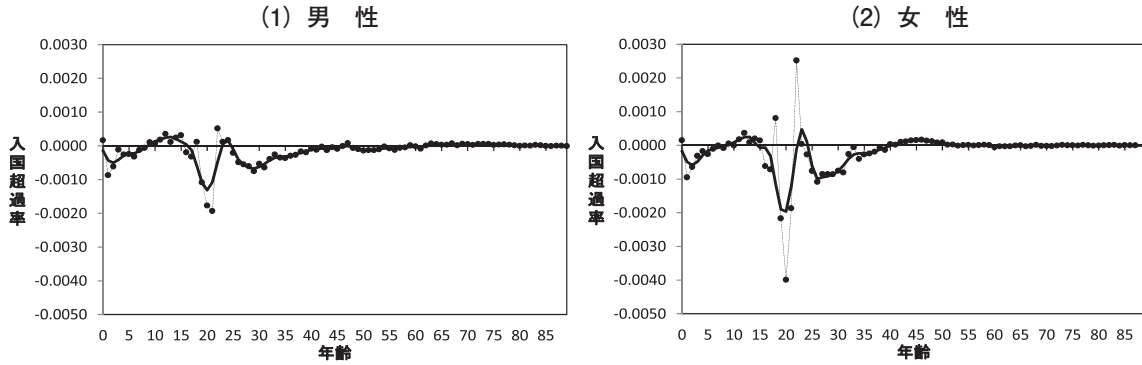
### 1) 日本人の国際人口移動

日本人の国際人口移動の実績については、年による変化も見られるものの、概ね出国超過の傾向がみられ、男女別にみた入国超過率(純移動率)の年齢パターンは比較的安定していることから、本推計においては近年の平均的な男女・年齢別入国超過率が継続するものとした。具体的には、平成22(2010)~27(2015)年(前年10月→当該年9月)の間における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4か年の値を用いた)、これらから偶然変動を除くための平滑化を行い、平成28(2016)年以降における日本人の入国超過率とした(図Ⅲ-5-1)。

### 2) 外国人の国際人口移動

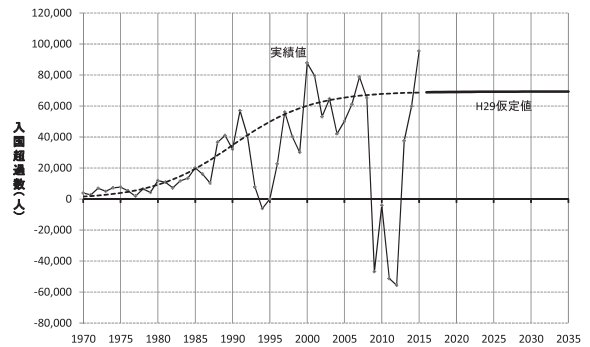
外国人の国際人口移動の実績をみると、不規則な上下動を繰り返しつつも、概ね入国超過数が増加する傾向が続いてきた。ただし、直近の年次においてはリーマンショックや東日本大震災に起因する大規模な出国超過が生じるなど、外国人の出入国傾向は短期間に大きな変動を示している。そこで、外国人の国際人口移動が顕在化した昭和45(1970)年から平成27(2015)年までの外国人入国超

図Ⅲ-5-1 日本人の性、年齢別入国超過率



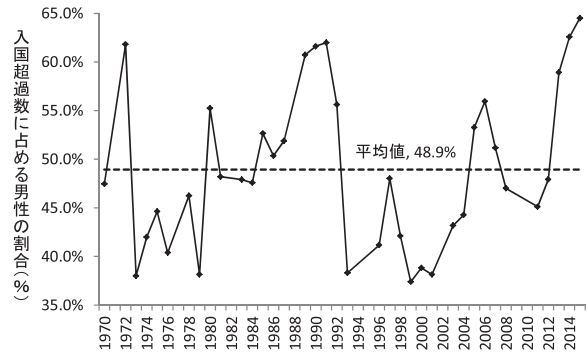
過数(男女合計)の実績値のうち、社会経済事象・災害等の影響により一時的に大きく変動したとみなされる年次のデータを除いたうえで、趨勢を将来に投影することによって平成47(2035)年までの長期的な仮定を設定した(図Ⅲ-5-2)。

図Ⅲ-5-2 外国人入国超過数の推移



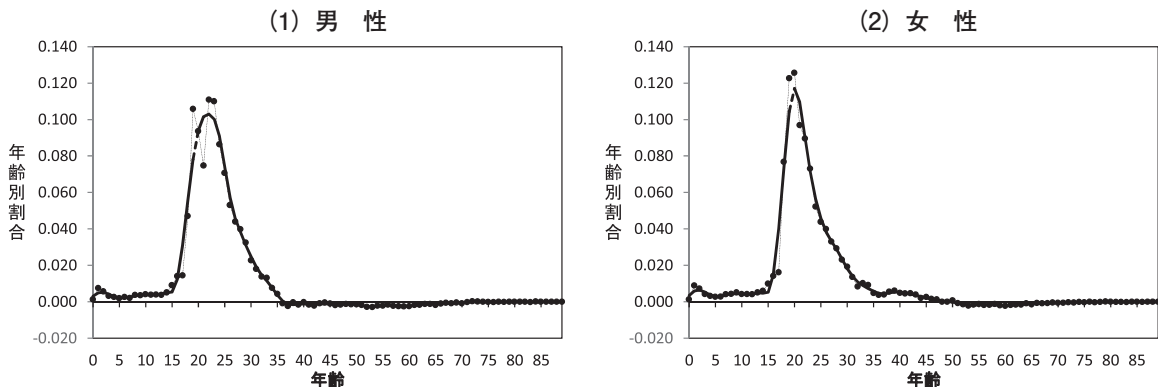
入国超過数における男女構成については、昭和45(1970)年から平成27(2015)年までの外国人入国超過数のうち男性の割合が35~65%の範囲の年次(46年次中37年次)について平均値(48.9%)を算出し、これを外国人入国超過数(男女合計)に適用することにより求めた(図Ⅲ-5-3)<sup>31)</sup>。

図Ⅲ-5-3 外国人入国超過数に占める男性の割合



さらに、それら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昭和61(1986)~平成27(2015)年について、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-5-4)<sup>32)</sup>。

図Ⅲ-5-4 男女別外国人入国超過数の年齢別割合



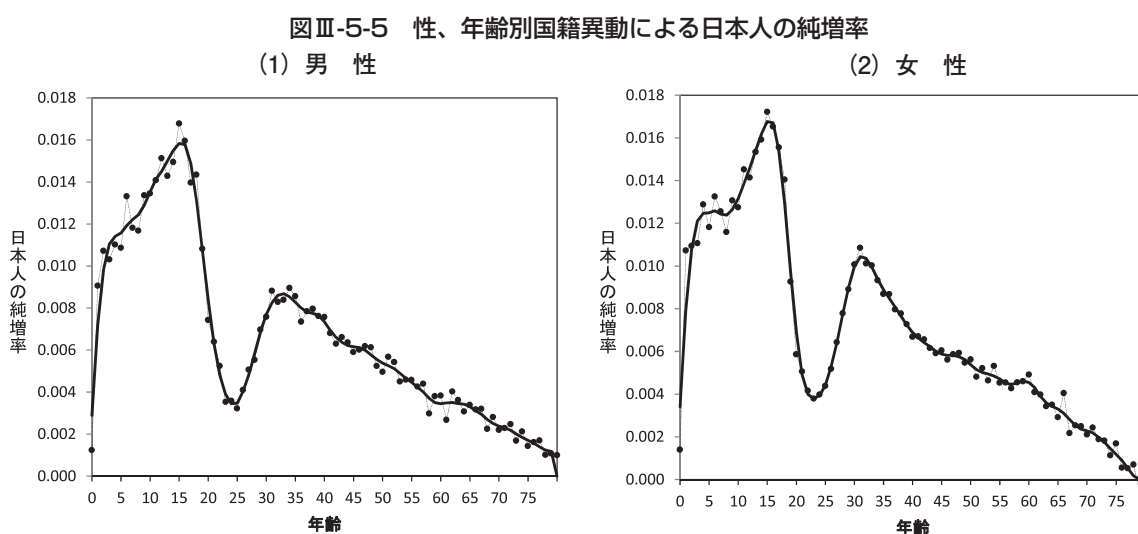
31) 除外した年次は、1971年、1993~96年、1999~2000年、2004年、2007年、2009~13年である。

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

ただし、長期的には外国人の国際人口移動の規模をわが国の人口規模と連動させる必要があるため、人口推計の過程において平成47(2035)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、平成48(2036)年以降はその率が一定となるものとして推計を行った。

### 3) 国籍異動について

本推計では出生ならびに国際人口移動の仮定において日本人と外国人を別に扱うことにより精密な総人口の推計を行うため、国籍異動を考慮している<sup>33)</sup>。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、この平成21(2009)年～平成27(2015)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-5-5)。



## 6. 長期参考推計・条件付推計について

### (1) 長期参考推計

基本推計の期間は平成77(2065)年までであるが、長期の人口推移分析の参考とするため、平成78(2066)年から平成127(2115)年について長期参考推計を行った。生残率、出生率、出生性比、国際人口移動率は平成78(2066)年以降一定とした。

### (2) 条件付推計

条件付推計とは、仮定値を機械的に変化させた際の将来人口の反応を分析するための定量的シミュレーションであり、基本推計の結果をよりよく理解するために、毎回これに合わせて実施しているものである。本資料では出生率と外国人の国際人口移動の水準を様々に変化させた際の将来人口に関する反実仮想シミュレーションの結果を示した。

出生率については、将来各年における基本推計3仮定の年齢別出生率を線形補間(補外)し、種々の水準となるように設定したものを仮定とした。設定した出生率の水準は、平成77(2065)年にお

33) 近年における国籍異動による日本人の純増数(2009～15年の平均値)は、年間11,339人である。



る合計特殊出生率(人口動態統計ベース)について、1.00, 1.20, 1.40, 1.60, 1.80, 2.00, 2.20とした。

外国人の移動仮定については、基本推計における平成47(2035)年における年間の純移入数を0万人、5万人、10万人、25万人、50万人、75万人、100万人とし、平成48(2036)年以降は基本推計と同様に、平成47(2035)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)を一定として推計を行った。

条件付推計の結果として、各条件下における総人口推移ならびに老年人口割合の推移を比較表として掲載した。

\*本推計の基本推計においては、「推計方法の概要」に示したとおり、最新の実績データに基づいた人口統計学的投影手法を用いて出生・死亡・国際人口移動に関する仮定設定を行うことにより、結果の客観性、中立性を確保しており、将来推計人口はこの手順によってのみ多様な分野における計画立案等の共通の指針となりうる(仮定設定の方法から、基本推計は現在の社会変化の趨勢が継続した場合に実現する人口と理解できる)。一方で、条件付推計は目的が異なり、任意の仮定を置くことにより、その人口動態ならびに人口構造への帰結を観察・分析しようとするものである。利用に際しては、これらの区別に十分留意されたい。

日本の将来推計人口(平成29年推計)

《結果および仮定の要約》

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 [1.44]	高位仮定 [1.65]	低位仮定 [1.25]	平成24年推計 中位仮定 [1.35]
死亡率仮定 [長期の平均寿命]		死亡中位仮定 [男=84.95年] [女=91.35年]			男=84.19年 女=90.93年
総 人 口	平成27(2015)年	12,709万人 ↓	12,709万人 ↓	12,709万人 ↓	12,660万人 ↓
	平成52(2040)年	11,092万人 ↓	11,374万人 ↓	10,833万人 ↓	10,728万人 ↓
	平成72(2060)年	9,284万人	9,877万人	8,763万人	8,674万人
	平成77(2065)年	8,808万人	9,490万人	8,213万人	
年 少 ( 0 ~ 14 歳 ) 人 口	平成27(2015)年	1,595万人 12.5% ↓	1,595万人 12.5% ↓	1,595万人 12.5% ↓	1,583万人 12.5% ↓
	平成52(2040)年	1,194万人 10.8% ↓	1,372万人 12.1% ↓	1,027万人 9.5% ↓	1,073万人 10.0% ↓
	平成72(2060)年	951万人 10.2%	1,195万人 12.1%	750万人 8.6%	791万人 9.1%
	平成77(2065)年	898万人 10.2%	1,159万人 12.2%	684万人 8.3%	
生 産 年 齢 ( 15 ~ 64 歳 ) 人 口	平成27(2015)年	7,728万人 60.8% ↓	7,728万人 60.8% ↓	7,728万人 60.8% ↓	7,682万人 60.7% ↓
	平成52(2040)年	5,978万人 53.9% ↓	6,081万人 53.5% ↓	5,885万人 54.3% ↓	5,787万人 53.9% ↓
	平成72(2060)年	4,793万人 51.6%	5,142万人 52.1%	4,472万人 51.0%	4,418万人 50.9%
	平成77(2065)年	4,529万人 51.4%	4,950万人 52.2%	4,147万人 50.5%	
老 年 ( 65 歳 以 上 ) 人 口	平成27(2015)年	3,387万人 26.6% ↓	3,387万人 26.6% ↓	3,387万人 26.6% ↓	3,395万人 26.8% ↓
	平成52(2040)年	3,921万人 35.3% ↓	3,921万人 34.5% ↓	3,921万人 36.2% ↓	3,868万人 36.1% ↓
	平成72(2060)年	3,540万人 38.1%	3,540万人 35.8%	3,540万人 40.4%	3,464万人 39.9%
	平成77(2065)年	3,381万人 38.4%	3,381万人 35.6%	3,381万人 41.2%	

推計結果の要約（死亡高位推計）

出生率仮定 [長期の合計特殊 出生率]		中位仮定 [ 1.44 ]	高位仮定 [ 1.65 ]	低位仮定 [ 1.25 ]	平成24年推計 中位仮定 [ 1.35 ]
死亡率仮定 [長期の平均寿命]		死亡高位仮定 [ 男=83.83年 ] [ 女=90.21年 ]			男=83.22年 女=89.96年
総 人 口	平成27(2015)年	12,709万人 ↓	12,709万人 ↓	12,709万人 ↓	12,626万人 ↓
	平成52(2040)年	10,953万人 ↓	11,235万人 ↓	10,695万人 ↓	10,607万人 ↓
	平成72(2060)年	9,122万人	9,715万人	8,601万人	8,532万人
	平成77(2065)年	8,640万人	9,322万人	8,046万人	
年少 ( 0 ～ 14 歳 ) 人口	平成27(2015)年	1,595万人 12.5% ↓	1,595万人 12.5% ↓	1,595万人 12.5% ↓	1,582万人 12.5% ↓
	平成52(2040)年	1,193万人 10.9% ↓	1,371万人 12.2% ↓	1,027万人 9.6% ↓	1,073万人 10.1% ↓
	平成72(2060)年	950万人 10.4%	1,194万人 12.3%	749万人 8.7%	790万人 9.3%
	平成77(2065)年	897万人 10.4%	1,158万人 12.4%	684万人 8.5%	
生産 年齢 ( 15 ～ 64 歳 ) 人口	平成27(2015)年	7,728万人 60.8% ↓	7,728万人 60.8% ↓	7,728万人 60.8% ↓	7,678万人 60.8% ↓
	平成52(2040)年	5,968万人 54.5% ↓	6,071万人 54.0% ↓	5,875万人 54.9% ↓	5,778万人 54.5% ↓
	平成72(2060)年	4,782万人 52.4%	5,131万人 52.8%	4,462万人 51.9%	4,410万人 51.7%
	平成77(2065)年	4,519万人 52.3%	4,939万人 53.0%	4,137万人 51.4%	
老年 ( 65 歳 以上 ) 人口	平成27(2015)年	3,387万人 26.6% ↓	3,387万人 26.6% ↓	3,387万人 26.6% ↓	3,365万人 26.7% ↓
	平成52(2040)年	3,793万人 34.6% ↓	3,793万人 33.8% ↓	3,793万人 35.5% ↓	3,756万人 35.4% ↓
	平成72(2060)年	3,390万人 37.2%	3,390万人 34.9%	3,390万人 39.4%	3,332万人 39.1%
	平成77(2065)年	3,225万人 37.3%	3,225万人 34.6%	3,225万人 40.1%	

推計結果の要約（死亡低位推計）

出生率仮定 [長期の合計特殊 出生率]		中位仮定 [ 1.44 ]	高位仮定 [ 1.65 ]	低位仮定 [ 1.25 ]	平成24年推計 中位仮定 [ 1.35 ]
死亡率仮定 [長期の平均寿命]		死亡低位仮定 [ 男=86.05年 ] [ 女=92.48年 ]			男=85.14年 女=91.90年
総 人 口	平成27(2015)年	12,709万人 ↓	12,709万人 ↓	12,709万人 ↓	12,692万人 ↓
	平成52(2040)年	11,228万人 ↓	11,511万人 ↓	10,969万人 ↓	10,848万人 ↓
	平成72(2060)年	9,444万人	10,038万人	8,922万人	8,815万人
	平成77(2065)年	8,974万人	9,657万人	8,378万人	
年 少 （ 0 ～ 14 歳 ） 人 口	平成27(2015)年	1,595万人 12.5% ↓	1,595万人 12.5% ↓	1,595万人 12.5% ↓	1,583万人 12.5% ↓
	平成52(2040)年	1,194万人 10.6% ↓	1,373万人 11.9% ↓	1,028万人 9.4% ↓	1,074万人 9.9% ↓
	平成72(2060)年	952万人 10.1%	1,196万人 11.9%	751万人 8.4%	792万人 9.0%
	平成77(2065)年	898万人 10.0%	1,160万人 12.0%	685万人 8.2%	
生 産 年 齢 （ 15 ～ 64 歳 ） 人 口	平成27(2015)年	7,728万人 60.8% ↓	7,728万人 60.8% ↓	7,728万人 60.8% ↓	7,685万人 60.6% ↓
	平成52(2040)年	5,987万人 53.3% ↓	6,091万人 52.9% ↓	5,894万人 53.7% ↓	5,795万人 53.4% ↓
	平成72(2060)年	4,802万人 50.9%	5,152万人 51.3%	4,481万人 50.2%	4,426万人 50.2%
	平成77(2065)年	4,538万人 50.6%	4,960万人 51.4%	4,156万人 49.6%	
老 年 （ 65 歳 以 上 ） 人 口	平成27(2015)年	3,387万人 26.6% ↓	3,387万人 26.6% ↓	3,387万人 26.6% ↓	3,424万人 27.0% ↓
	平成52(2040)年	4,047万人 36.0% ↓	4,047万人 35.2% ↓	4,047万人 36.9% ↓	3,980万人 36.7% ↓
	平成72(2060)年	36,900万人 39.1%	3,690万人 36.8%	3,690万人 41.4%	3,597万人 40.8%
	平成77(2065)年	3,537万人 39.4%	3,537万人 36.6%	3,537万人 42.2%	

## 推計方法の要約

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12(2000)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、年長のコーホートの実績値または統計的推定値から参照コーホートの仮定値を経て、平成27(2015)年生まれコーホートまで徐々に変化し、以後は一定となるものと仮定した。

仮定の種類	出生仮定指標	前提			合計特殊出生率			平成24年推計
		現在の実績値 1964年生まれの世代		仮定 2000年生まれの世代 (参照コーホート)	平成27 (2015)年 実績	経過	平成77 (2065)年	平成72 (2060)年
中位の仮定	(1) 平均初婚年齢	26.3歳	→	28.6歳	1.45	最高値 平成27 (2015)年 1.45	1.44	1.35
	(2) 50歳時未婚率	12.0%	→	18.8%		最低値 平成36 (2024)年 1.42		
	(3) 夫婦完結出生児数	1.96人	→	1.79人				
	(4) 離死別再婚効果	0.959	→	0.955				
高位の仮定	(1) 平均初婚年齢	同上	→	28.2歳	1.45	最高値 平成36 (2024)年 1.66	1.65	1.60
	(2) 50歳時未婚率		→	13.2%		最低値 平成27 (2015)年 1.45		
	(3) 夫婦完結出生児数		→	1.91人				
	(4) 離死別再婚効果		→	0.955				
低位の仮定	(1) 平均初婚年齢	同上	→	29.0歳	1.45	最高値 平成27 (2015)年 1.45	1.25	1.12
	(2) 50歳時未婚率		→	24.7%		最低値 平成36 (2024)年 1.20		
	(3) 夫婦完結出生児数		→	1.68人				
	(4) 離死別再婚効果		→	0.955				

出生性比：平成23(2011)～27(2015)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)～平成27(2015)年の死亡実績に基づき、「死亡中位」(平成77(2065)年男性84.95年、女性91.35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83.83年、女性90.21年)、「死亡低位」(同年男性86.05年、女性92.48年)の仮定を設定した。

平均寿命	実績 平成27(2015)年	死亡中位仮定 平成77(2065)年	平成24年推計 平成72(2060)年
男性	80.75年	→ 84.95年	84.19年
女性	86.98年	→ 91.35年	90.93年

平成27(2015)年は国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」による。

### **(3) 国際人口移動仮定の要約**

日本人については、平成22(2010)～平成27(2015)年における男女年齢別入国超過率（純移動率）の平均値を一定とした。外国人については、昭和45(1970)年以降における入国超過数の趨勢を投影することによって仮定値とした。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。