

# 将来人口推計の方法と検証

## — 平成18年推計の仕組みと評価 —

平成23年9月26日

国立社会保障・人口問題研究所

<http://www.ipss.go.jp/>

# I．将来人口推計の仕組み

— 平成18年推計を中心に —

# II．将来人口推計の検証

— これまでの推計の検証と評価 —

# 基本的枠組み

## ◎ 推計の枠組み

- 推計期間：2006～2055年  
(参考推計：2056～2105年)
- 男女年齢(各歳)別：0～104歳、105歳以上  
総人口を推計

※ 平成17(2005)年までの実績データに基づき推計

## ◎ 推計方法の枠組み

- コーホート要因法

# コーホート要因法

◎ 3つの人口変動要因（出生、死亡 および人口移動）の仮定に基づいて、コーホート毎に将来人口を推計する手法

## 人口変動要因

人口を直接変えるのは、出生、死亡、移動の3要因のみ。

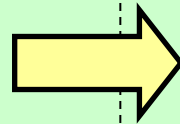
その他の要因（結婚・離婚、疾病罹患率、労働力需要・・・）は、必ずこれら3要因を媒介にして人口に影響する。

## コーホート

同じ年に生まれた人たちのこと（正確には出生コーホートと呼ばれる）。いわゆる「同世代」の人々の集団。

# コホート要因法

基準人口  
(国勢調査)

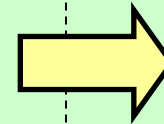


将来の仮定値

① 出生

② 死亡

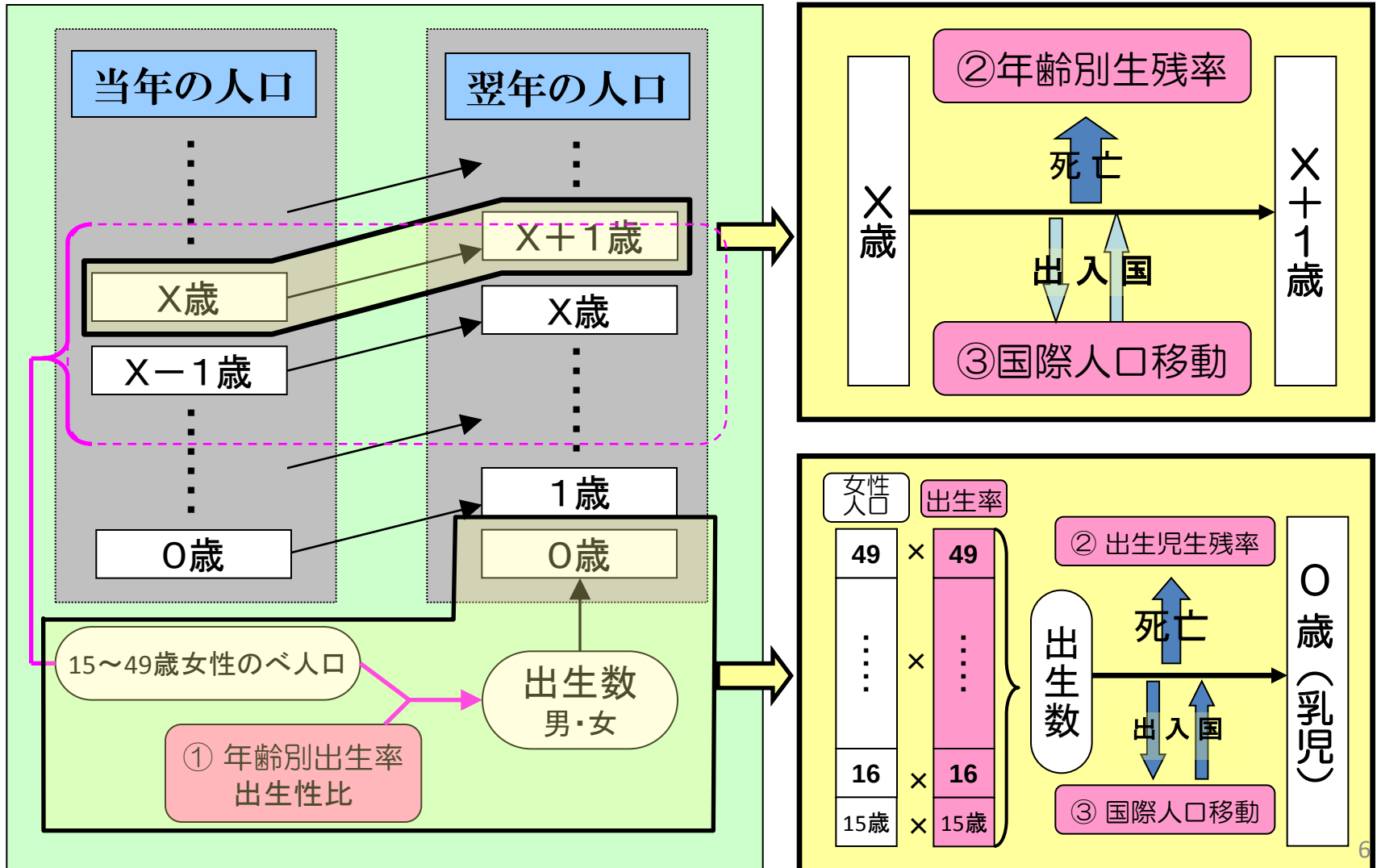
③ 国際人口移動



将来人口

# 人口推計の計算手順と仮定値

コホート要因法による人口推計の計算と仮定値の関係を示すと以下ようになる。



# コーホート要因法の要素

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
- (2) 将来の出生率(および出生性比)の仮定
- (3) 将来の生残率の仮定
- (4) 将来の国際人口移動率(数)の仮定

が必要である。

※ 平成18年推計では、(1)は国勢調査に基づく人口が用いられ、(2)～(4)の仮定については、それぞれに関する統計指標の実績値に対する人口統計学的な投影によって設定が行われた。

# (1) 基準人口

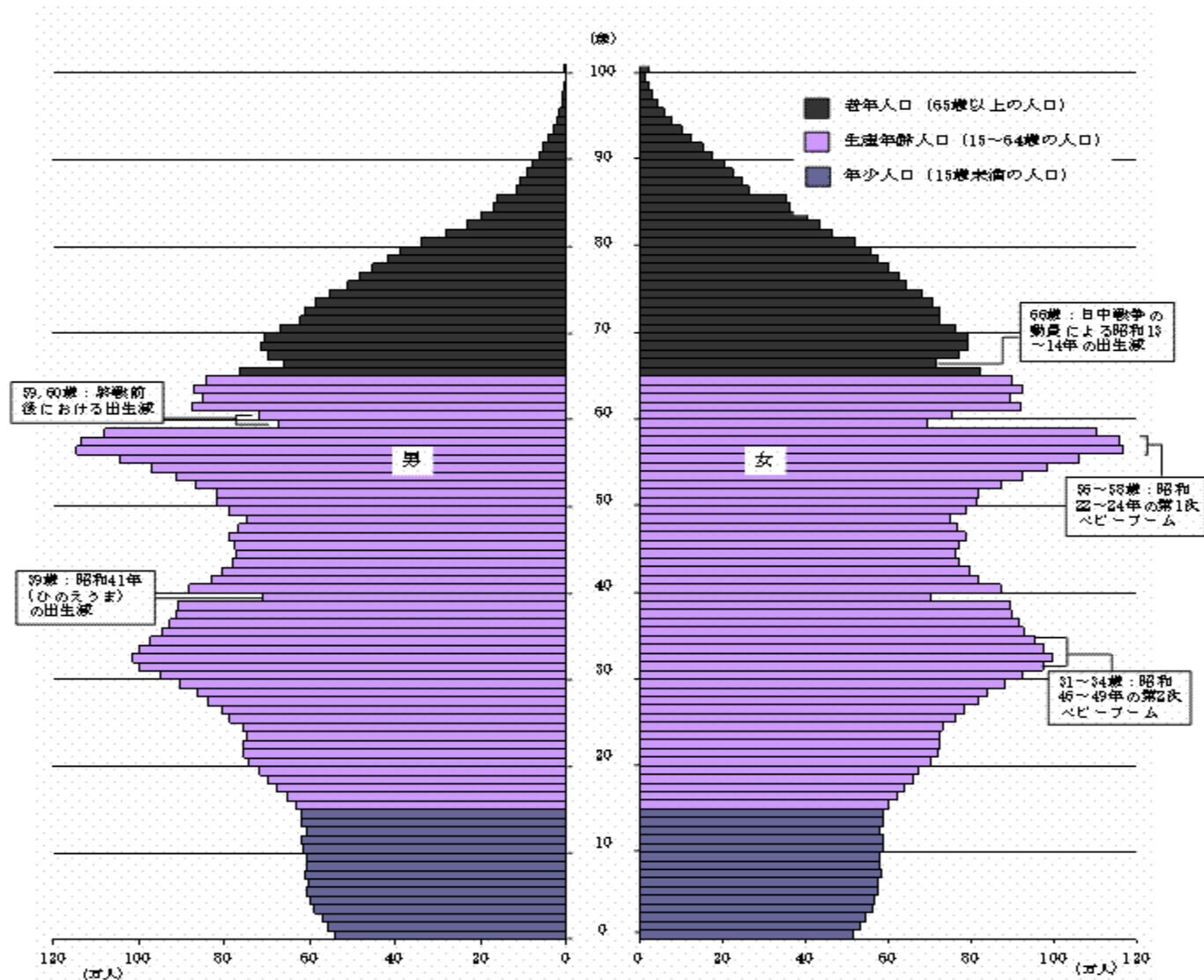
◎ 平成17(2005)年国勢調査による

- 平成17(2005)年10月1日人口
- 男女年齢(各歳)別 総人口  
年齢：0-114歳、115歳以上

… 都道府県別に年齢不詳を按分の上  
全国人口として合計

# 基準人口の姿

我が国の人口ピラミッド（平成17年10月1日現在）



総務省統計局ホームページより

## (2) 出生の仮定

### ◎ コーホート出生率法の採用

- ・女性コーホートのライフコースに沿って、出生発生過程(出生スケジュール)をモデル化して推計

出生モデル：一般化対数ガンマモデル(修正型)

- ・参照コーホートに対し、要因別投影で出生仮定値を設定

参照コーホート：1990年生まれ(推計時点15歳)

最終コーホート：2005年生まれ(推計終了時50歳)

※ 仮定値は最終コーホートまで変化が進行

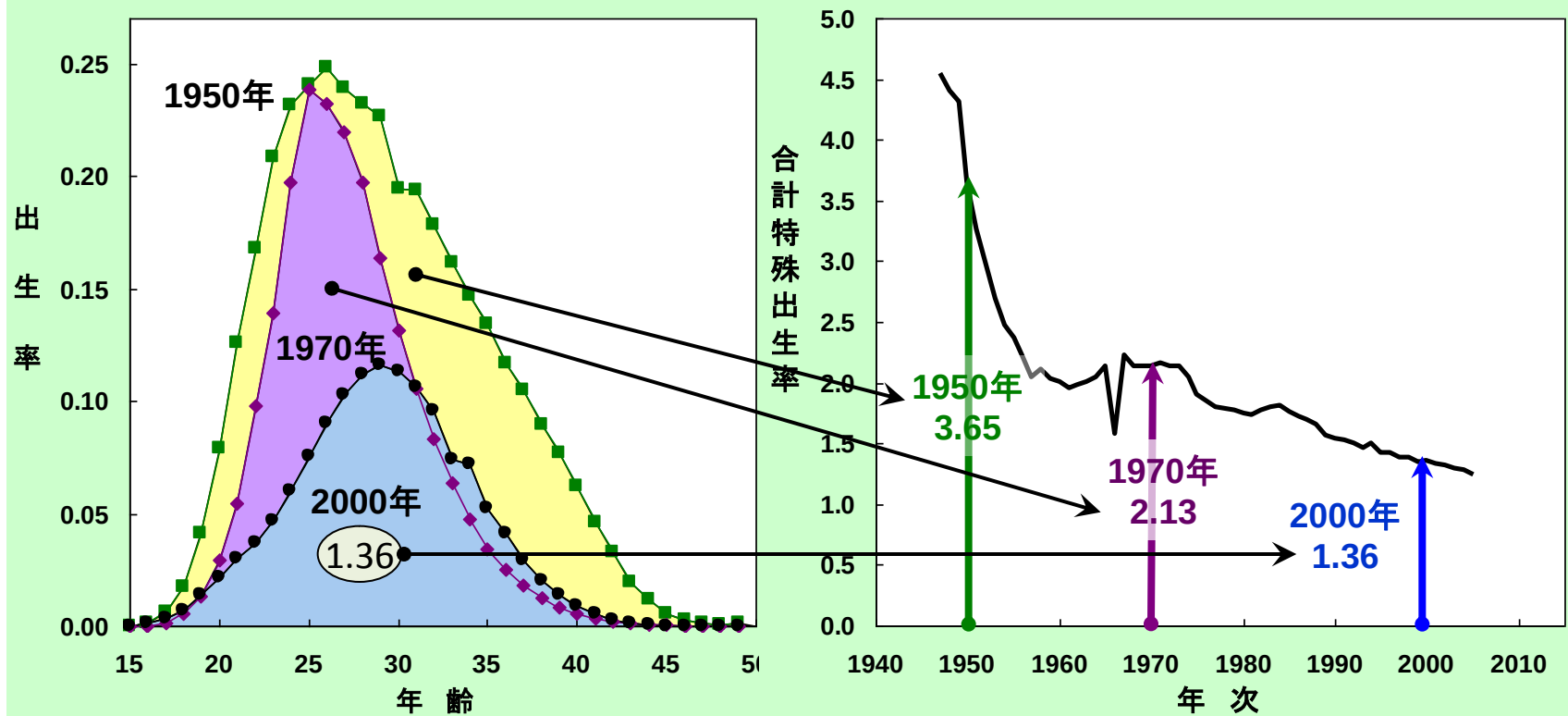
### ◎ 総人口、日本人人口別、出生率の把握

- ・総人口(外国人含む)の出生率の投影

※ 外国人の出生スケジュールは、日本人のスケジュールとの関係を把握し、日本人と連動させて投影を行う

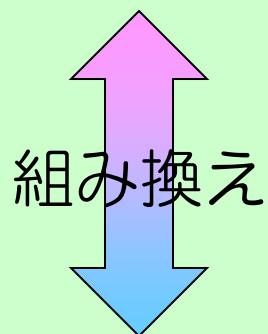
# 出生スケジュールと出生率

## 年齢別出生率と合計特殊出生率



## 2 種類の出生スケジュール

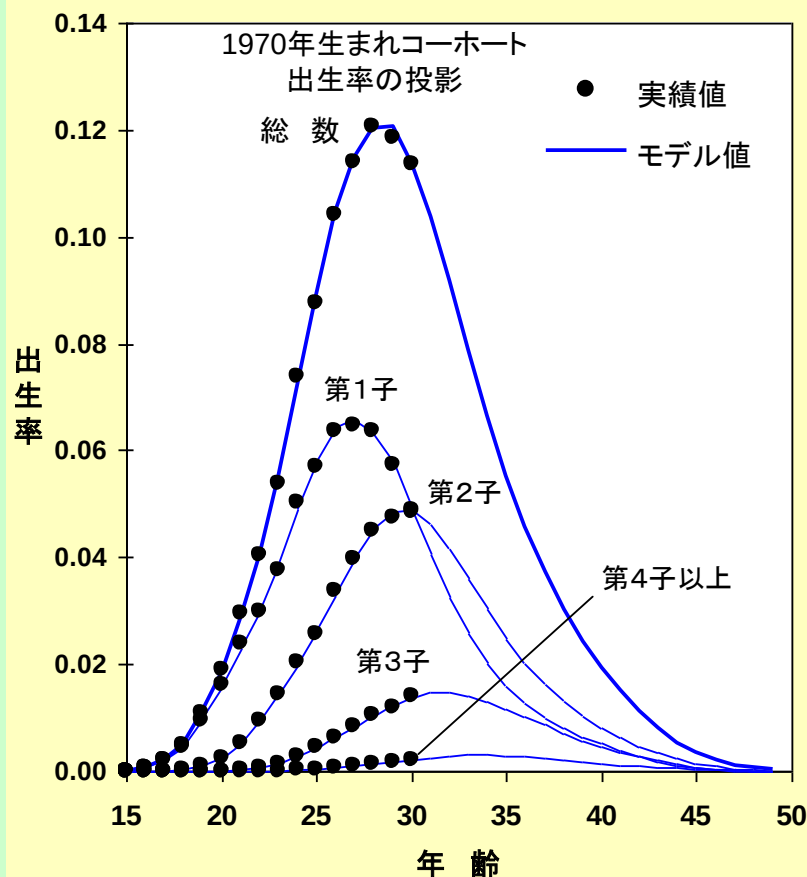
各年次の(女性)年齢別出生率



女性コーホート毎の出生スケジュール

# 出生スケジュールの投影のためのモデル

女性コーホートの年齢別出生率は、その結婚・出生行動の特徴を表すいくつかのパラメータを持つ適合的な数理モデルを用いて、出生順位別に投影を行う。



## 女性の年齢別出生率のモデル (一般化対数ガンマ分布モデル)

出生順位  $n$ , 年齢  $x$  歳の出生率  $f_n(x)$  は、

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

ただし、 $C_n$  は生涯の出生確率、 $\gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n)$  は、

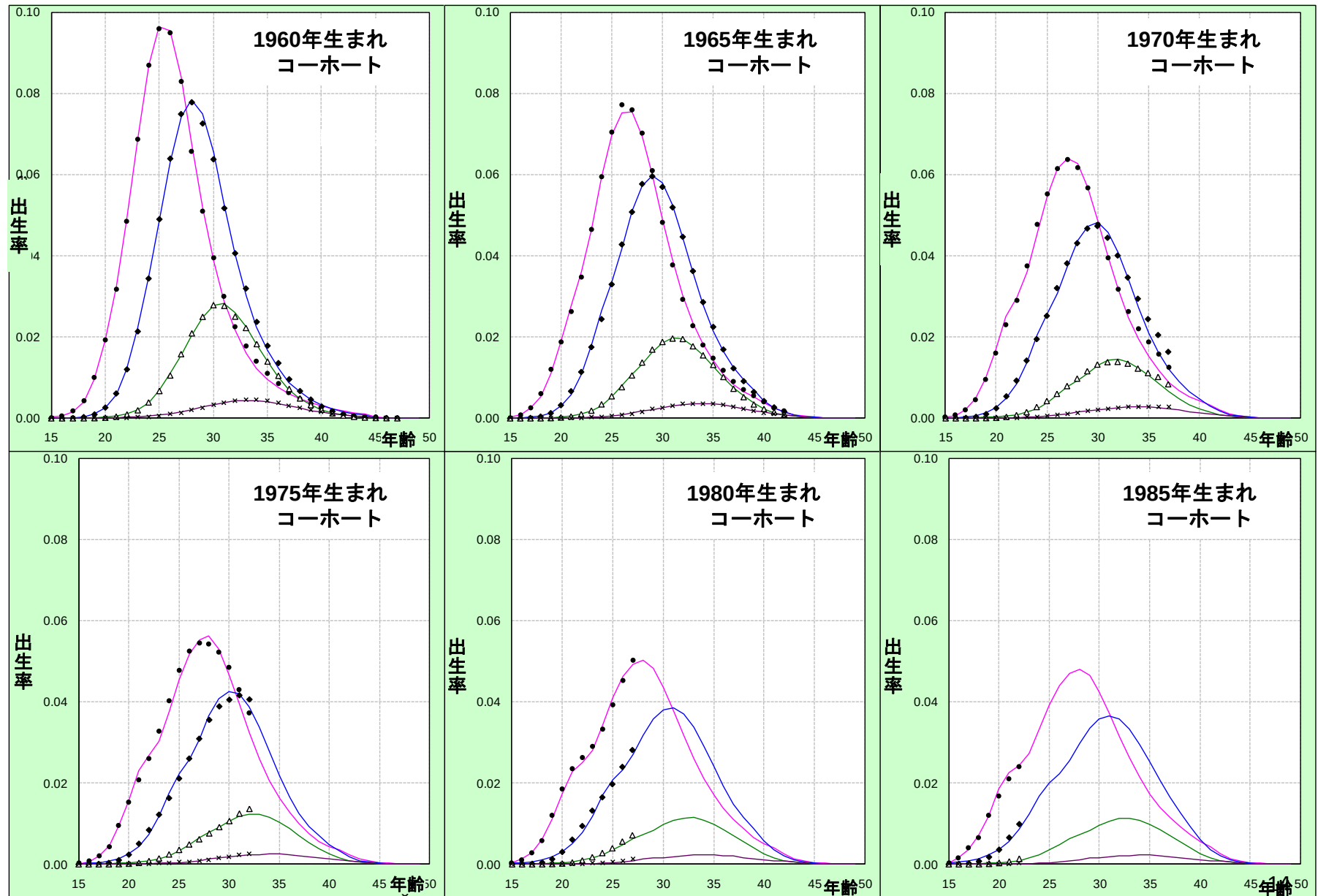
$$\frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(1/\lambda_n^2)} \left( \frac{1}{\lambda_n^2} \right)^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[ \frac{1}{\lambda_n} \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) - \frac{1}{\lambda_n^2} \exp \left\{ \lambda_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

ここで、 $\Gamma$ 、 $\exp$  はそれぞれガンマ関数、指数関数、 $C_n$ ,  $u_n$ ,  $b_n$ , および  $\lambda_n$  は出生順位  $n$  ごとのパラメータである。出生率は誤差標準パターン  $\varepsilon_n$  を加えて、

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

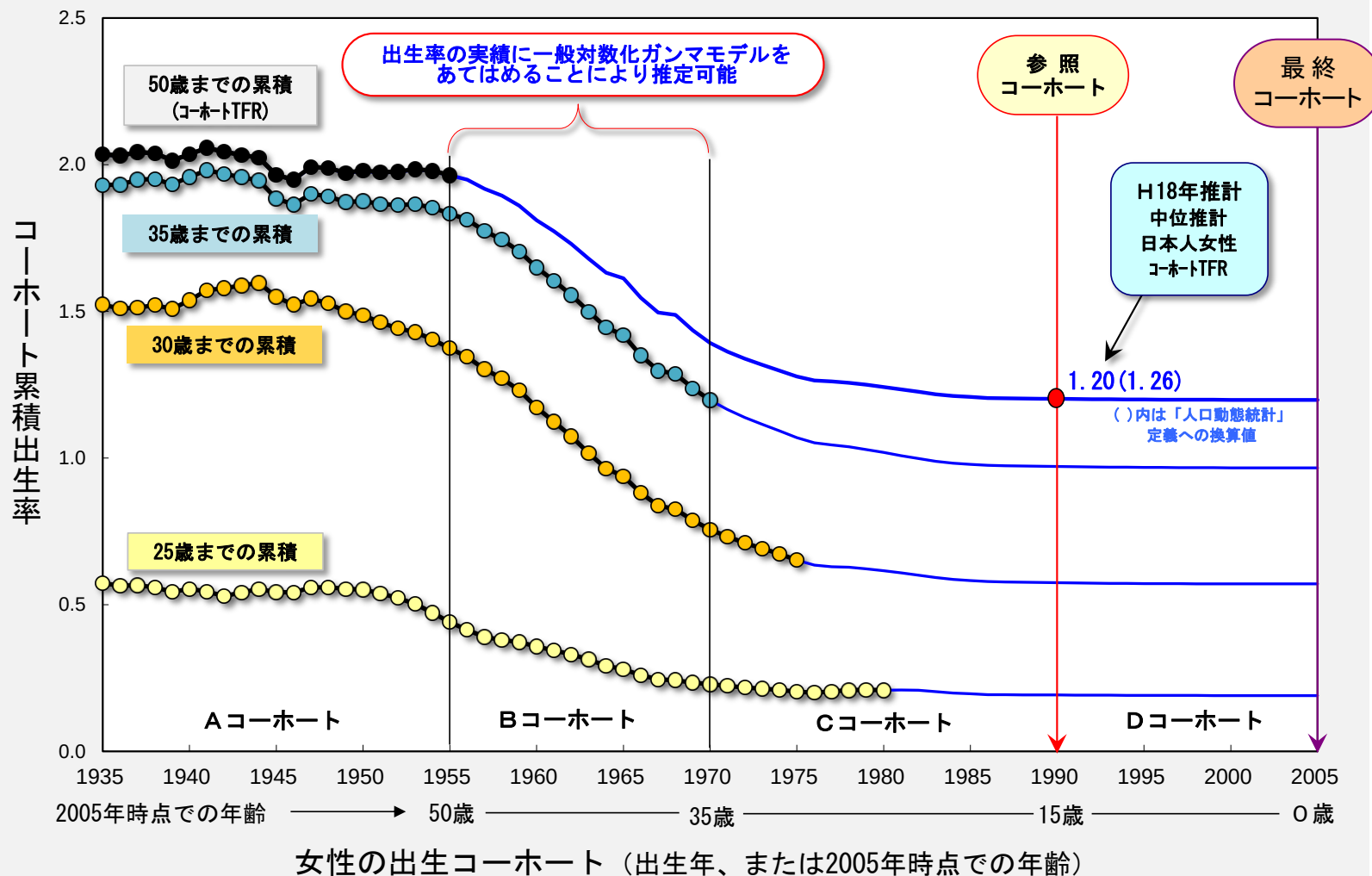
パラメータは、コーホートごとに推定される。

# コーホート出生スケジュールの実績と推定



# コーホート出生率の投影－平成18年推計

得られる実績値の範囲はコーホートによって異なり、年長世代では出生過程が完了した世代（Aコーホート）、一定程度完了した世代（Bコーホート）がある一方で、若年世代では未完了な世代（Cコーホート）や、再生産年齢期に達していない世代（Dコーホート）があり、後者では統計的手法で完結出生力水準（コーホートTFR）が得られないため、別の方法で将来を見通す必要がある。平成18年推計では参照コーホートの分析を通してこれらを推計した。



## 参照コーホートの出生仮定設定の考え方

参照コーホートの完結出生力水準（コーホートTFR）の見通しは、出生力を構成する要素に分けて、それぞれについて実測値を詳細に分析した結果を掛け合わせることで求められる。それぞれの実測値は、国勢調査、人口動態統計、出生動向基本調査の結果に基づき計測される。

参照コーホートの合計特殊出生率は以下のような変動要素によって構成される。

コーホート合計特殊出生率

$$\begin{aligned} &= (1 - \text{生涯未婚率}) \cdots \text{結婚する女性の割合} \\ &\times \text{期待夫婦完結出生児数} \\ &\times \text{結婚出生力変動係数} \\ &\times \text{離死別効果係数} \end{aligned}$$

夫婦の最終的な平均出生子ども数

離婚、死別、再婚の影響度

平均初婚年齢

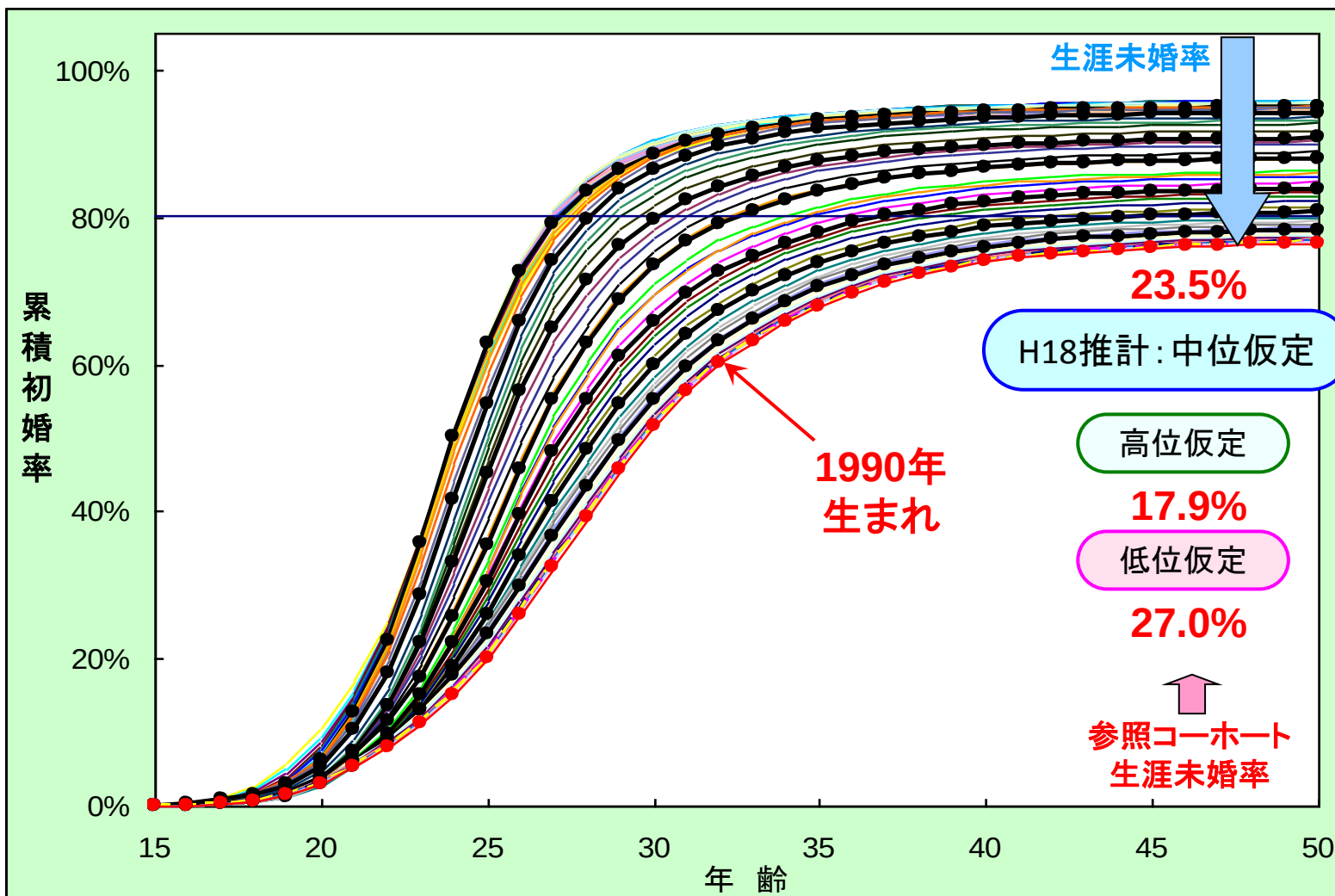
国勢調査

人口動態統計

出生動向基本調査

# コーホート累積初婚率の投影と参照コーホート生涯未婚率

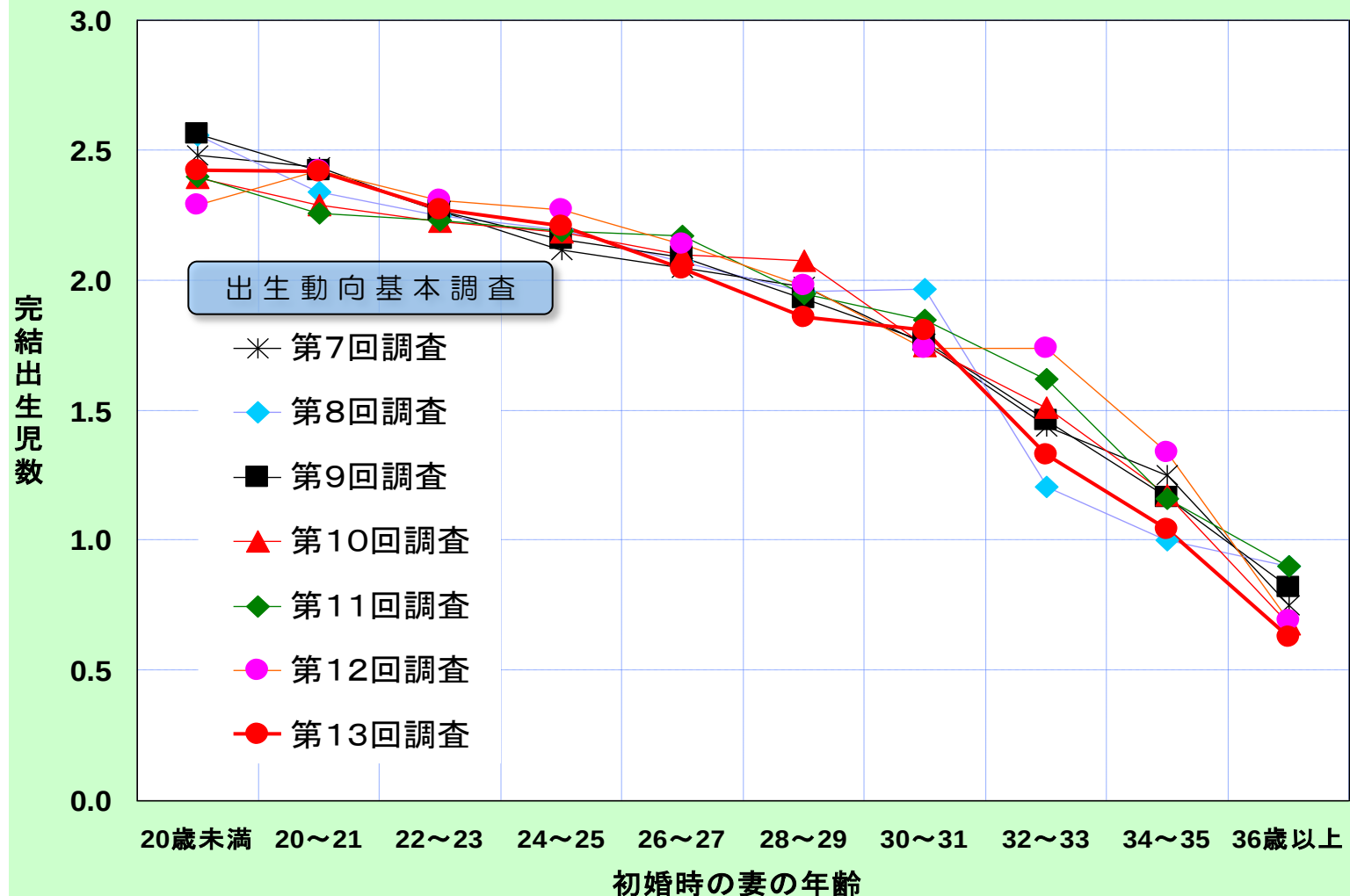
参照コーホートに至るコーホートの初婚過程の変化は、年齢別初婚ハザードのコーホート時系列変化の投影と一般化対数ガンマモデルによる年齢パターンの規則性を組み合わせて推計を行った。



※人口動態統計、婚姻統計(届出遅れ補正)から算出された初婚率に基づく年齢別ハザード率の投影に対して一般化対数ガンマモデルを当てはめてもとめた女性のコーホート別年齢累積初婚率を示す。

# 初婚年齢と夫婦の完結出生児数の関係

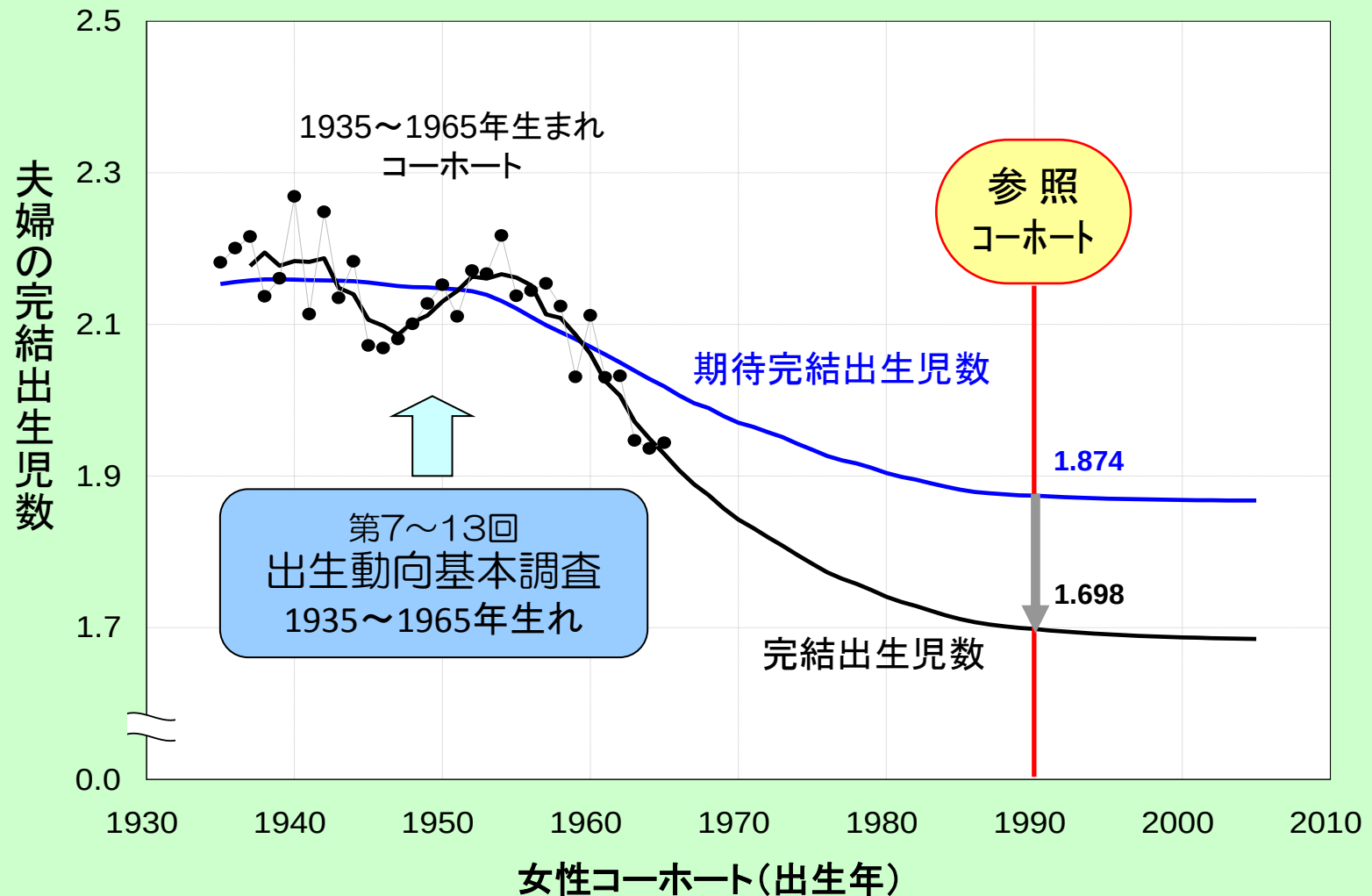
夫婦の(平均)完結出生児数は、妻の初婚年齢と安定的な関係があり、コーホートの初婚過程の推計結果に基づいて推計ができる。下図は、この関係を示す出生動向基本調査による結果である。



※ 夫婦の完結出生児数＝妻の年齢40～49歳の初婚どうし夫婦の平均出生子ども数(調査報告書における定義と異なる)。

# 期待夫婦完結出生児数と夫婦完結出生児数

妻が1960年代以降に生まれた出生途上の夫婦では、従来の妻の初婚年齢と完結出生児数との安定的な関係に変化の兆しが見られ、期待される出生児数を下回る傾向が捉えられている。



# 離死別再婚効果仮定の設定

離死別や再婚などの多様な配偶関係における出生力は、初婚どうし夫婦の出生力との相対的な関係によって把握され、出生動向基本調査の実測値を元にして離死別再婚効果係数（ $\delta$ ）が算出される。

## 配偶関係の分類（数値は1955年生まれコーホートの値）

| 配偶関係の種類(女性50歳時点) |         |        |              |               |               | 女性<br>構成比          | 平均<br>子ども数              | 初婚どうし<br>出生との比  |
|------------------|---------|--------|--------------|---------------|---------------|--------------------|-------------------------|-----------------|
| 独<br>身           | 未 婚 (n) |        |              |               |               | $\gamma$<br>(5.8%) | $Cn$<br>( $\div 0.00$ ) | $Rn$<br>(0.00)  |
|                  | 既<br>婚  | 離死別経験者 | 離 別 (d)      |               |               | $Pd$ (11.8%)       | $Cdw$<br>(1.58)         | $Rdw$<br>(0.76) |
|                  |         |        | 死 別 (w)      |               |               | $Pw$ (2.7%)        |                         |                 |
| 初婚以外夫婦           |         |        | 妻再婚          | 離別後           | $Pr.d$ (5.5%) | $Cr.$<br>(1.86)    | $Rr.$<br>(0.90)         |                 |
|                  |         |        |              | 死別後           | $Pr.w$ (0.2%) |                    |                         |                 |
|                  |         |        | 妻初婚×夫再婚 (fr) |               |               | $Pfr$ (5.1%)       | $Cfr$ (1.90)            | $Rfr$ (0.92)    |
| 初婚どうし (ff)       |         |        |              | $Pff$ (68.9%) | $Cff$ (2.07)  | $Rff$ (1.00)       |                         |                 |

$\gamma$  : 生涯未婚率

$$R_{dw} = C_{dw} / C_{ff}$$

$$R_r = C_r / C_{ff}$$

$$R_{fr} = C_{fr} / C_{ff}$$

$$R_{ff} = 1.0$$

離死別再婚効果係数( $\delta$ )の構造

$$\delta = \frac{1}{1-\gamma} \{ P_{ff} + P_{fr} R_{fr} + P_r R_r + P_{dw} R_{dw} \}$$

離婚・再婚の動向を反映

実績  
(1955年生まれ)  
 $\delta \approx 0.952$

参照  
コーホート  
**0.925**

# 参照コーホートの出生力の算定と推定

| 変数名                                                                       | 記号            | 将来推移の設定法                                                                              |
|---------------------------------------------------------------------------|---------------|---------------------------------------------------------------------------------------|
| 平均初婚年齢                                                                    | afm           | パラメータとして直接cTFRには関与しないが、CEB*を決める初婚タイミングの指標となっている                                       |
| 生涯未婚率                                                                     | $\gamma$      | 初婚推計によって決まる                                                                           |
| 夫婦完結出生児数                                                                  | CEB           | (期待夫婦完結出生児数) × (結婚出生力変動係数)                                                            |
| 期待夫婦完結出生児数                                                                | CEB*          | 初婚推計によって決まる                                                                           |
| 結婚出生力変動係数                                                                 | $\kappa$      | 実績値推移の投影から設定される                                                                       |
| 離死別再婚効果係数                                                                 | $\delta$      | 実績値推移の投影から設定される                                                                       |
| コーホート合計特殊出生率<br>算定式<br>$cTFR \sim = (1-\gamma) CEB^* (afm) \kappa \delta$ | cTFR $\sim$   | 出生率の各要素ごとの実績値推移から、それらについて今後連続的で滑らかに事態が進行した場合の推移とその帰結としての参照コーホートの状況が投影されたもの            |
| コーホート合計特殊出生率<br>実績値から<br>一般化対数ガンマモデルにより推定                                 | cTFR $\wedge$ | 上記の推移に対して、参照コーホートまでの推移については、出生過程途上にある若いコーホートの実績データ、およびライフコース上の出生率の法則性によって変動の修正が行われたもの |

### (3) 死亡の仮定

#### 生命表のリー・カーター・モデル

リー・カーターによって開発された生命表のリレーショナルモデル（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。平成18年推計においては、このリー・カーター・モデルをわが国の死亡状況に適合させるためのモデルの改善を行って将来生命表の作成を行った。

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

$\ln(m_{x,t})$  年次(  $t$  )、年齢(  $x$  )の死亡率の対数値

$a_x$  「平均的な」年齢別死亡率

$k_t$  死亡の一般的水準(死亡指数)

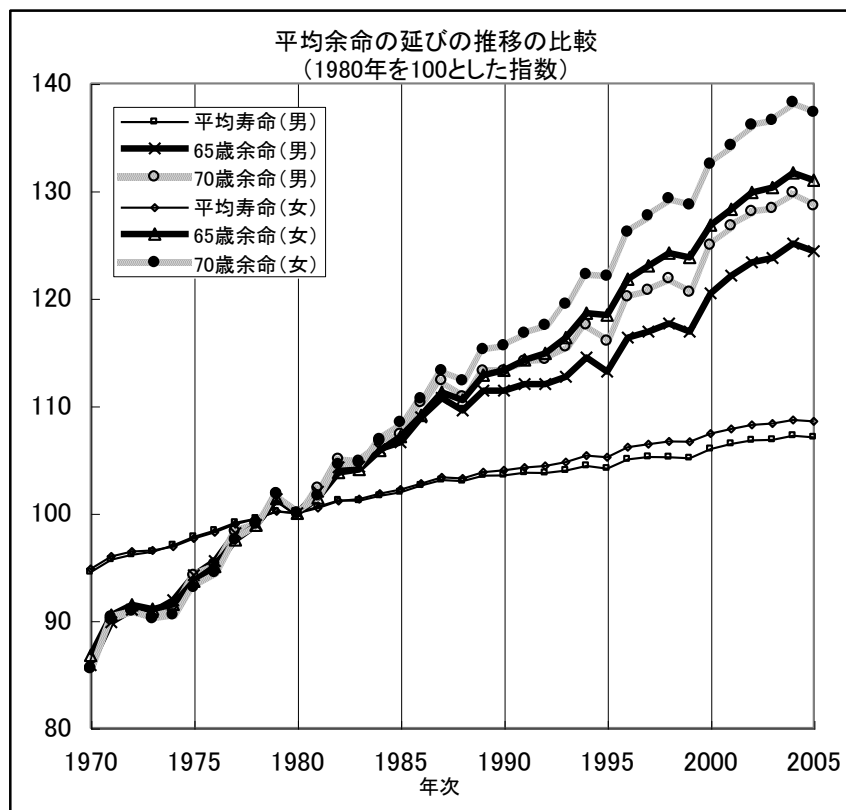
$b_x$   $k_t$  が変化するときの年齢別死亡率の変化

$\varepsilon_{x,t}$  平均 0 の残差項

# 死亡仮定の設定

## モデル改善の視点

近年のわが国の死亡率改善は男女とも高齢層で著しい。また、1990年代に男性の改善度にやや遅れが見られたが、その後は女性と同様に改善が進んでいる。このように世界最高水準の平均寿命を保ちつつ、なお改善を続けるわが国の死亡率の今後の推移や到達水準については、その不確実性にも留意する必要がある。



→ 以上の視点を踏まえ、平成18年推計においては以下のような改善を行って将来生命表の作成を行った。

- ・ 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。

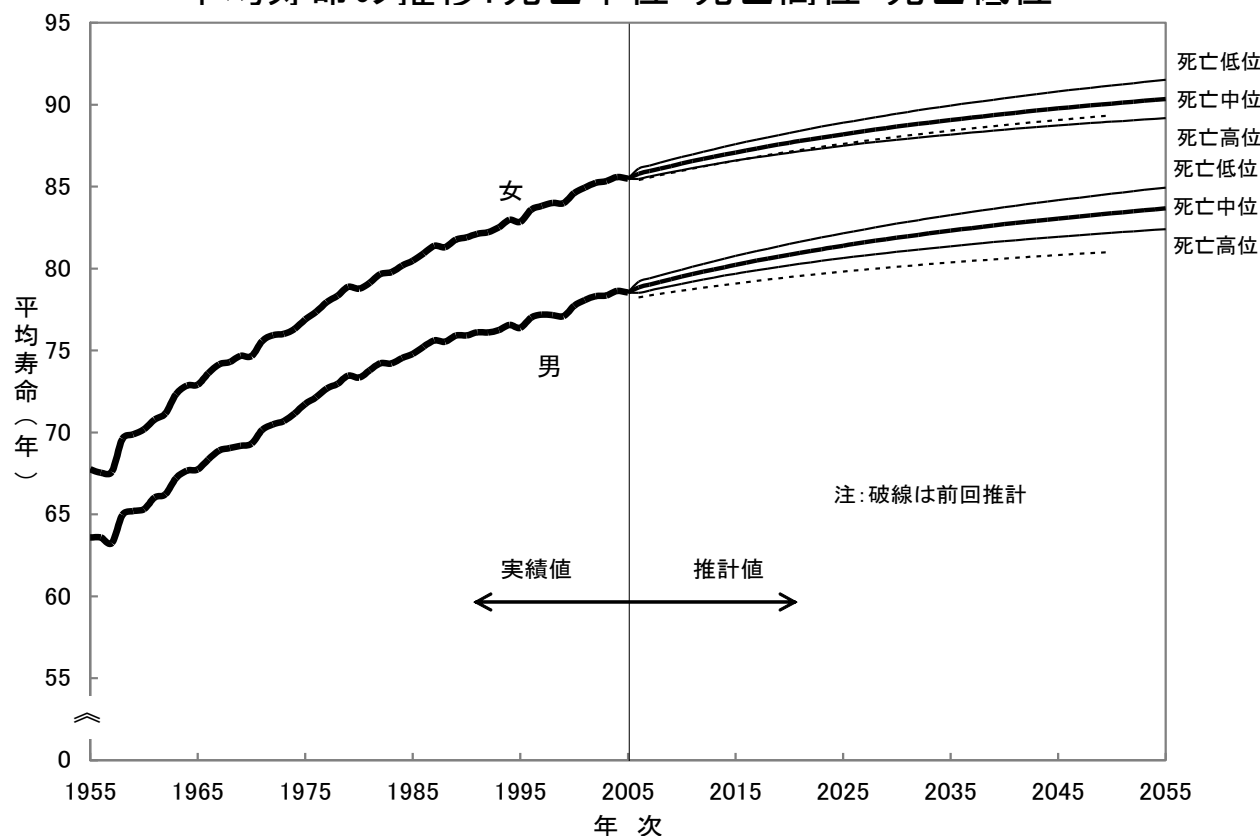
- ・ わが国の死亡率の今後の推移や到達水準については、その不確実性が高いと考えられることから、パラメータの信頼区間に従い、複数の仮定を与えることによって一定の幅による推計を行った。

# 死亡仮定の設定

## 平均寿命の見通し

平成17(2005)年に男性 78.53年,女性 85.49年であった平均寿命は、将来生命表に基づくと、死亡中位では平成67(2055)年に男性 83.67年,女性 90.34年に到達する。また、死亡高位では男性 82.41年,女性 89.17年、死亡低位では男性 84.93年,女性 91.51年となる。

平均寿命の推移: 死亡中位・死亡高位・死亡低位

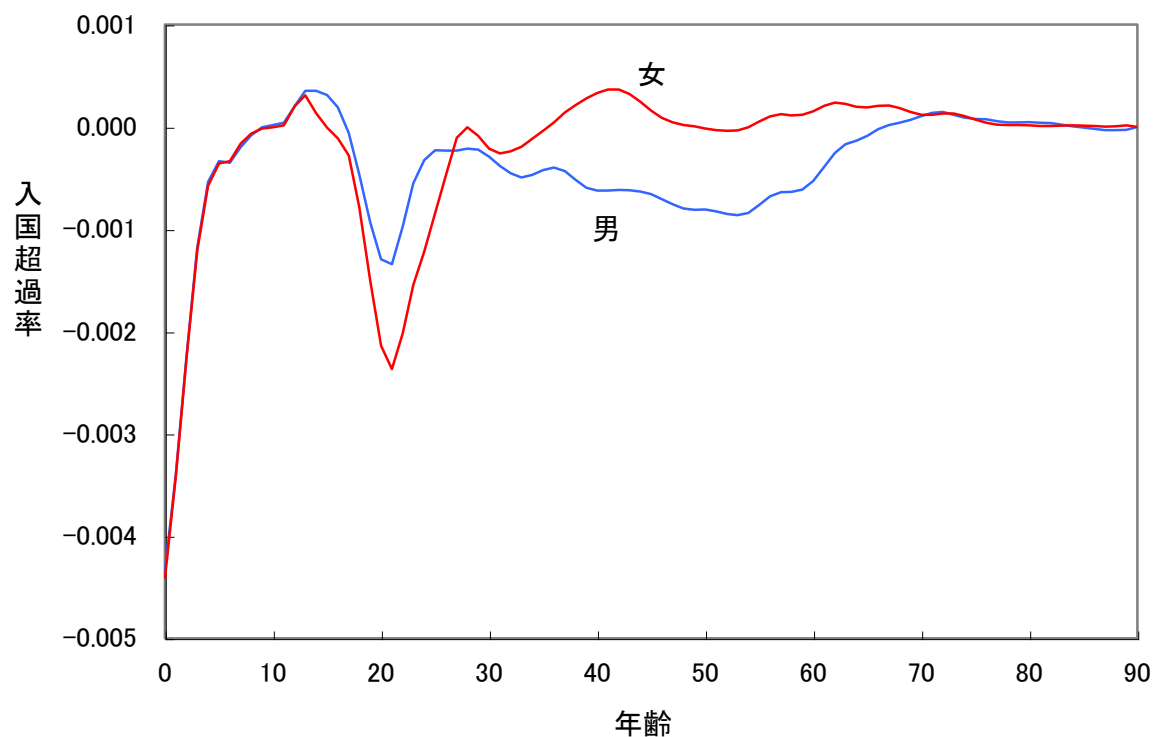


## (4) 国際人口移動の仮定

### 日本人の入国超過率

日本人の将来の入国超過率は、1995年10月～2005年9月(同時多発テロおよび新型コロナウイルスの影響年を除く)の男女・年齢(各歳)別入国超過率の実績値を平均化し、これが続くものと仮定した。

「日本人」の男女・年齢別 入国超過率



※2000～2005年の平均値を平滑化

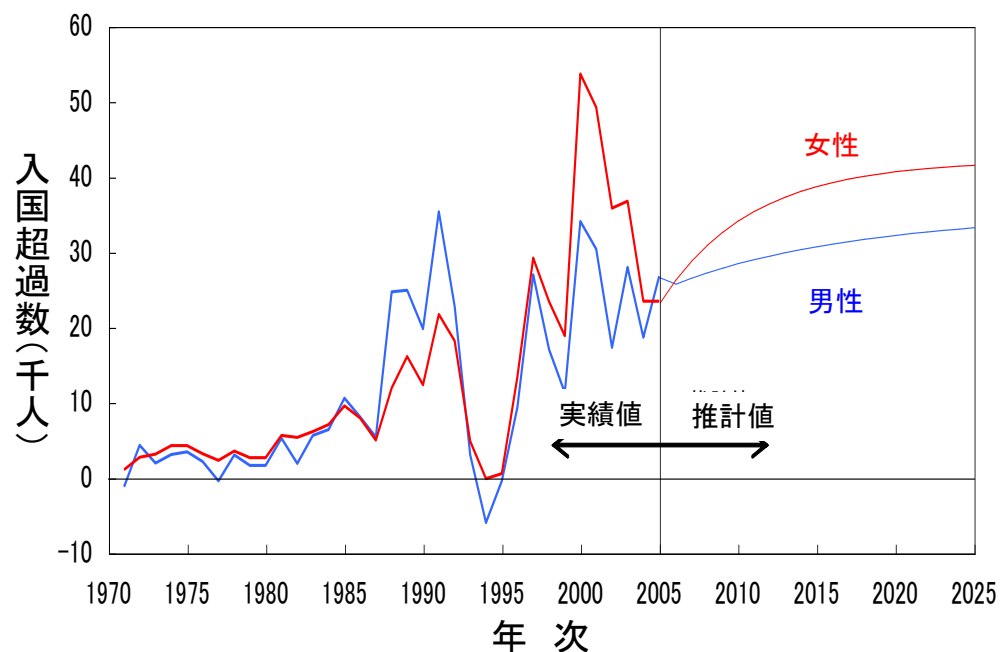
※「日本人」とは、日本国内に在住する日本国籍を有する者

# 国際人口移動仮定の設定

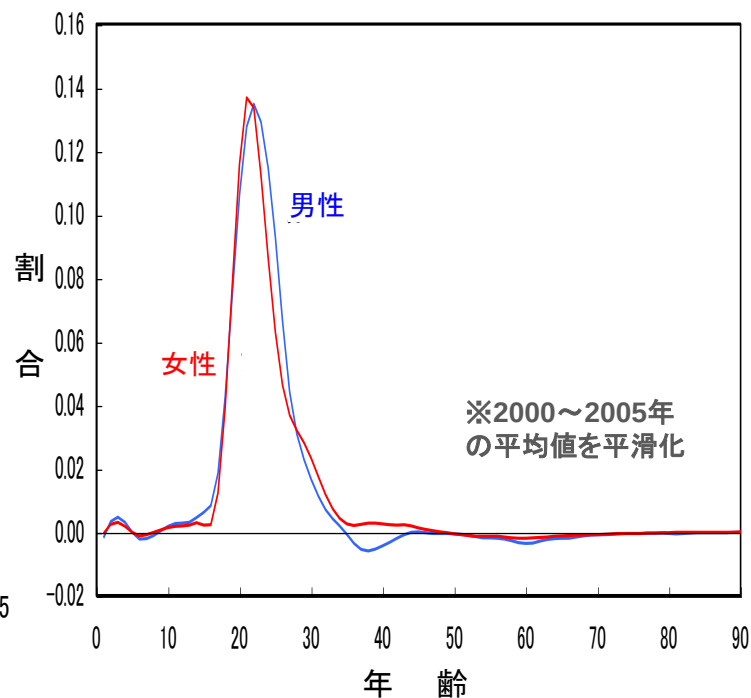
## 外国人の入国超過数

外国人の今後の国際人口移動については、過去の実績値の趨勢に基づき、入国超過数が、2006年男性2.5万人、女性2.6万人から、2025年に男性3.3万人、女性4.2万人となり、その後一定で推移するものとして仮定した。ただし、年齢分布は一定とした。

「外国人」の男女別 入国超過数



「外国人」の男女別 入国超過年齢分布



## Ⅱ．将来人口推計の検証

—これまでの推計の検証と評価—

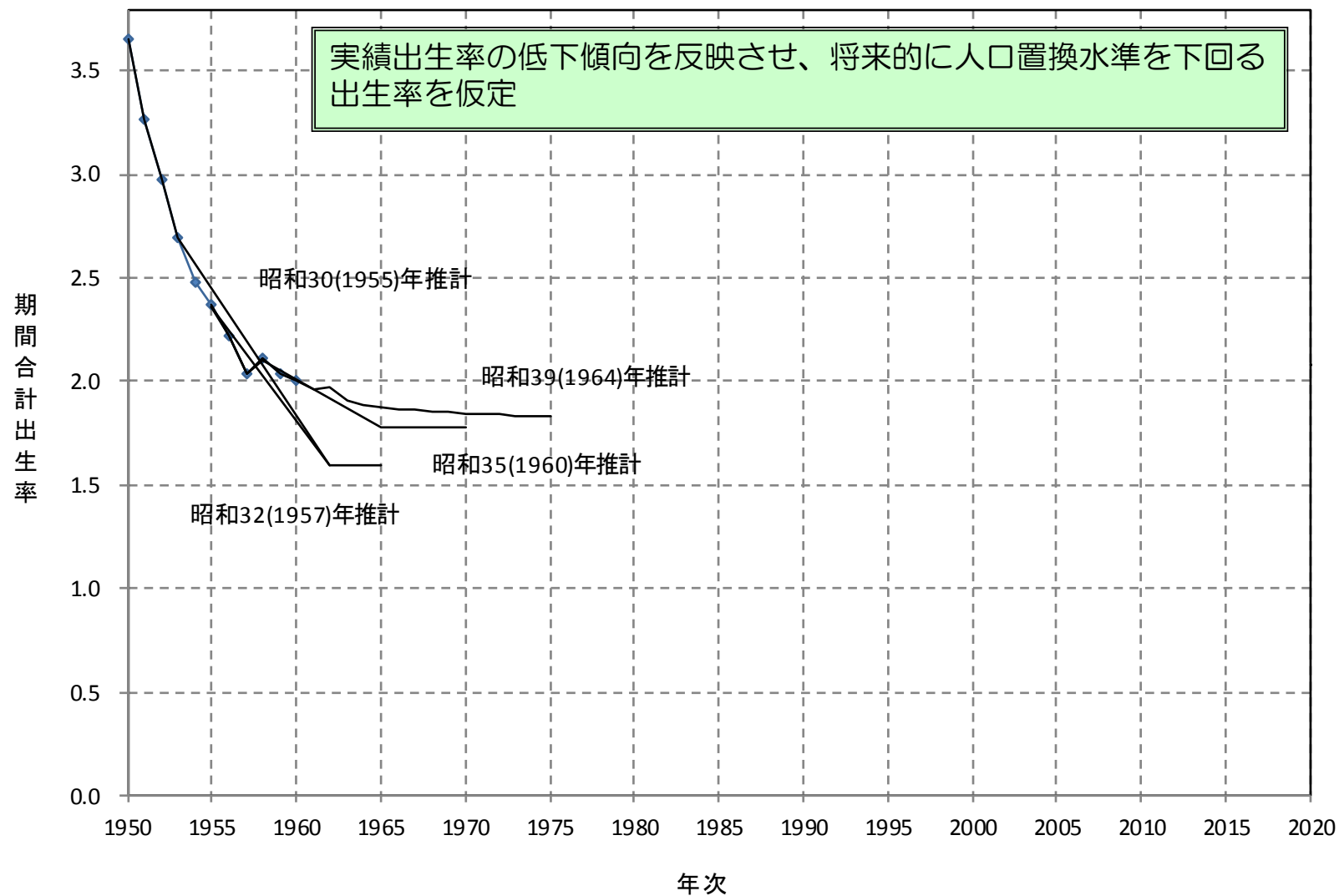
# 出生

少子化の進展と  
出生率仮定の変遷

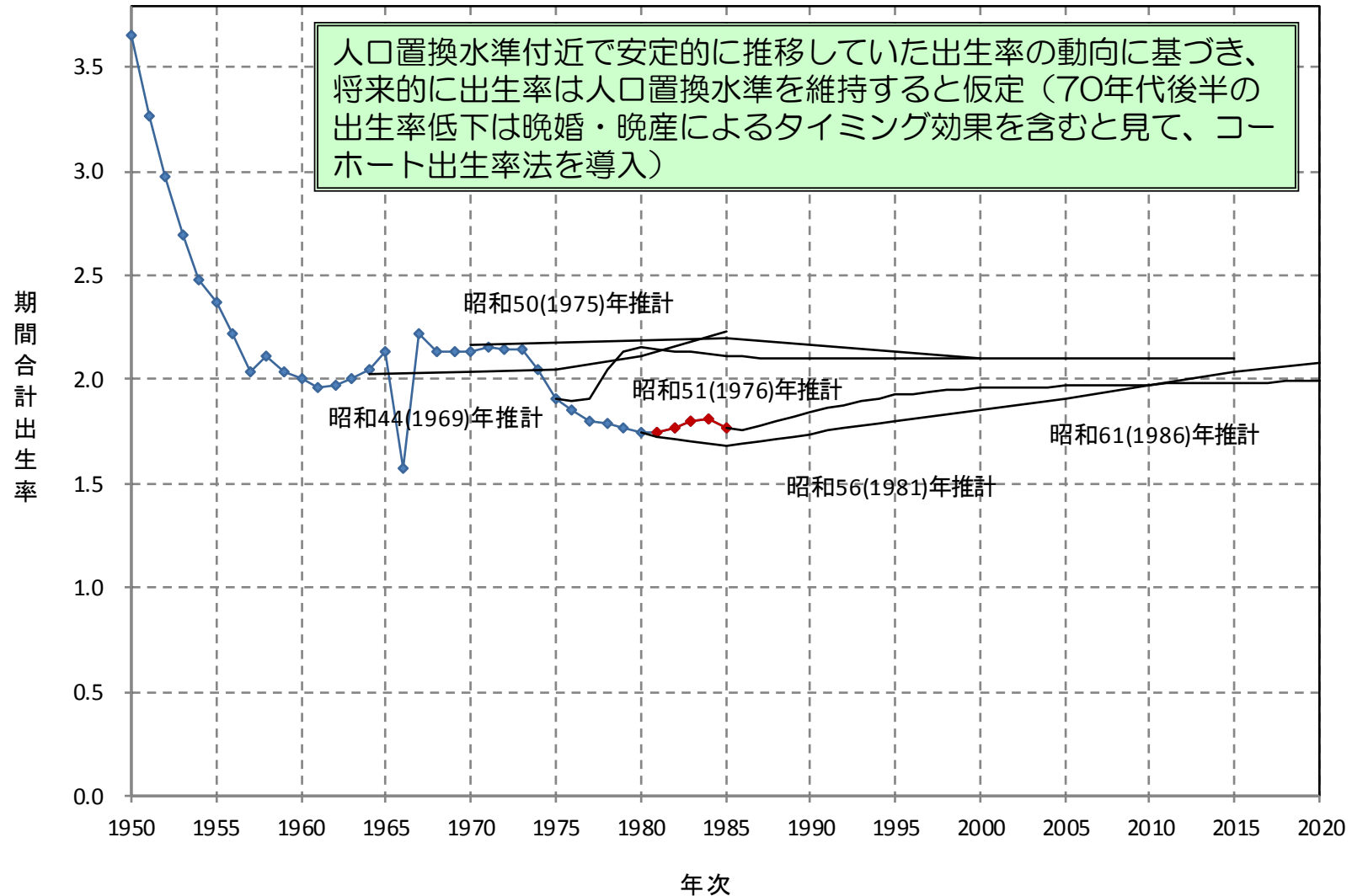
# 出生率仮定の長期的変遷

- 戦後復興期
  - 将来的に先行する先進国の出生率水準まで低下すると仮定
- 第1期：昭和30(1955)年（第1回推計）～昭和39(1964)年推計
  - 実績出生率の低下傾向を反映させ、将来的に人口置換水準を下回る出生率を仮定
- 第2期：昭和44(1969)年～昭和61(1986)年推計
  - 人口置換水準付近で安定的に推移していた出生率の動向に基づき、将来的に出生率は人口置換水準を維持すると仮定（70年代後半の出生率低下は晩婚・晩産によるタイミング効果を含むと見て、コーホート出生率法を導入）
- 第3期：平成4(1992)年推計以降
  - 晩婚化、非婚化、夫婦出生力変化、離婚増加など少子化の進展に伴う要因の多様化を順次導入。推計期間内では人口置換水準に至らない低い出生率を仮定

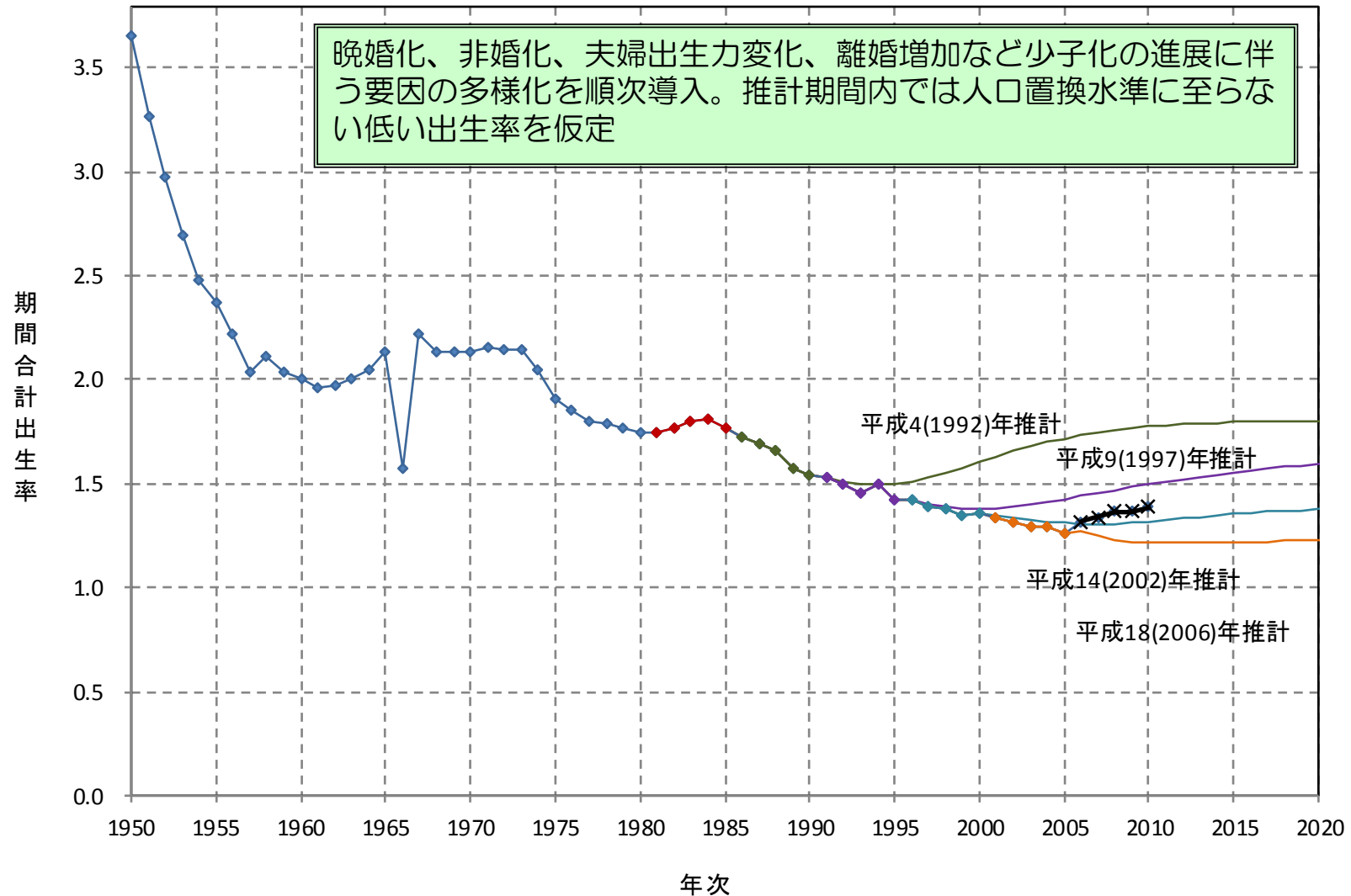
# 期間合計出生率の仮定値と実績値：第1期



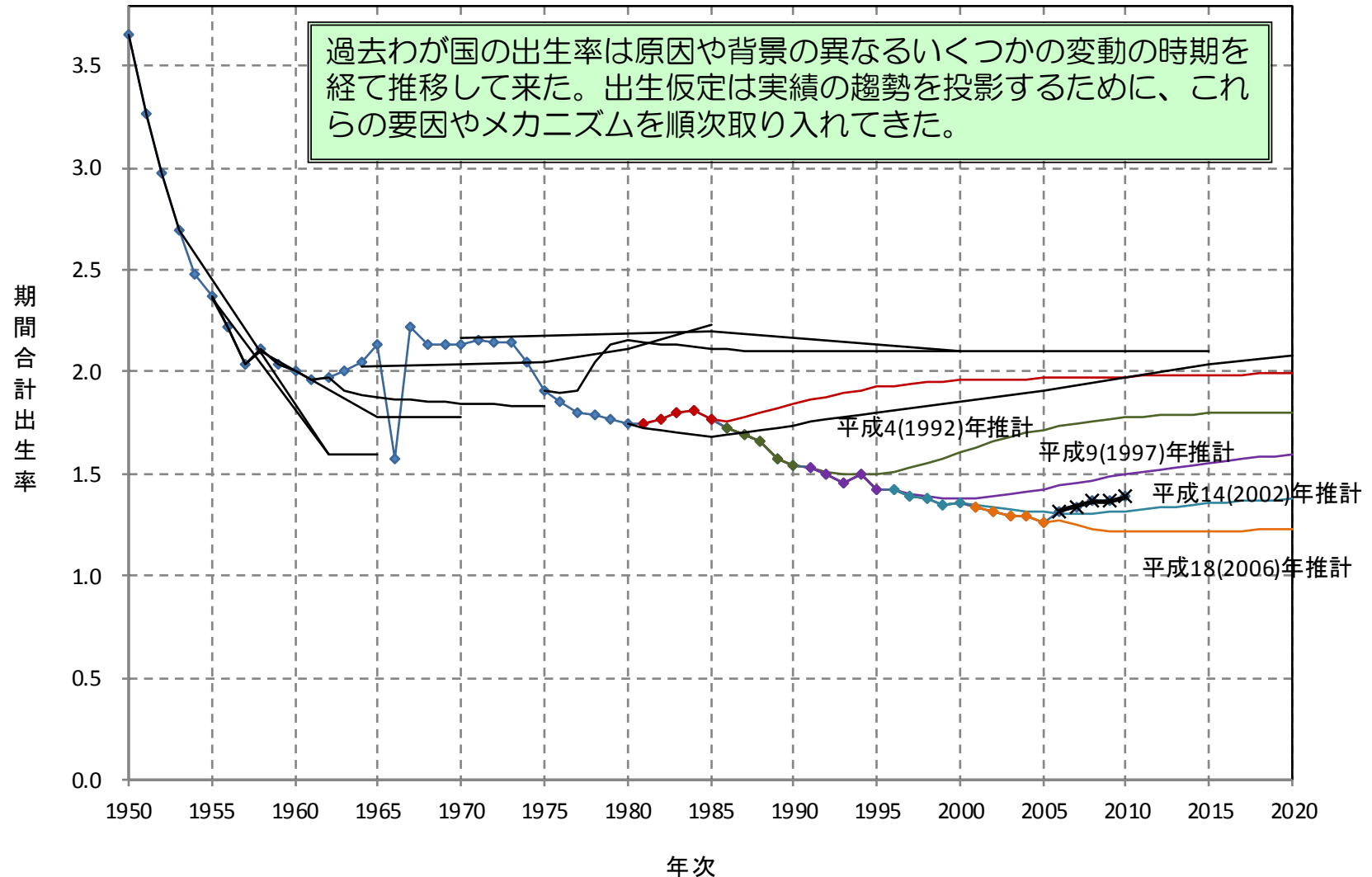
## 期間合計出生率の仮定値と実績値：第2期



# 期間合計出生率の仮定値と実績値：第3期

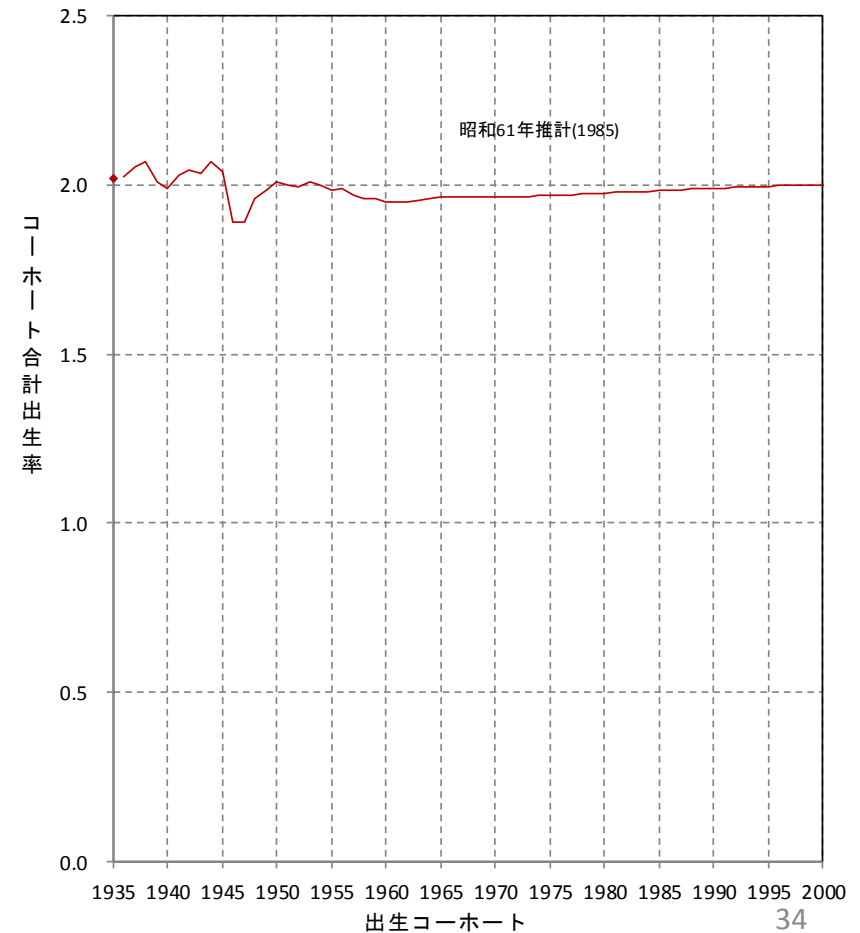
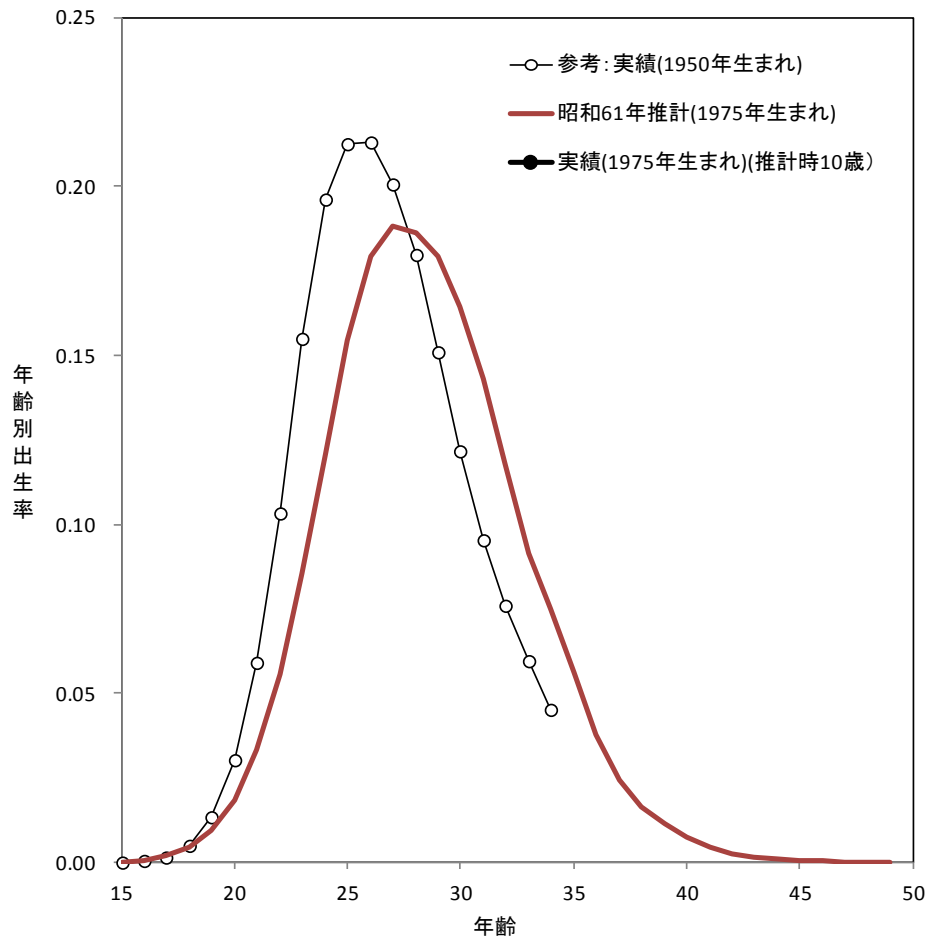


# 期間合計出生率の仮定値と実績値：第1～3期



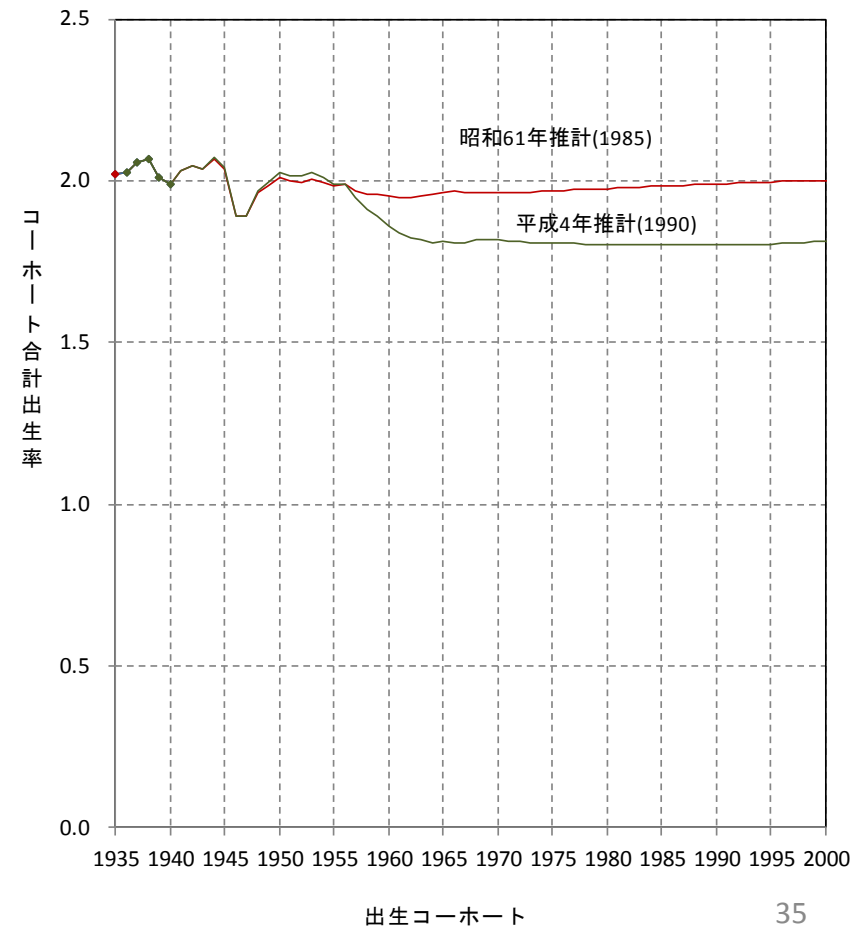
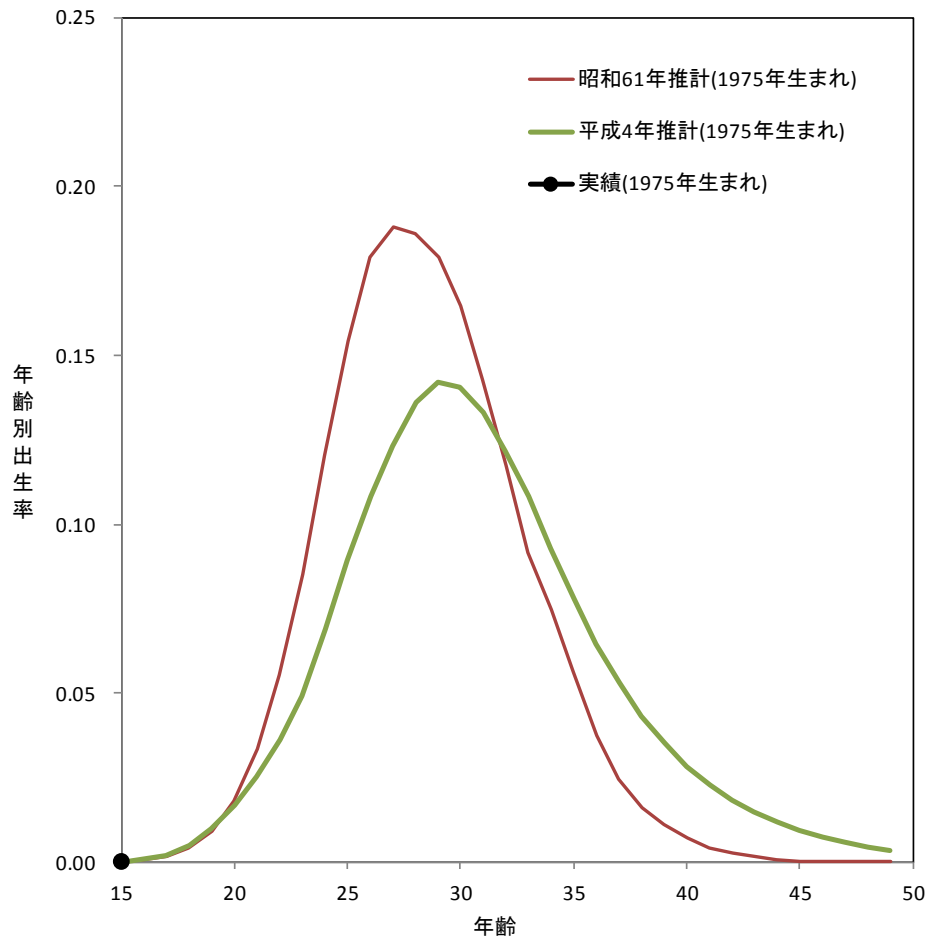
# (1) 昭和61年推計の中位仮定

女性20代での初婚率・出生率が以前の世代に比べて低下していることが確認されたが、結婚意欲や予定子ども数には全く変化が見られなかった。そこで女性20代における出生率低下は高学歴化などを背景とした晩婚化による出生の先送りとみなされた。その後の世代についても20代における低出生率傾向は続くものの、30代で生み戻すことによって（晩産化）、最終的な平均出生児数（コホート合計出生率）は、以前の世代と変わらず2.0前後になると仮定された。



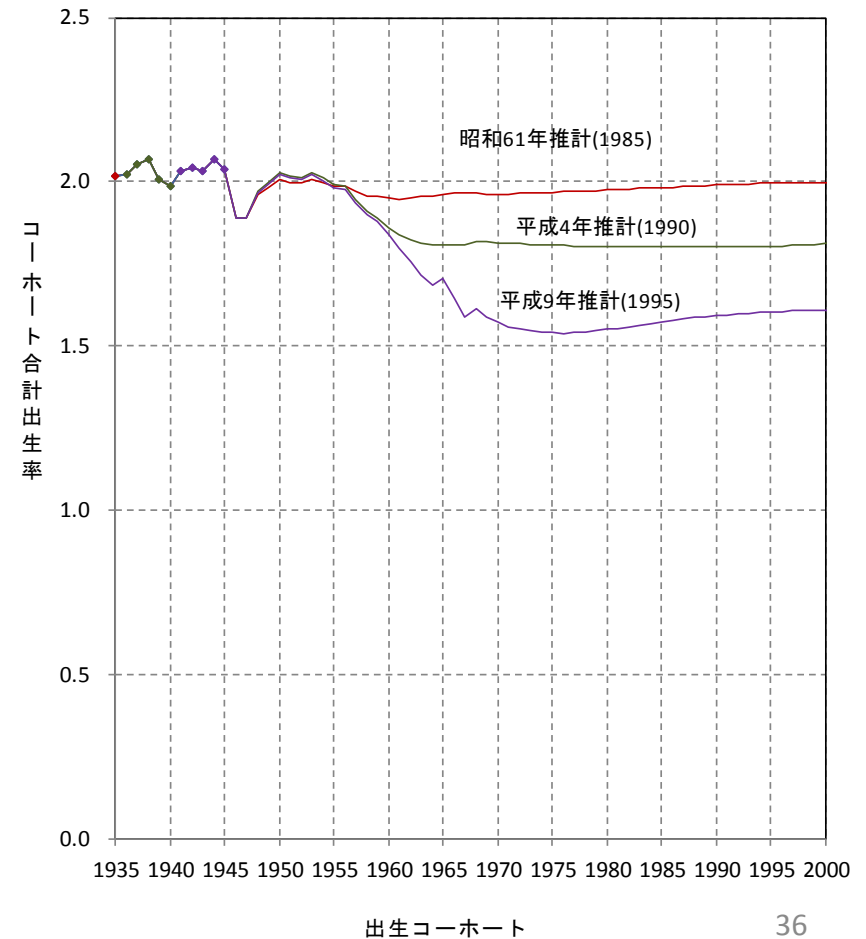
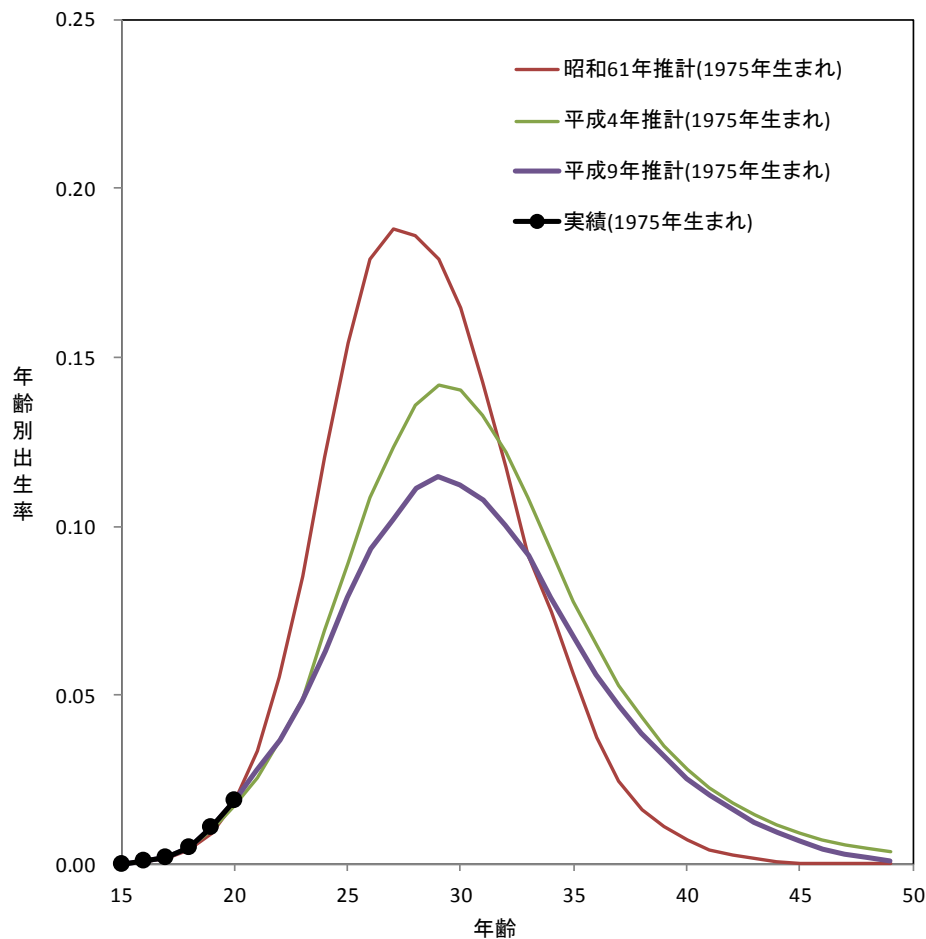
## (2) 平成4年推計の中位仮定

20代における初婚率の低下が一層進行し、それにともなって、出生率も一段と低下した。初婚年齢の上昇は、最終的なコーホート合計出生率にも影響を与えかねないと判断され（晩婚・晩産による完結出生力低下）、1965年生まれ女性のコーホート合計出生率は1.80に下方修正された。しかし結婚後の夫婦については、従来の世代と同様の子どもの生み方が観察されていたことから、夫婦の出生行動に大きな変化はないとされた。



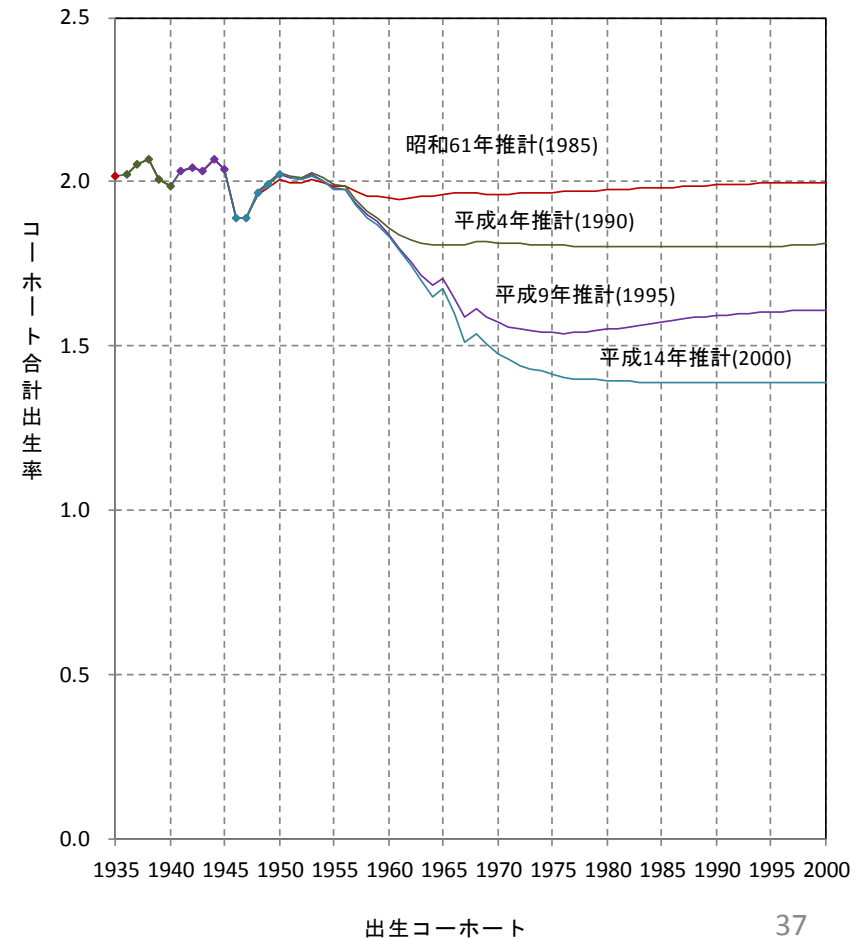
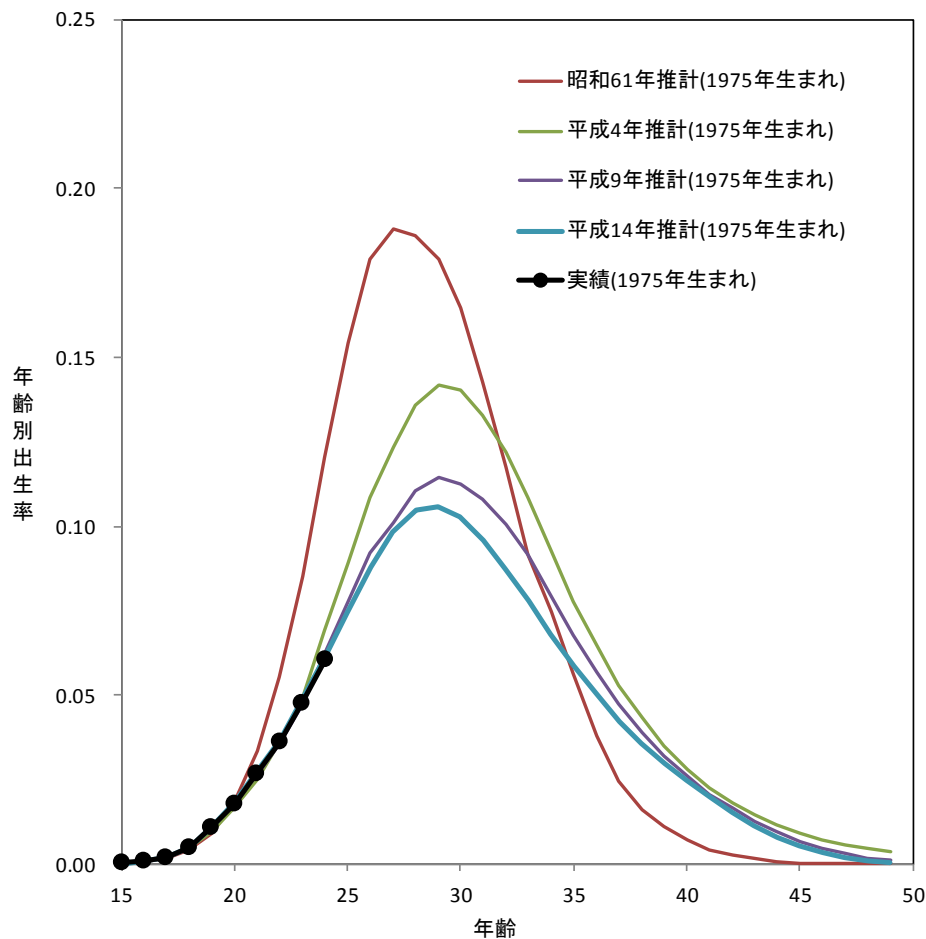
### (3) 平成9年推計の中位仮定

30代における初婚率の低下も確認され、結婚行動の変化に晩婚化だけでなく、非婚化が含まれる可能性が高いと判断された。そこで1980年生まれ女性の生涯未婚率が一段と上昇することを見込み、コーホート合計出生率は1.61に下方修正された。さらに90年代の状況が、結婚して間もない夫婦の出生過程にマイナスの期間効果をもたらしている可能性に着目し、それらのコーホートにその効果を反映した。



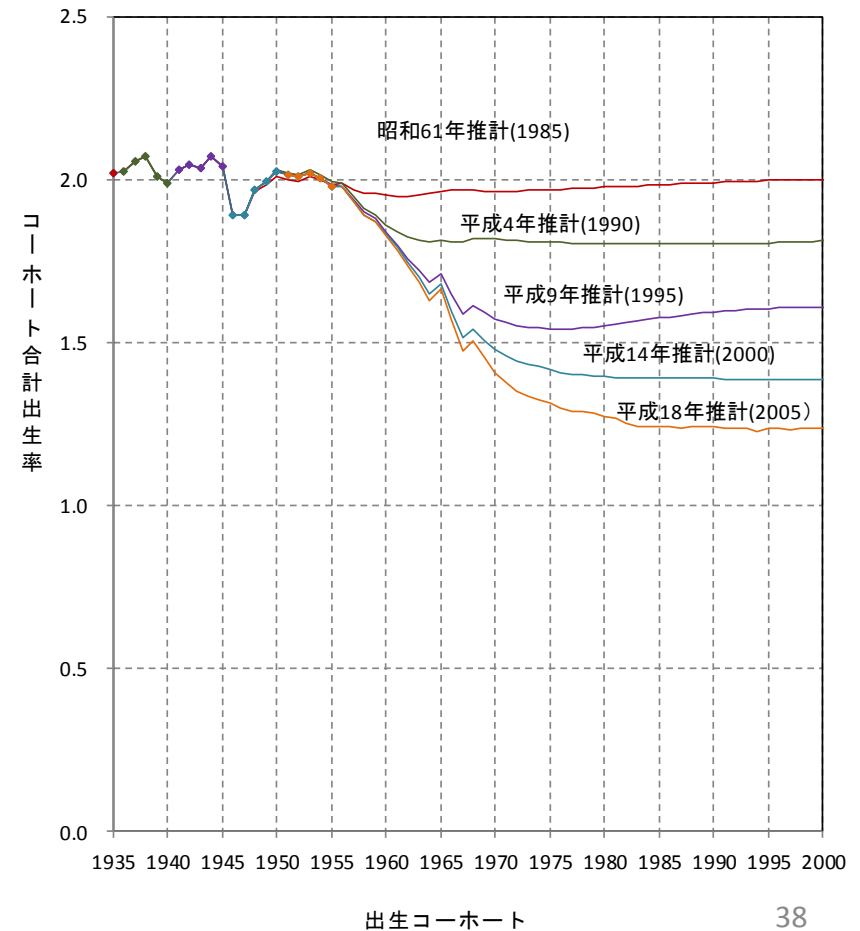
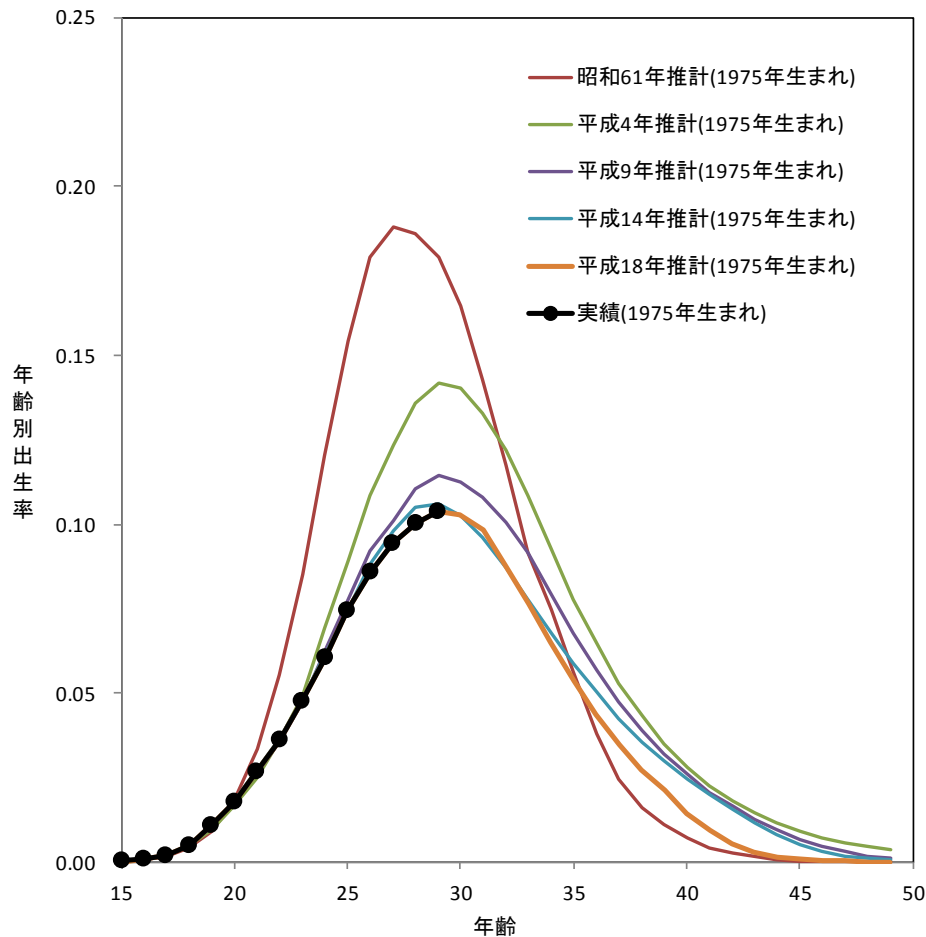
## (4) 平成14年推計の中位仮定

1990年代末には、晩婚化・非婚化に加えて、初婚年齢別にみた既婚女性の出生ペースに遅れが認められ、夫婦の出生行動変化の兆しが確認された。一方、婚前妊娠結婚の増加を背景とした女性20代前半での出生率の上昇が見られるなど、出生年齢の分散が拡大（分産化）が確認された。これらを総合して、1985出生コホートのコホート合計出生率は1.39に下方修正された。



## (5) 平成18年推計の中位仮定

平成18年推計では、先送りされた出生の高年齢での産み戻しの低迷、離婚の増加によって、コーホート出生率がさらに抑制される可能性が捉えられた。また、若い世代では晩婚化・非婚化の傾向が継続していた。一方、1990年代後半に見られた婚前妊娠結婚の増加を伴う若年出生率の上昇には歯止めがかかっていた。いずれも、出生力の回復につながる兆候はなく、1990年生まれ女性のコーホート合計出生率は1.26（日本人女性出生率1.20）に下方修正された。



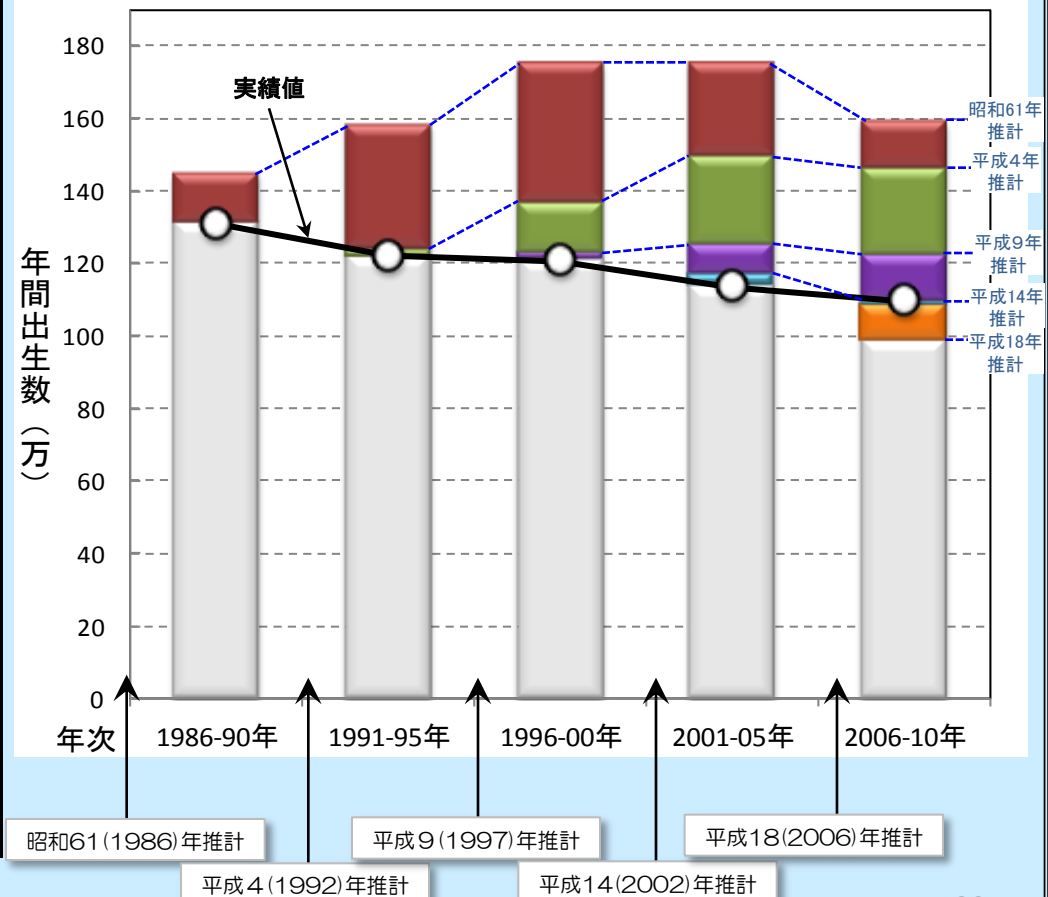
# 少子化の進展、出生仮定、出生数の推移

各推計における出生数と実績値の違いは、1986年以降に生じた結婚・出生行動の変化によってもたらされたと見なすことができる。年間の出生数の変動を各行動変化の寄与に分解すると下図のようになる。

## 少子化の進展と出生仮定の変遷

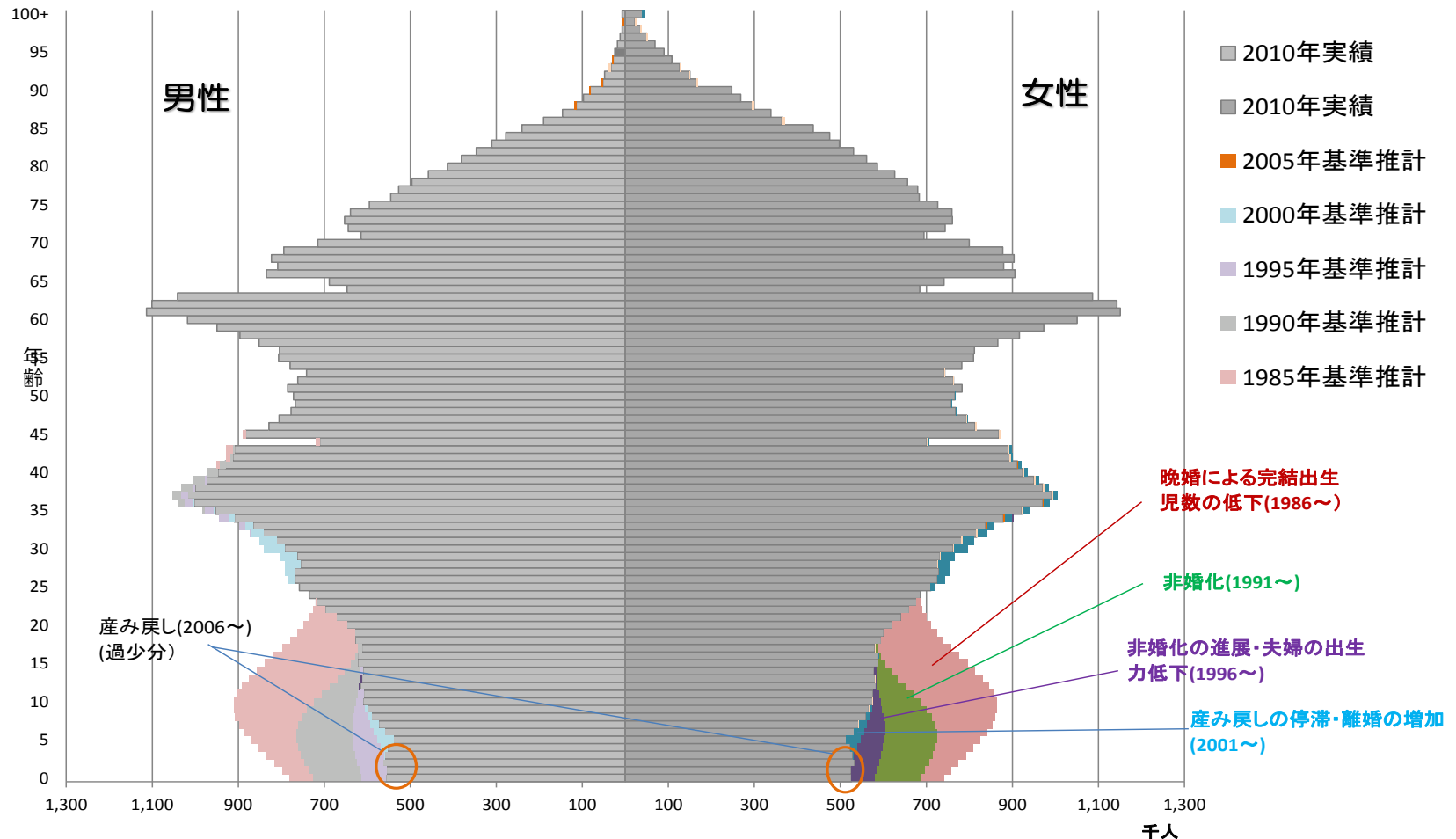
| 期 間      | 少子化の要因                 | 将来人口推計と出生仮定                        |
|----------|------------------------|------------------------------------|
| 1986-90年 | 晩婚・晩産化の進展(テンポ効果・出生の逸失) | 昭和61(1986)年推計<br>人口置換水準への復帰を仮定     |
|          |                        | 平成4(1992)年推計<br>晩婚・晩産効果の仮定を追加      |
| 1991-95年 | 非婚化の進展(生涯未婚率上昇)の可能性増大  | 平成9(1997)年推計<br>非婚化効果の仮定を追加        |
|          |                        | 平成14(2002)年推計<br>夫婦出生力低下の仮定を追加     |
| 1996-00年 | 夫婦出生力低下の進展             | 平成18(2006)年推計<br>生み戻し低下・離婚増加の仮定を追加 |
|          |                        | 30代以上の生み戻し                         |
| 2001-05年 | 30代以上の出生低迷・離婚増加□       |                                    |
| 2006-10年 | 30代以上の生み戻し             |                                    |

## 出生仮定の違いによる出生数の違い



# 結婚・出生行動の変化と若年人口への影響

1986年以降の結婚・出生行動の変化により、2010年時点で24歳以下の若年人口は大きく減少している。各時点での将来推計人口の仮定の違いにより、この減少の主要因を把握することが出来る。



※2010年の実績人口は平成22年国勢調査抽出速報に基づく。

※若年人口における推計結果と実績値との違いの多くは出生率仮定と実績値との差によるものであるが、死亡率や国際人口移動の仮定による違いも含まれる。

# 結婚・出生行動の変化と人口規模・年齢構造への影響

仮に1986年以降の結婚・出生行動に変化がなかった場合、2010年総人口および高齢化率はどのような水準であったかは、過去の推計値を元にして以下のように比較される。

|             |                                   | 総人口(万人)       | 高齢化率(%)     |
|-------------|-----------------------------------|---------------|-------------|
|             | <b>実績値</b>                        | <b>12,806</b> | <b>23.1</b> |
|             | 産み戻し(2006～)がなかった場合                | 12,761        | 23.2        |
| 上記要因<br>に加え | 産み戻しの停滞・離婚の増加(2001～)が<br>なかった場合   | 12,825        | 23.1        |
| 上記要因<br>に加え | 非婚化の進展・夫婦の出生力低下(1996<br>～)がなかった場合 | 12,943        | 22.9        |
| 上記要因<br>に加え | 非婚化(1991～)がなかった場合                 | 13,250        | 22.3        |
| 上記要因<br>に加え | 晩婚による完結出生児数の低下(1986<br>～)がなかった場合  | 13,848        | 21.4        |

※ 2010年総人口実績値は平成22年国勢調査抽出速報に基づく。

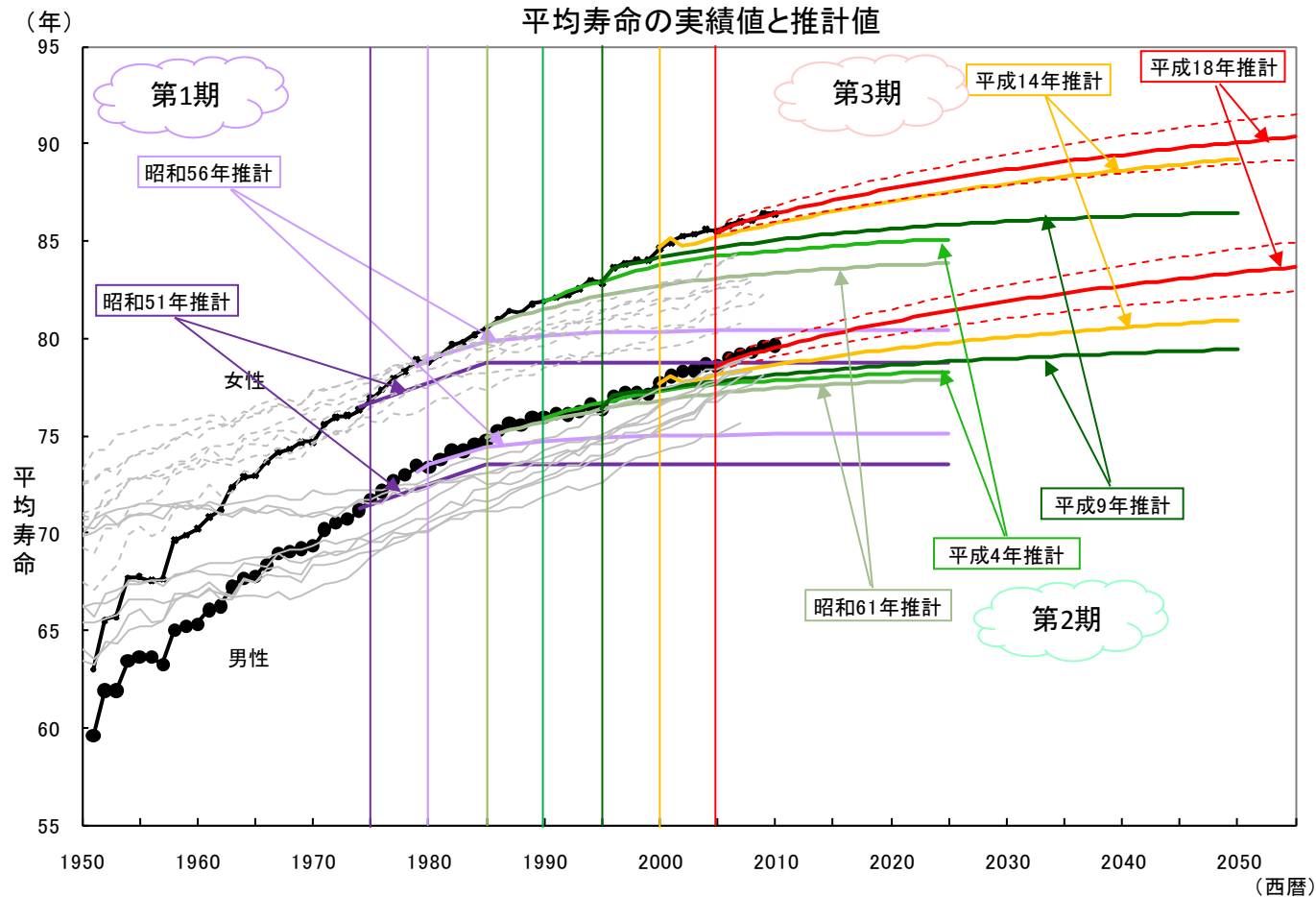
※※シミュレーションに用いた2010年総人口は、推計後に生まれた年齢層のみ、各時点の推計結果(中位)に入れ替えて求めた。

# 死 亡 ・ 寿 命

長寿化の進展と  
死亡仮定の変遷

# 将来推計の検証と評価(死亡)

昭和51年推計以降の生命表の将来推計は、設定方法等から3グループに分けることができる。



資料: 厚生労働省「生命表」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」、Human Mortality Database

注1: 昭和51年推計では、昭和50～59年は生存率を補間しているが、平均寿命が不明なため、平均寿命を補間したものを表示している。

注2: 表示は本推計期間とした(ただし、昭和51年推計と昭和56年推計は2025年までとした)。

注3: 灰色(実線: 男性、点線: 女性)は、Human Mortality Databaseによる、以下の国々の平均寿命である。

Canada, France, Italy, Netherlands, Norway, Sweden, UK, USA

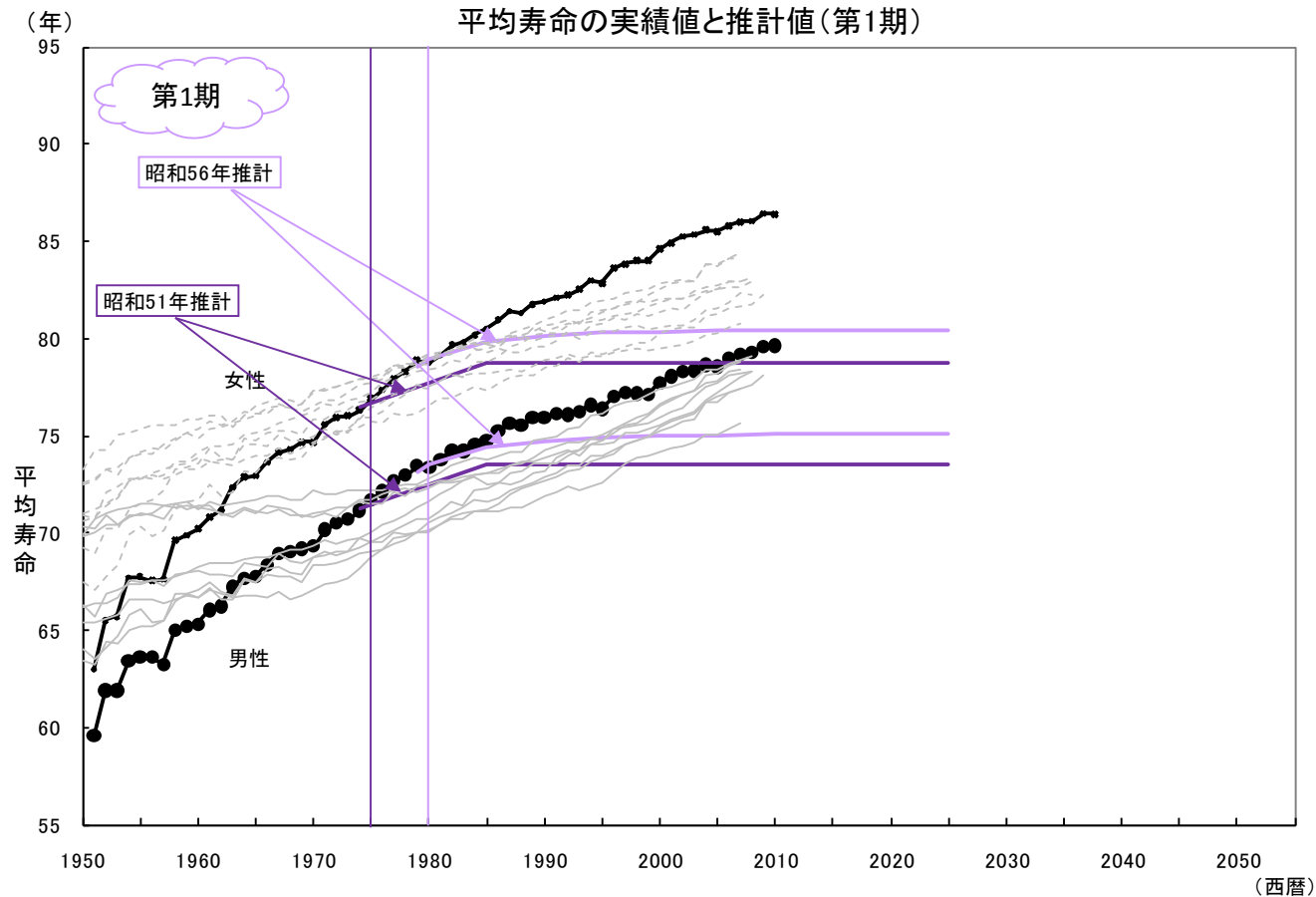
## 将来推計の検証と評価（死亡）

各期の推計における仮定値投影の基本的考え方は以下の通りであり、異なる将来推計方式が採用されているのは、投影を行う時点で得られている死亡状況に基づき、その時点で将来を的確に表現できると考えられる最良のモデルを、人口学的観点から選択した結果による。

|     |               | 仮定値投影にあたっての基本的考え方                            | 平均寿命の仮定値(中位仮定)                   |                                  |
|-----|---------------|----------------------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
|     |               |                                              | 基準時点                             | 将来                               |
| 第1期 | 1976(昭和51)年推計 | 昭和60年目標の生命表を将来にわたり固定<br>(最良生命表方式)            | 男 71.26(1974年)<br>女 76.43(1974年) | 男 73.52(1985年)<br>女 78.78(1985年) |
|     | 1981(昭和56)年推計 | 過去の年齢別死亡率の傾向を投影<br>(年齢別死亡率補外方式)              | 男 73.14(1979年)<br>女 78.50(1979年) | 男 75.07(2025年)<br>女 80.41(2025年) |
| 第2期 | 1986(昭和61)年推計 | 過去の死因別年齢標準化死亡率の傾向を投影<br>(標準化死因別死亡率補外方式)      | 男 74.92(1985年)<br>女 80.63(1985年) | 男 77.87(2025年)<br>女 83.85(2025年) |
|     | 1992(平成4)年推計  | 過去の死因別年齢標準化死亡率の傾向を投影<br>(標準化死因別死亡率補外方式)      | 男 76.11(1991年)<br>女 82.11(1991年) | 男 78.27(2025年)<br>女 85.06(2025年) |
|     | 1997(平成9)年推計  | 過去の死因別年齢標準化死亡率の傾向を投影<br>(標準化死因別死亡率補外方式)      | 男 76.36(1995年)<br>女 82.84(1995年) | 男 79.43(2050年)<br>女 86.47(2050年) |
| 第3期 | 2002(平成14)年推計 | リー・カーターモデルにより死亡率を投影<br>(リレーショナル・モデル方式)       | 男 77.64(2000年)<br>女 84.62(2000年) | 男 80.95(2050年)<br>女 89.22(2050年) |
|     | 2006(平成18)年推計 | リー・カーターモデルの修正モデルにより死亡率を投影<br>(リレーショナル・モデル方式) | 男 78.53(2005年)<br>女 85.49(2005年) | 男 83.67(2055年)<br>女 90.34(2055年) |

# 第1期の将来推計の検証と評価

戦後まもない頃、わが国の平均寿命は他の先進諸国に比べて低い地位にあり、昭和51年推計以前は、他の先進諸国の最善の死亡率を参考とする「最良生命表方式」を採用していた。



資料：厚生労働省「生命表」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」、Human Mortality Database

注1：昭和51年推計では、昭和50～59年は生存率を補間しているが、平均寿命が不明なため、平均寿命を補間したものを表示している。

注2：表示は本推計期間とした(ただし、昭和51年推計と昭和56年推計は2025年までとした)。

注3：灰色(実線：男性、点線：女性)は、Human Mortality Databaseによる、以下の国々の平均寿命である。

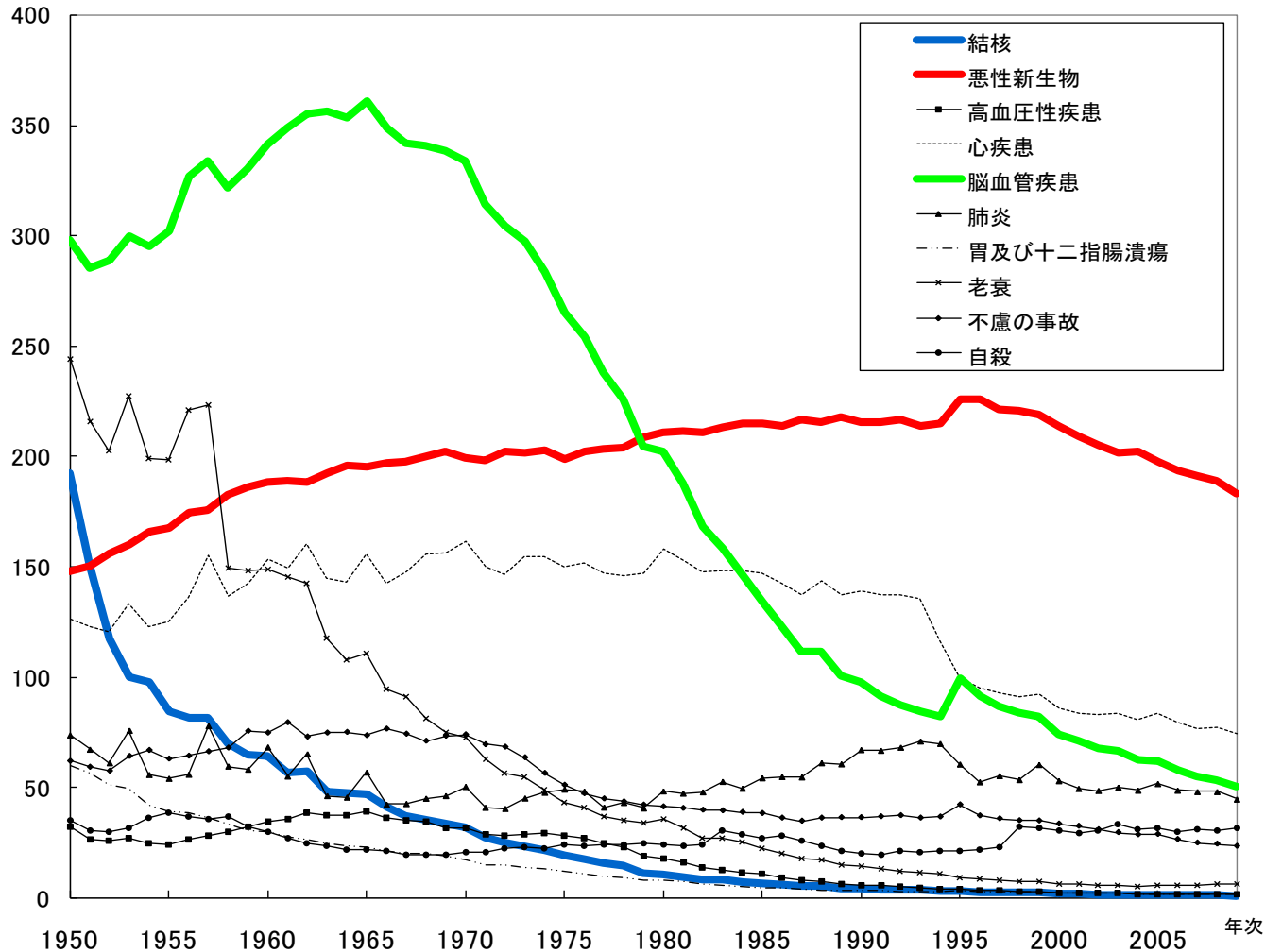
Canada, France, Italy, Netherlands, Norway, Sweden, UK, USA

# わが国の死因別死亡率の変化

わが国では、第二次大戦直後までは感染症死亡率の改善を中心とする若年死亡率の低下が顕著であったが、1970年頃より、脳血管疾患の死亡率の低下などによって高齢死亡率の改善が進み、死因構造に大きな変化がもたらされた。

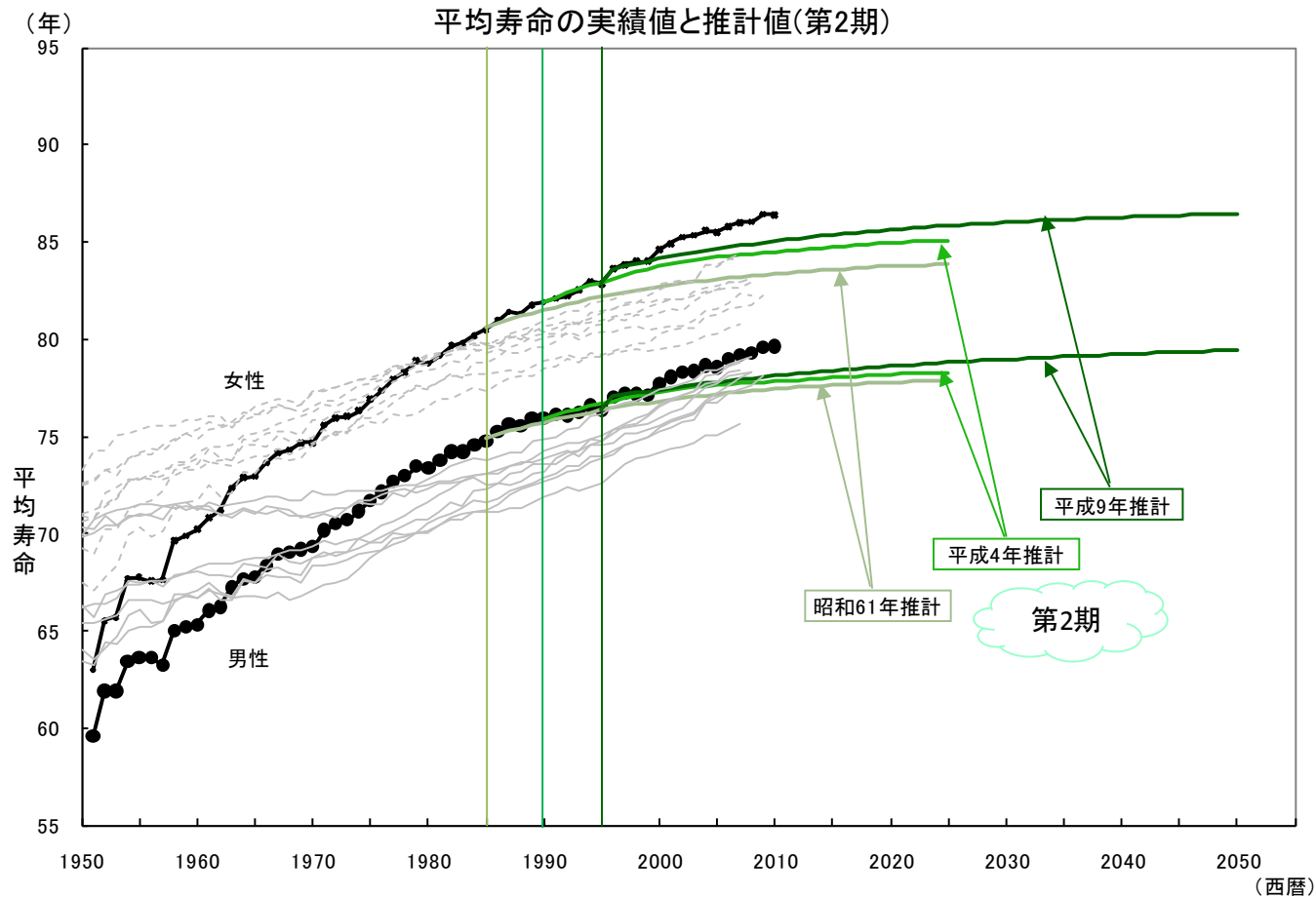
年齢調整死亡率  
(人口10万対)

年齢調整死亡率の推移(男性)



## 第2期の将来推計の検証と評価

このような死因構造変動を背景として、昭和61年推計、平成4年推計、平成9年推計では、死因を考慮した「標準化 死因別 死亡率補外方式」が採用された。



資料：厚生労働省「生命表」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」、Human Mortality Database

注1：昭和51年推計では、昭和50～59年は生存率を補間しているが、平均寿命が不明なため、平均寿命を補間したものを表示している。

注2：表示は本推計期間とした(ただし、昭和51年推計と昭和56年推計は2025年までとした)。

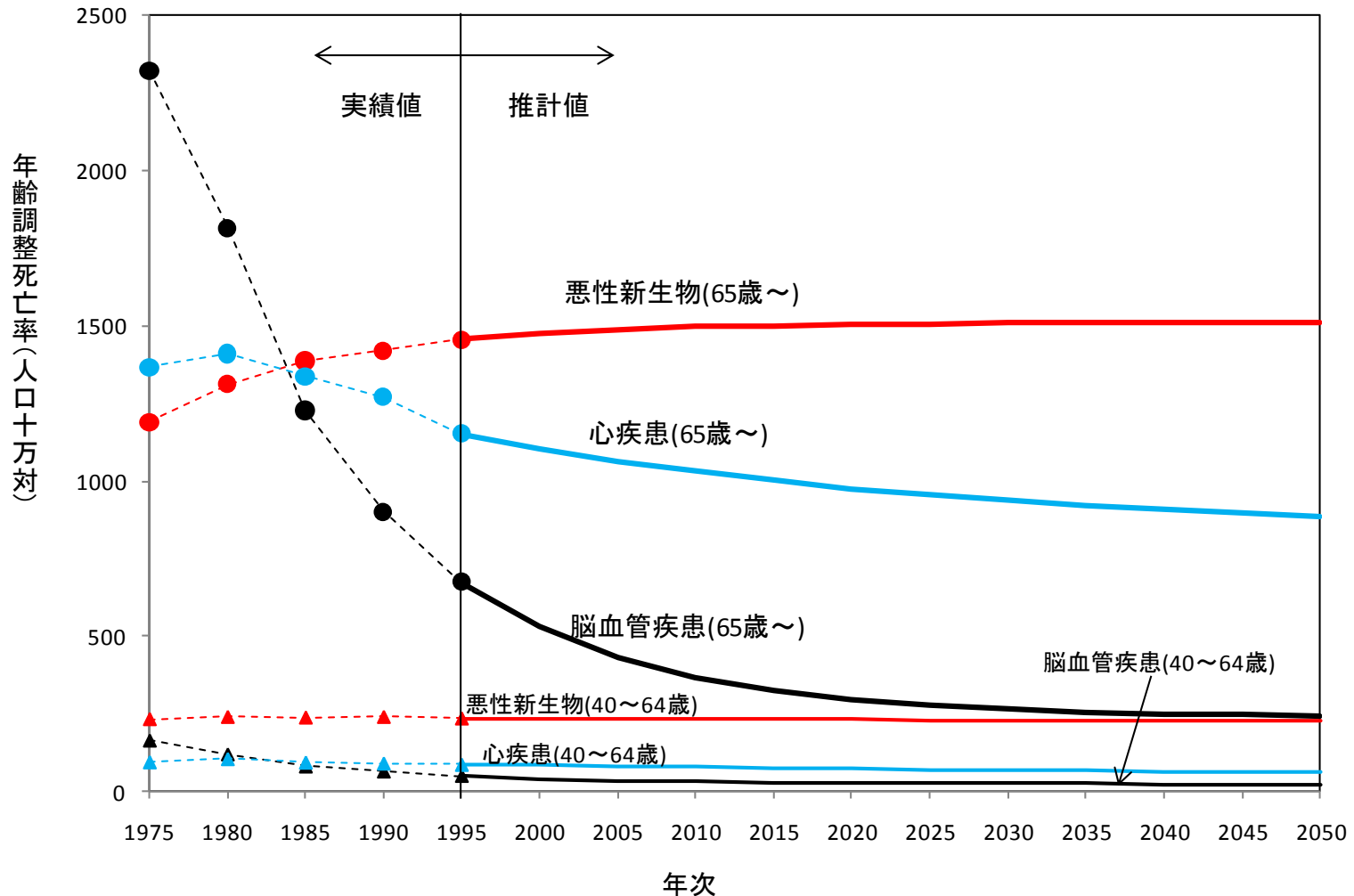
注3：灰色(実線：男性、点線：女性)は、Human Mortality Databaseによる、以下の国々の平均寿命である。

Canada, France, Italy, Netherlands, Norway, Sweden, UK, USA

## 第2期の将来推計の検証と評価

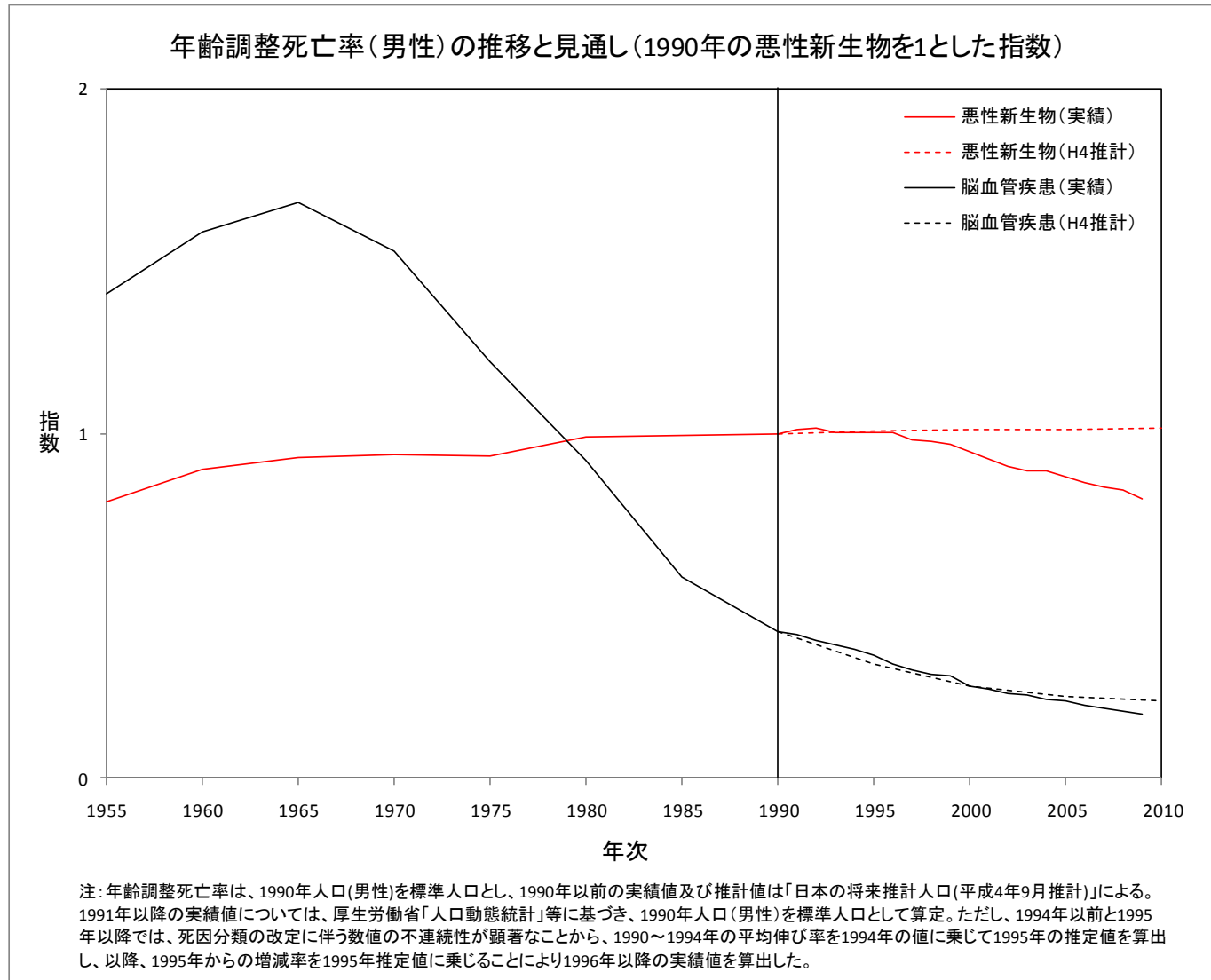
「標準化 死因別 死亡率補外方式」は、年齢階級別の死因別(13～15区分) 年齢調整死亡率の実績値に 数学的曲線を当てはめて補外することにより将来推計を行う方法である。

年齢調整死亡率の将来推計(男性、平成9年推計)



## 第2期の将来推計の検証と評価

1990年代に入り、「死因別将来推計は死亡率改善を過小評価する」との研究が報告された。以下は、平成4年推計の年齢調整死亡率の推計と実績との比較であるが、脳血管疾患死亡率の改善に伴って増加してきた悪性新生物死亡率は、将来も増加していくトレンドで推計されているのに対し、実績値は減少している。



## リレーショナルモデルの発展

リレーショナルモデルは、標準となる死亡の年齢パターンとそこからの変化を表すパラメータを用いて様々な死亡パターンを表現するモデルであり、国などの公的機関の将来推計法として広く利用されるようになったのは、1990年代に開発された「リー・カーター・モデル」が提案されて以降である。

このリー・カーター・モデルは、以下の様な式で表され、「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毎に異なる変化率を記述するモデルである。

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

$\ln(m_{x,t})$  年次(  $t$  )、年齢(  $x$  )の死亡率の対数値

$a_x$  「平均的な」年齢別死亡率

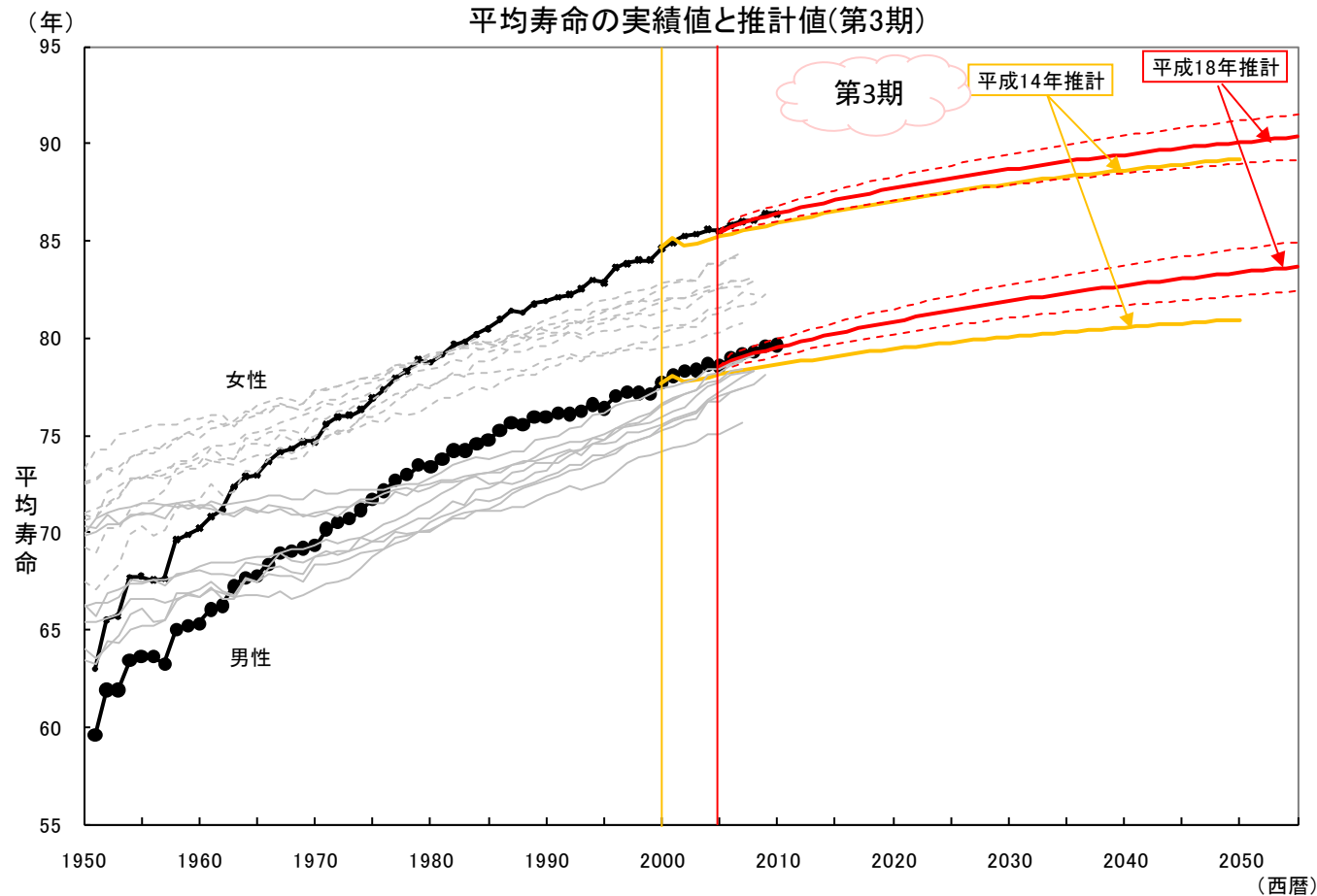
$k_t$  死亡の一般的水準(死亡指数)

$b_x$   $k_t$  が変化するときの年齢別死亡率の変化

$\varepsilon_{x,t}$  平均0の残差項

## 第3期の将来推計の検証と評価

死因別推計の問題点やリレーショナルモデルの発展を踏まえ、第3期においては、全死因の死亡率に基づき、リレーショナルモデルによる将来推計が採用された。



資料: 厚生労働省「生命表」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」、Human Mortality Database

注1: 昭和51年推計では、昭和50～59年は生存率を補間しているが、平均寿命が不明なため、平均寿命を補間したものを表示している。

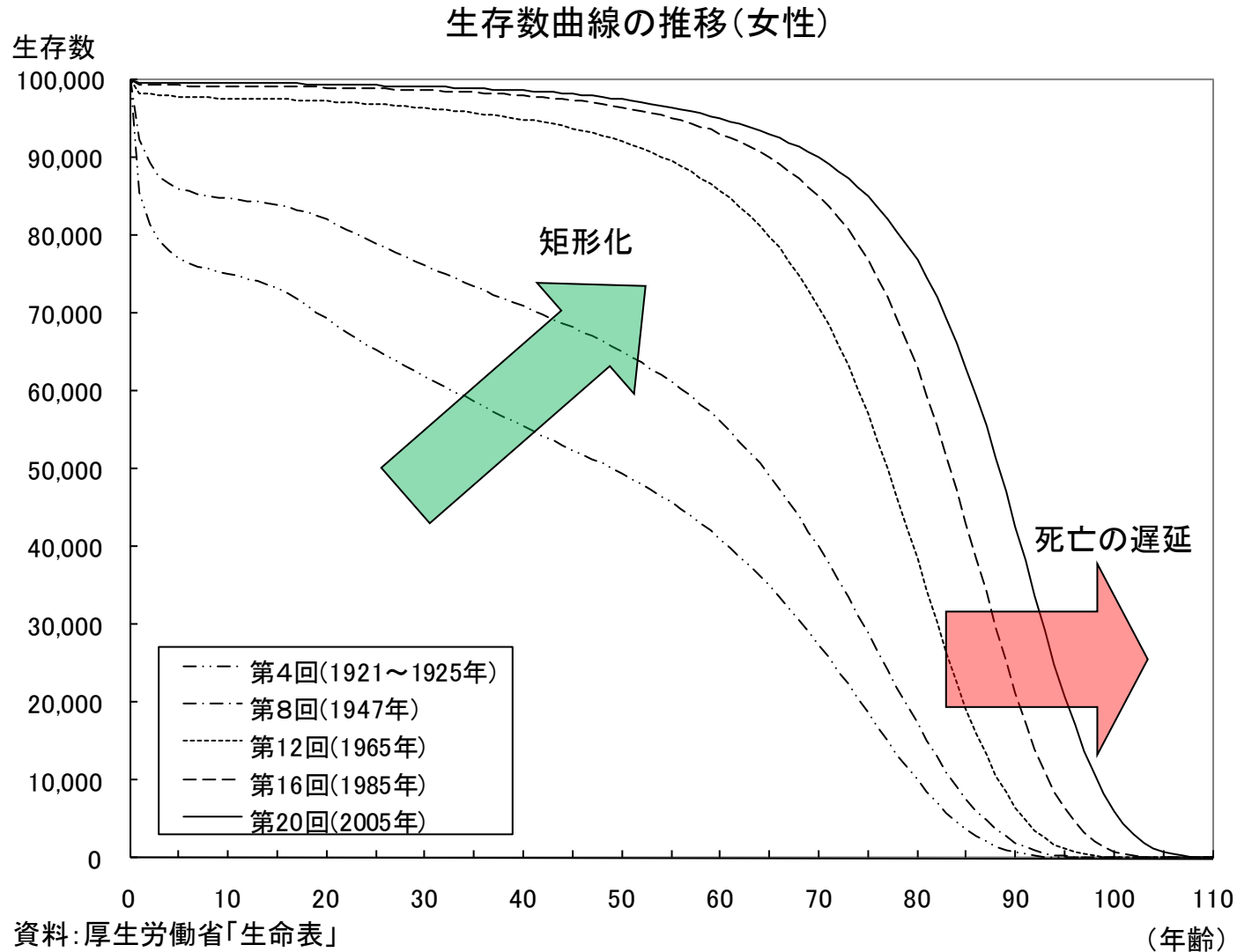
注2: 表示は本推計期間とした(ただし、昭和51年推計と昭和56年推計は2025年までとした)。

注3: 灰色(実線: 男性、点線: 女性)は、Human Mortality Databaseによる、以下の国々の平均寿命である。

Canada, France, Italy, Netherlands, Norway, Sweden, UK, USA

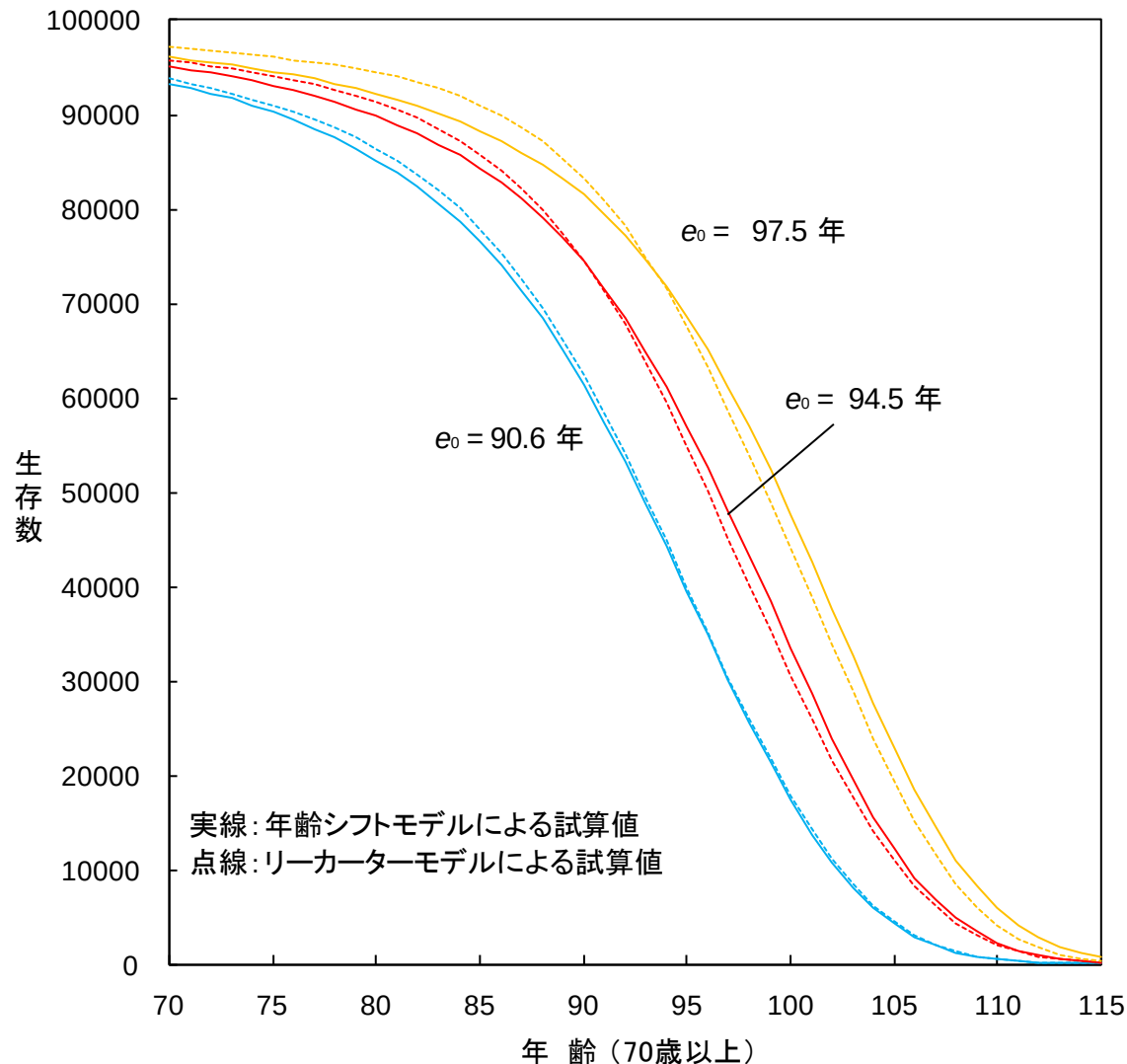
## 第3期の将来推計の検証と評価

近年の生存数曲線は高齢層において、生存数が降下する年齢が、高齢側へシフトしていることがわかる。これは「死亡の遅延」と呼ぶべき現象であり、これをよりよく表現できるようなモデルが必要とされることを示している。



## 第3期の将来推計の検証と評価

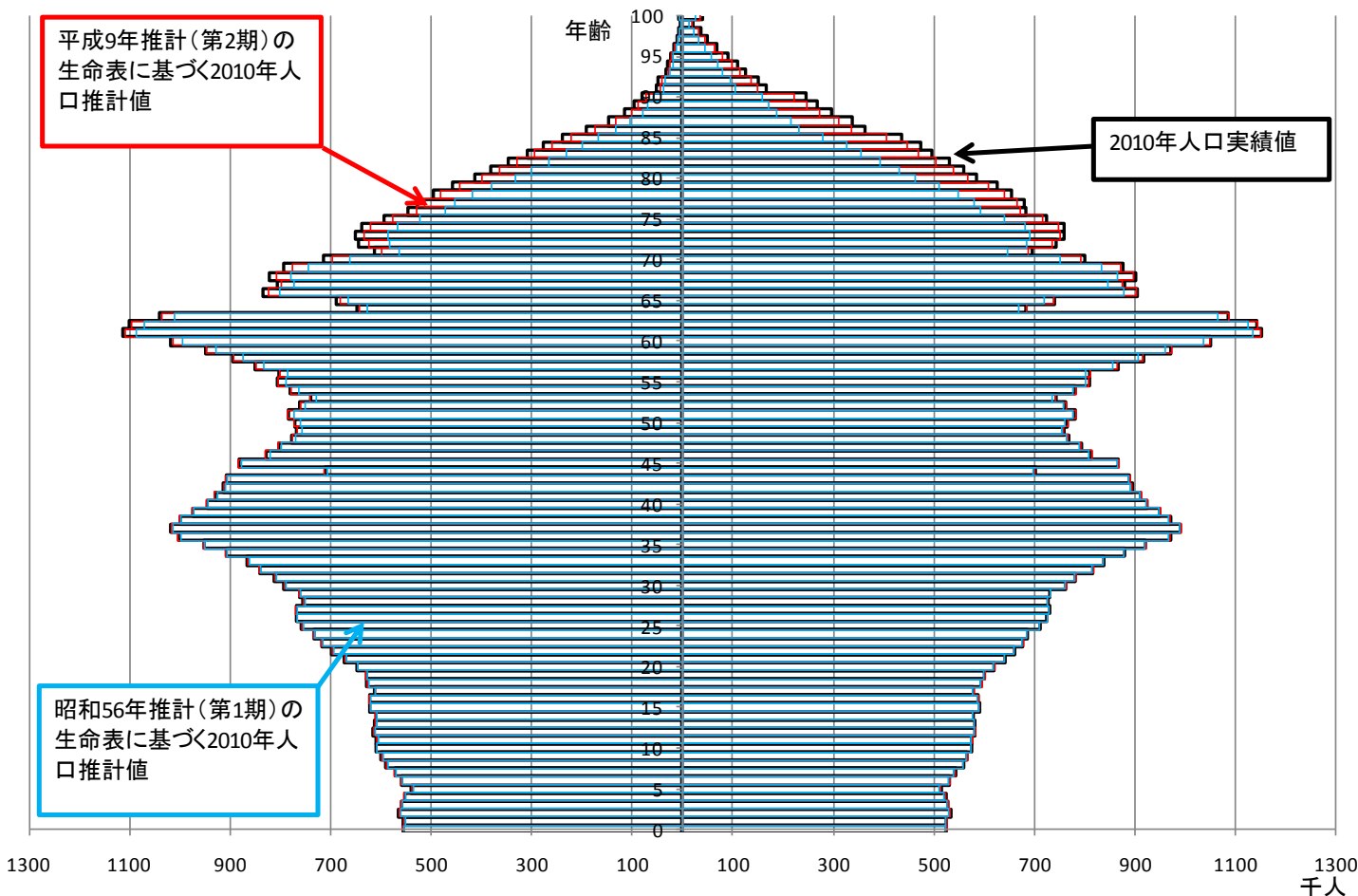
リー・カーター・モデルによる死亡率改善は生存数曲線の「矩形化」として表現されるのに対し、年齢シフトによる改良を加えたモデルでは生存数曲線の右方向シフトの動きで表現されており、近年の実際の死亡率改善パターンをよりよく再現している。



# 将来生命表が2010年の年齢別人口に与える影響

第1期・第2期の将来生命表は高齢部分での死亡率改善が実績に比べて低かったため、その違いは特に高齢層の人口に大きな影響を及ぼしている。

各期における将来生命表の違いが2010年の年齢別人口に与える影響



注1: 2010年人口は、昭和56年推計は1980年人口、平成9年推計は1995年人口を基準人口とし、それ以降、各推計で用いられた将来生命表と、年齢別出生率及び年齢別国際人口移動数の実績値に基づいて2010年の人口を推計し、この人口と、さらに生命表も実績値を用いて推計した2010年人口との比率を、2010年人口実績値に乗じて推計した。

注2: 昭和56年推計については、各年の生命表が得られないことから、5年ごとの平均寿命を補間することによって毎年の平均寿命を求め、これと1980年、2000年、2025年の生命表から各年の生命表を推計した。

## 将来生命表が2010年の人口規模・年齢構造に与える影響

仮に各期の将来生命表に従って人口が推移してきたとした場合に、2010年総人口および高齢化率はどのような水準であったかを計算すると、以下の通りである。

### 各期における将来生命表の違いが2010年の人口規模・年齢構造に与える影響

|                                         | 総人口(万人) | 高齢化率(%) |
|-----------------------------------------|---------|---------|
| 実績値                                     | 12,806  | 23.1    |
| 第2期の将来生命表(平成9年推計)で推移してきたとした場合(1995年以降)  | 12,714  | 22.5    |
| 第1期の将来生命表(昭和56年推計)で推移してきたとした場合(1980年以降) | 12,306  | 20.6    |

注1: 2010年人口は、昭和56年推計は1980年人口、平成9年推計は1995年人口を基準人口とし、それ以降、各推計で用いられた将来生命表と、年齢別出生率及び年齢別国際人口移動数の実績値に基づいて2010年の人口を推計し、この人口と、さらに生命表も実績値を用いて推計した2010年人口との比率を、2010年人口実績値に乗じて推計した。

注2: 昭和56年推計については、各年の生命表が得られないことから、5年ごとの平均寿命を補間することによって毎年の平均寿命を求め、これと1980年、2000年、2025年の生命表から各年の生命表を推計した。

死亡モデル変遷の背景には、死亡の歴史的動向における構造変化への対応があったが、将来起こりうる構造変化を科学的かつ定量的に事前に予想することはできないため、将来推計には定期的な見直しにより、新たに発生する要因に対処して行く必要がある。

# 国際人口移動

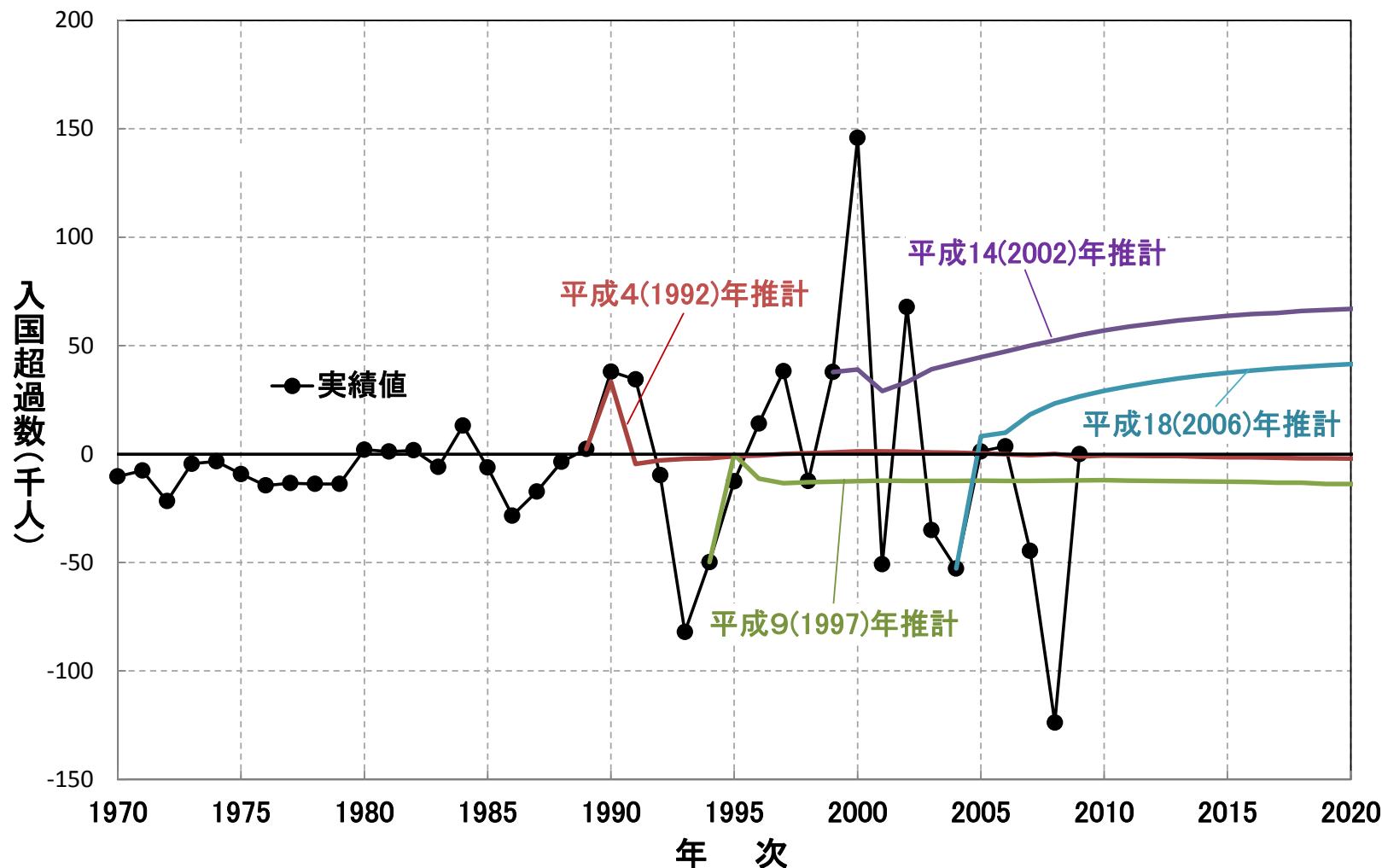
国際化にともなう変動の進展と  
人口移動仮定の変遷

## 国際人口移動に関する仮定の変遷

- 平成9(1997)年推計以前
  - 総人口の男女年齢別・入国超過率の実績値(総務省統計局「推計人口」より算出)の直近5年間の平均値を用い、この水準が将来も続くものと仮定
- 平成14(2002)年推計以降
  - 日本人と外国人でそれぞれ異なる仮定を設定
    - 日本人: 男女年齢別・入国超過率直近5年間の平均値
    - 外国人: 男女別・入国超過数(トレンドを将来に補外) × 男女別・年齢別分布(直近年次の平均値)
- 平成18(2006)年推計
  - 上記の方法に加え、法務省「出入国管理統計」から入国超過数の多い数力国について近年の動向を分析し、男女別に傾向を将来に補外

## 国際人口移動の仮定の変遷：平成4年推計以後

国際人口移動の仮定は、推計時点における直近実績値を補外することにより設定している。下図は、過去4回の推計における総人口（日本人＋外国人）の入国超過数の推移を、実績値の推移とともに示したものである。ただし、国際人口移動による人口の変動は、出生数、死亡数による効果と比較すると小さい。



# 実績人口と推計人口の比較 : 平成21(2009)年

平成21(2009)年の(年齢別)人口について、実績値(総務省推計)と直近の将来推計結果(平成18年推計・中位)を比較した。総人口は、推計値が11.5万人(0.09%)の過小評価であった。このうち出生率の違いに起因する部分は29.9万人(0.23%)、生残率の違いに起因する部分が13.2万人(0.10%)であり、国際人口移動は逆に31.7万人(0.25%)の過大評価となっていた。

(単位:1,000人)

|                                   | 年 齢     | 平成21(2009)年人口  |                 | 差<br>(推計－実績) | 差の内訳       |            |               |
|-----------------------------------|---------|----------------|-----------------|--------------|------------|------------|---------------|
|                                   |         | 実績値<br>(総務省推計) | 将来推計値<br>(中位推計) |              | 出生率<br>による | 生残率<br>による | 国際人口<br>移動による |
| 実<br>数<br>の<br>比<br>較<br>(千<br>人) | 総 数     | 127,510        | 127,395         | -115         | -299       | -132       | 317           |
|                                   | 0～14 歳  | 17,011         | 16,763          | -248         | -299       | -1         | 53            |
|                                   | 15～64 歳 | 81,493         | 81,644          | 151          | -          | -4         | 155           |
|                                   | 65～74 歳 | 15,296         | 15,285          | -10          | -          | -21        | 11            |
|                                   | 75歳以上   | 13,710         | 13,702          | -7           | -          | -106       | 99            |

(%)

|                                     |         |       |       |       |       |       |      |
|-------------------------------------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| 相<br>対<br>比<br>較<br>(実<br>績<br>100) | 総 数     | 100.0 | 99.9  | －0.09 | －0.23 | －0.10 | 0.25 |
|                                     | 0～14 歳  | 100.0 | 98.5  | －1.46 | －1.76 | －0.01 | 0.31 |
|                                     | 15～64 歳 | 100.0 | 100.2 | 0.19  | -     | －0.00 | 0.19 |
|                                     | 65～74 歳 | 100.0 | 99.9  | －0.07 | -     | －0.14 | 0.07 |
|                                     | 75歳以上   | 100.0 | 99.9  | －0.05 | -     | －0.77 | 0.72 |

※ 差について、プラス値は推計が過大、マイナス値は推計が過小であったことを示す。

# 参考：過去公式推計の要約：中位仮定値

| 推計名         | 基準年  | 本推計期間      | 参考推計                     | 基準年<br>出生率      | 最低<br>出生率      | 中期<br>出生率         | 長期<br>出生率      | 基準年<br>平均寿命                  | 平均寿命                         | 平均<br>初婚年齢          | 生涯未婚率                              |
|-------------|------|------------|--------------------------|-----------------|----------------|-------------------|----------------|------------------------------|------------------------------|---------------------|------------------------------------|
| 昭和30年3月1日推計 | 1950 | 1950～1965年 | 1970～2015年               |                 | 1.60<br>(1962) |                   |                | 男：62.80<br>女：66.79<br>(1954) | 男：66.47<br>女：70.89<br>(1965) |                     |                                    |
| 昭和32年5月1日推計 | 1955 | 1956～1965年 | 1970～1975年               | 2.37<br>(1955)  |                | 1.60<br>(1965)    |                |                              |                              |                     |                                    |
| 昭和35年6月1日推計 | 1955 | 1956～1970年 | 1975～2015年               | 2.36<br>(1955)  |                | 1.77715<br>(1970) |                |                              | 男：67.13<br>女：71.57<br>(1970) |                     |                                    |
| 昭和39年6月1日推計 | 1955 | 1956～1975年 | 1980～2015年               | 1.98<br>(1960)  |                | 1.832<br>(1975)   |                |                              | 男：72.5<br>女：75.8<br>(1975)   |                     |                                    |
| 昭和44年8月推計   | 1965 | 1966～1985年 | 1990～2025年               | 2.03<br>(1964)  |                | 2.231<br>(1985)   |                |                              | 男：72.5<br>女：75.8<br>(1975)   |                     |                                    |
| 昭和50年2月推計   | 1970 | 1971～2000年 | 2005～2050年<br>(2000年値一定) | 2.095<br>(1970) |                |                   | 2.10<br>(2050) |                              | 男：73.27<br>女：78.18<br>(1985) |                     |                                    |
| 昭和51年11月推計  | 1975 | 1976～2050年 |                          | 1.91<br>(1975)  | 1.90<br>(1976) | 2.10<br>(1987)    | 2.10<br>(2050) |                              | 男：73.52<br>女：78.78<br>(1980) |                     |                                    |
| 昭和56年11月推計  | 1980 | 1981～2080年 |                          | 1.74<br>(1980)  | 1.68<br>(1985) | 2.09<br>(2025)    | 2.09<br>(2080) | 男：73.14<br>女：78.50<br>(1979) | 男：75.07<br>女：80.41<br>(2080) |                     |                                    |
| 昭和61年12月推計  | 1985 | 1986～2025年 | 2026～2085年               | 1.76<br>(1985)  | 1.75<br>(1986) | 2.00<br>(2025)    | 2.09<br>(2085) | 男：74.92<br>女：80.63<br>(1985) | 男：77.87<br>女：83.85<br>(2025) |                     |                                    |
| 平成4年9月推計    | 1990 | 1991～2025年 | 2026～2090年               | 1.53<br>(1991)  | 1.49<br>(1994) | 1.80<br>(2025)    | 2.08<br>(2090) | 男：76.11<br>女：82.11<br>(1991) | 男：78.27<br>女：85.06<br>(2025) | 27.2歳<br>(1973年生まれ) | 11.0%<br>(1965年生まれ)                |
| 平成9年1月推計    | 1995 | 1996～2050年 | 2051～2100年               | 1.42<br>(1995)  | 1.38<br>(2000) | 1.61<br>(2030)    | 2.07<br>(2150) | 男：76.36<br>女：82.84<br>(1995) | 男：79.43<br>女：86.47<br>(2050) | 27.4歳<br>(1980年生まれ) | 13.8%<br>(1980年生まれ)                |
| 平成14年1月推計   | 2000 | 2001～2050年 | 2051～2100年               | 1.36<br>(2000)  | 1.31<br>(2007) | 1.39<br>(2049)    | 2.07<br>(2150) | 男：77.64<br>女：84.62<br>(2000) | 男：80.95<br>女：89.22<br>(2050) | 27.8歳<br>(1985年生まれ) | 16.8%<br>(1985年生まれ)                |
| 平成18年12月推計  | 2005 | 2006～2055年 | 2056～2105年               | 1.26<br>(2005)  | 1.21<br>(2013) | 1.26<br>(2055)    | 2056年<br>以降一定  | 男：78.53<br>女：85.49<br>(2005) | 男：83.67<br>女：90.34<br>(2055) | 28.2歳<br>(1990年生まれ) | 23.5%<br>(前回定義20.4%)<br>(1990年生まれ) |

# 参考：過去公式推計の要約：中位推計結果

| 推計名         | 基準年  | 本推計期間      | 参考推計                     | 総人口<br>(ピーク年)                | 総人口<br>(2010年)          | 0～14歳人口<br>(2010年)  | 15～64歳人口<br>(2010年) | 65歳以上人口<br>(2010年)  | 高齢化率(%)<br>(2010年) |
|-------------|------|------------|--------------------------|------------------------------|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 昭和30年3月1日推計 | 1950 | 1950～1965年 | 1970～2015年               | 1億71万<br>(1990)              | (参考)1億10万               | 1601万               | 6747万               | 1663万               | 16.6               |
| 昭和32年5月1日推計 | 1955 | 1956～1965年 | 1970～1975年               | 1億486万<br>(1985)             | (参考)9千452万              | 1360万               | 6427万               | 1665万               | 17.6               |
| 昭和35年6月1日推計 | 1955 | 1956～1970年 | 1975～2015年               | 1億1329万<br>(1995)            | (参考)1億1025万             | 1914万               | 7394万               | 1716万               | 15.6               |
| 昭和39年6月1日推計 | 1955 | 1956～1975年 | 1980～2015年               | 1億2175万<br>(2004)            | (参考)1億2082万             | 2112万               | 7829万               | 2140万               | 17.7               |
| 昭和44年8月推計   | 1965 | 1966～1985年 | 1990～2025年               | 1億4062万<br>(2025)<br>(ピーク無し) | (参考)1億3722万             | 2935万               | 8680万               | 2107万               | 15.4               |
| 昭和50年2月推計   | 1970 | 1971～2000年 | 2005～2050年<br>(2000年値一定) | 1億4482万<br>(2050)<br>(ピーク無し) | (参考)1億4061万             | 2918万               | 8882万               | 2262万               | 16.1               |
| 昭和51年11月推計  | 1975 | 1976～2050年 |                          | 1億4001万<br>(2050)<br>(ピーク無し) | 1億3810万                 | 2800万               | 8701万               | 2310万               | 16.7               |
| 昭和56年11月推計  | 1980 | 1981～2080年 |                          | 1億3036万<br>(2008)            | 1億3028万                 | 2386万               | 8194万               | 2448万               | 18.8               |
| 昭和61年12月推計  | 1985 | 1986～2025年 | 2026～2085年               | 1億3600万<br>(2013)            | 1億3582万                 | 2530万               | 8342万               | 2710万               | 20.0               |
| 平成4年9月推計    | 1990 | 1991～2025年 | 2026～2090年               | 1億3044万<br>(2011)            | 1億3040万                 | 2135万               | 8130万               | 2775万               | 21.3               |
| 平成9年1月推計    | 1995 | 1996～2050年 | 2051～2100年               | 1億2778万<br>(2007)            | 1億2762万                 | 1831万               | 8119万               | 2813万               | 22.0               |
| 平成14年1月推計   | 2000 | 2001～2050年 | 2051～2100年               | 1億2774万<br>(2006)            | 1億2747万                 | 1707万               | 8166万               | 2873万               | 22.5               |
| 平成18年12月推計  | 2005 | 2006～2055年 | 2056～2105年               | 1億2777万<br>(2005)            | 1億2718万<br>(実績 1億2806万) | 1648万<br>(実績 1696万) | 8128万<br>(実績 8152万) | 2941万<br>(実績 2957万) | 23.1<br>(実績 23.1)  |

※ 2010年実績値は平成22年国勢調査抽出速報に基づく。