

日本の将来推計人口

— 新推計の基本的考え方 —

令和4年10月31日

国立社会保障・人口問題研究所

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

新将来人口推計の基本推計枠組みと基準人口

◎ 基本推計の枠組み（コーホート要因法による人口投影）

- 推計期間：2021～2070年
- 対象：外国人を含め、日本に常住する総人口（国勢調査の対象と同一定義）

※ 実績と将来推計の人口動態率を連続的に観察できるように、日本人人口に限定した推計結果を参考として表章。

- 属性分類：男女・年齢（0～104歳各歳、105歳以上一括）

※ 令和2（2020）年までの実績データに基づき推計を行う。

（ただし、2021年の実績、および2022年の月別データ等を参考とする）

◎ 基準人口

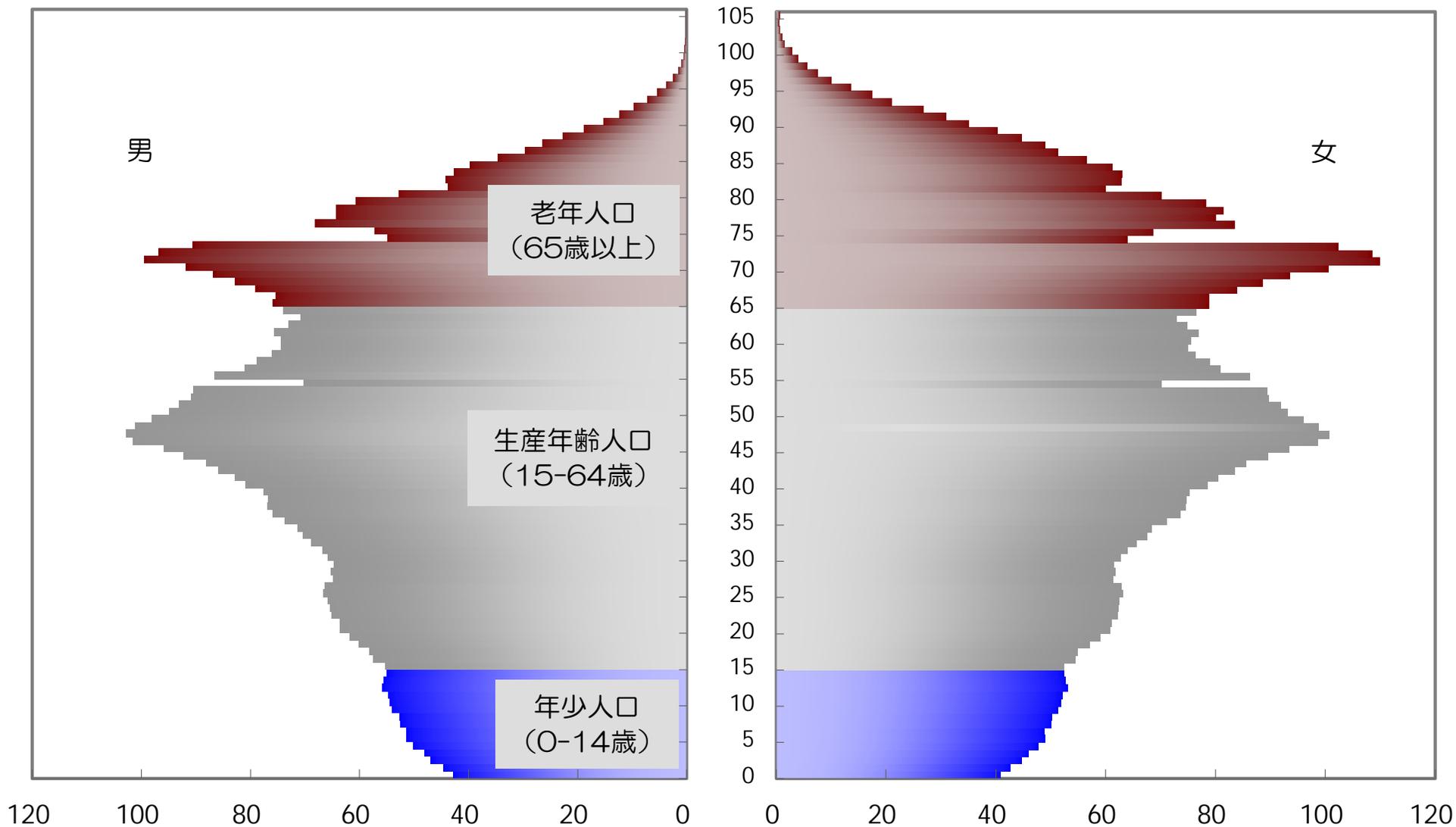
- 総務省統計局『令和2年国勢調査 参考表：不詳補完結果』による
令和2（2020）年10月1日現在男女年齢各歳別人口（総人口）

※ 総務省統計局が年齢、国籍（日本人・外国人の別）、配偶関係の集計結果（原数値）に含まれる「不詳」をあん分等によって補完した「不詳補完値」を令和2年国勢調査による基準人口（令和2年10月1日現在）とした。

※ 参考推計として、「長期参考推計」（長期の人口推移分析の参考とするため2071～2120年を推計したもの）と、「条件付推計」（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）を行う。

基準人口の姿

令和2年国勢調査による基準人口 — 令和2(2020)年10月1日現在



将来人口推計の仮定設定

死亡の仮定 — 将来各年次における

男女・年齢(各歳)別、生命表(生残率) (中位・高位・低位3仮定)

出生の仮定 — 将来各年次における

国籍(日本人・外国人)・出生順位(1子～4子以上)・
年齢(各歳)別出生率 (中位・高位・低位3仮定)、および 出生性比

国際人口移動の仮定 — 将来各年次における

国籍(日本人・外国人)・男女・年齢(各歳)別、
入国超過数(率)

※ 以上のほか、男女・年齢(各歳)別国籍異動率等に関する仮定を用いる。

死亡の仮定

◎ 将来生命表の作成

- 基礎データ: 日本版死亡データベース(注)
- 将来生命表: 男女・年齢(各歳—0-105歳)
- 投影期間: 2021年～2070年

※ 総人口に対して日本人人口と同一の生命表を仮定

◎ 年齢別死亡率モデル

- 修正リー・カーター・モデル

※ リー・カーター・モデルをベースに、わが国の死亡遅延パターンを反映できるよう拡張

注: 日本版死亡データベースとは、国立社会保障・人口問題研究所が作成して公表している、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。

死亡の仮定に関する考え方

要因	現在の傾向	実績値				今後の傾向	
		実績値	1970年	1995年	2019年		2020年
死亡の全体水準	速度は緩やかになりつつも改善が続く	平均寿命（男性、年）	69.32	76.41	81.37	81.58	速度は緩やかになりつつも改善が続く
		平均寿命改善率（男性）	0.60%	0.20%	0.23%	0.26%	
		平均寿命（女性、年）	74.67	82.77	87.43	87.72	
		平均寿命改善率（女性）	0.63%	0.27%	0.13%	0.17%	
高齢死亡率改善	高年齢の死亡率改善の傾向（年齢シフトの効果）は緩やかになりつつも続く	75歳平均余命改善率の平均寿命改善率に対する比（男性）	1.003	1.006	1.005	1.007	高年齢の死亡率改善の傾向（年齢シフトの効果）は緩やかになりつつも続く
		75歳平均余命改善率の平均寿命改善率に対する比（女性）	1.003	1.010	1.003	1.005	
寿命の男女差	長期的には拡大してきたが直近では横ばいかやや減少	平均寿命の男女差（年）	5.35	6.36	6.06	6.14	横ばい傾向が続く

注：1. 「平均余命（寿命）改善率」は、10年前の平均余命（寿命）と比較した1年あたりの増減割合である。

2. 実績値は国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」による。

リー・カーター・モデル

1990年代に開発された「リー・カーター・モデル」は、以下の様な式で表され、対数死亡率を、

- 平均的な年齢別死亡率
- 死亡の一般的水準(死亡指数)
- 死亡指数が変化するときの年齢別死亡率の変化率

および誤差項に分解することで、死亡指数の変化に応じて年齢毎に異なる変化率を簡明に記述することが可能なモデルである。リー・カーター・モデルは、現在、国際機関や各国が行う推計において標準的なモデルとして広く用いられている。

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

$\log(m_{x,t})$ 年次(t)、年齢(x)の死亡率の対数值

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)

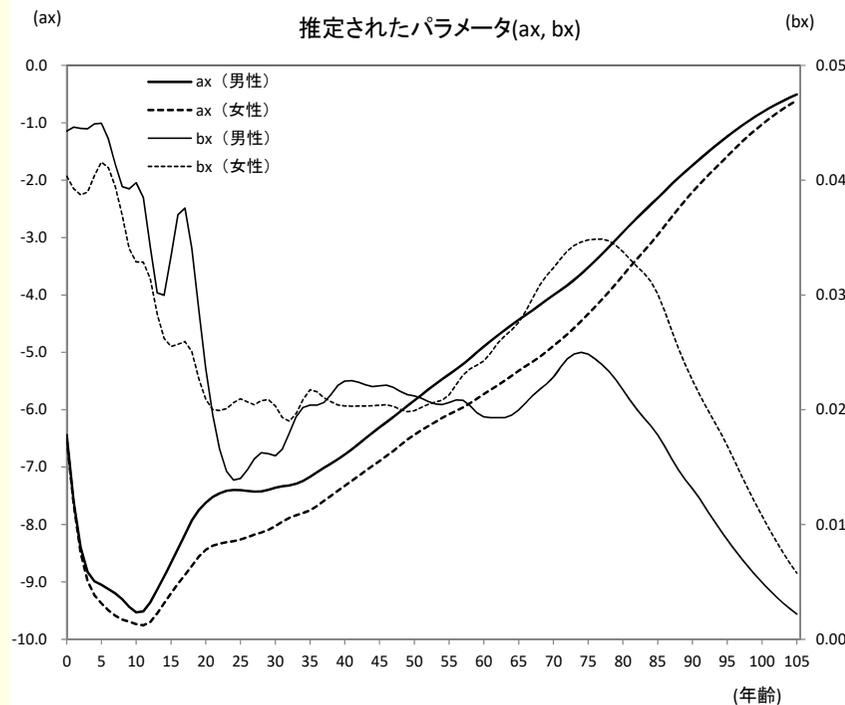
b_x k_t が変化するときの年齢別死亡率の変化率

$\varepsilon_{x,t}$ 平均0の誤差項

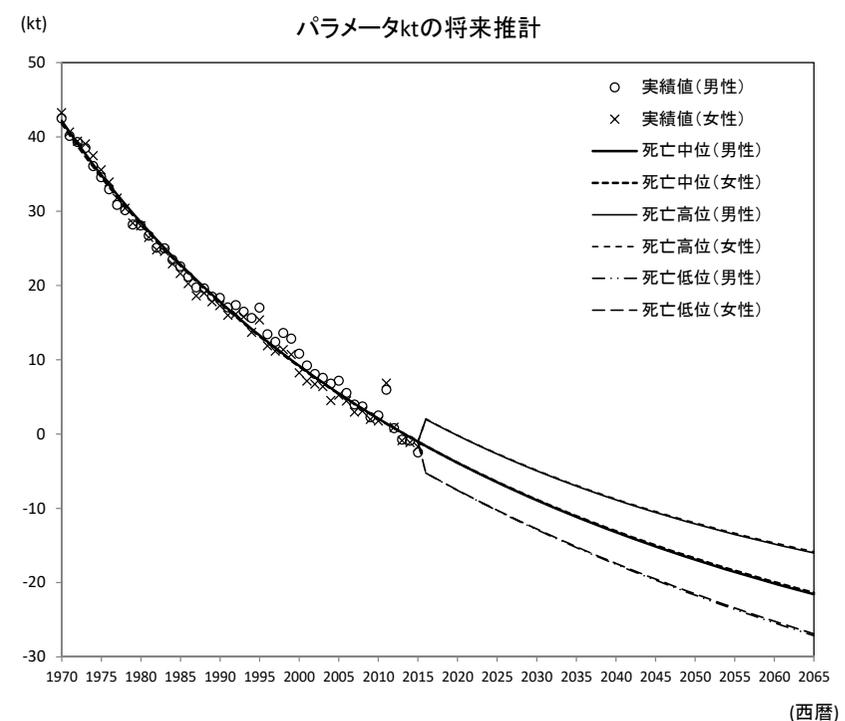
生命表のリー・カーター・モデル(LCモデル)

平成29年推計で用いたリー・カーター・モデルのパラメータ推定・将来推計結果は以下の通りである。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する。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する。

推定されたパラメータ : a_x , b_x



パラメータ k_t の将来推計



高齢死亡率の線形差分モデル(LDモデル)の概念図

平成29年推計では、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）を組み合わせることで死亡率改善の著しいわが国の死亡状況に適合させる修正リー・カーター・モデルを採用しており、今回推計でも用いる。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として表すモデルである。

$$\tau_{y,t} = f'_t + g'_t x$$

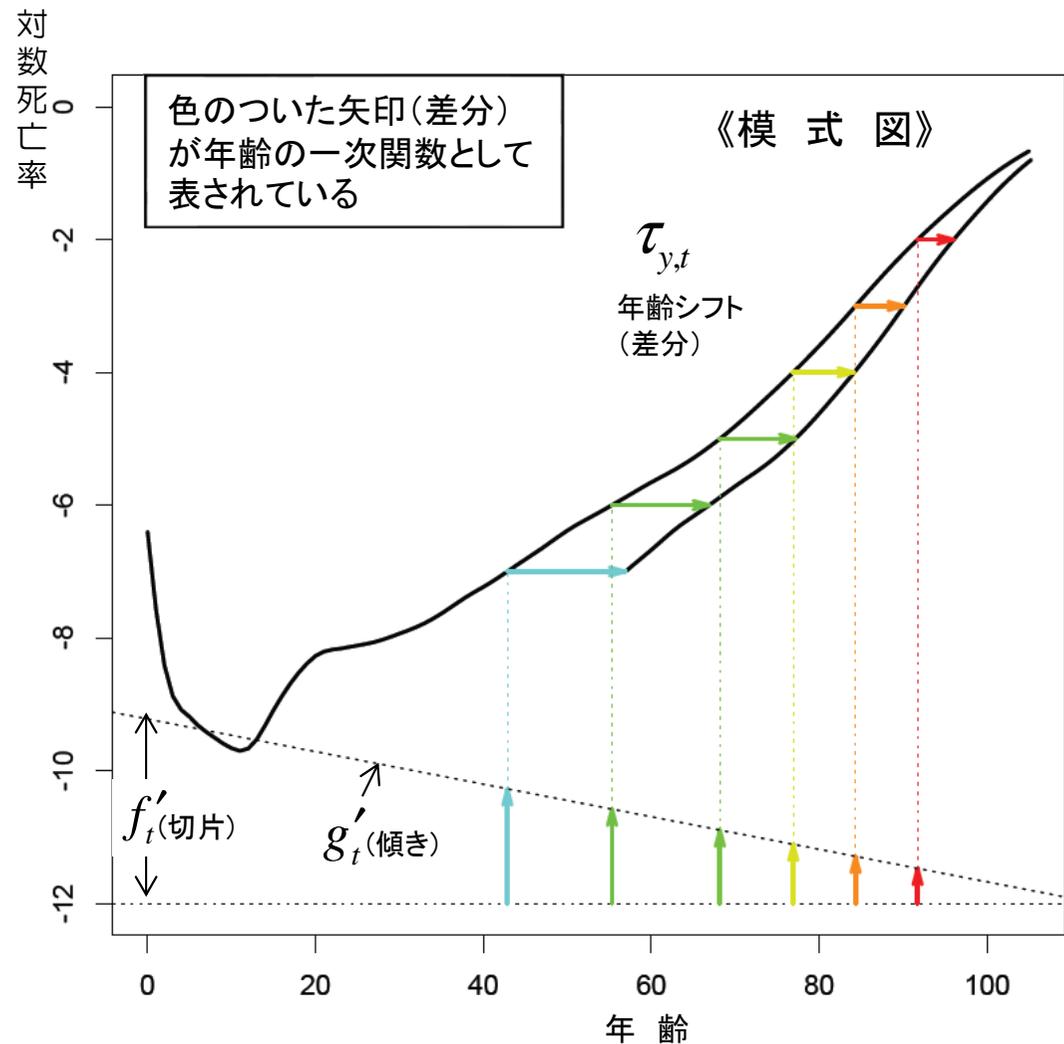
$\tau_{y,t}$ 年次(t)、対数死亡率(y)の年齢シフト(差分)

f'_t 差分を線形関数で表したときの切片

g'_t 差分を線形関数で表したときの傾き

注: $\lambda_{x,t} = \log \mu_{x,t}$: 対数死力の逆関数を $v_{y,t}$ とし、その時間微分を $\tau_{y,t}$ で表す。

また $\tau_{y,t}$ が時間微分であることから、 f'_t, g'_t の時間微分 f''_t, g''_t により右辺を記述している。基準時点では $f_t = g_t = 0$ とする。



線形差分モデル(LDモデル)のパラメータと将来推計

S_t を対数死亡率が $\log 0.5$ (死亡率が0.5)となる年齢とすると、 S'_t は線形差分モデルの定義から、

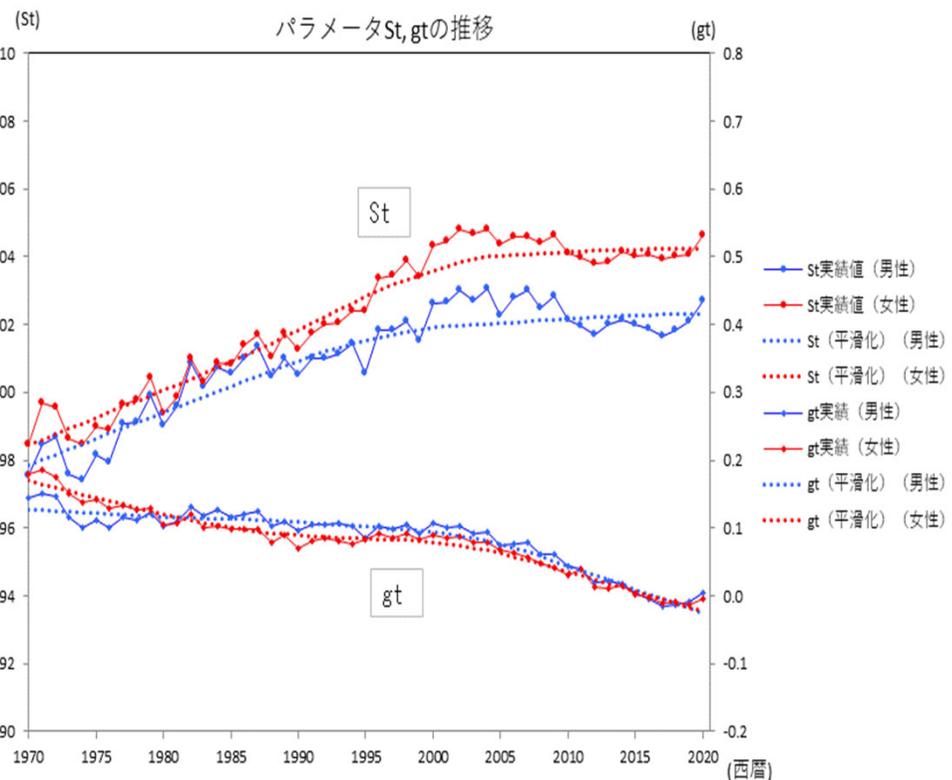
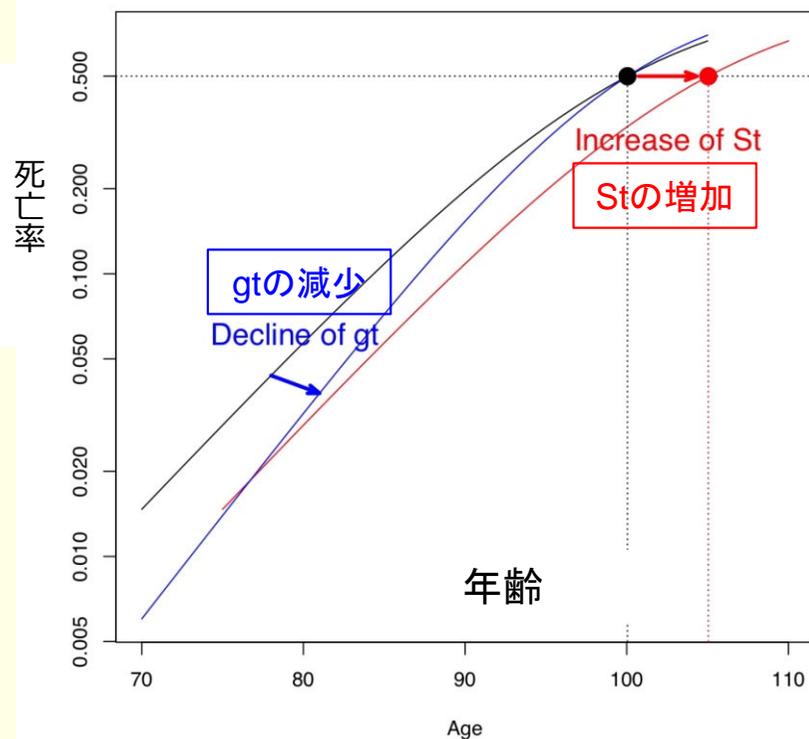
$$S'_t = f'_t + g'_t S_t \Rightarrow \Delta f_t = \Delta S_t - \Delta g_t \cdot S_t$$

となる。そこで、 $f_{t+1} \approx f_t + (S_{t+1} - S_t) - (g_{t+1} - g_t) \cdot (S_{t+1} + S_t)/2$ より、 f_t は S_t, g_t から逐次的に求められる。

線形差分モデルでは S_t の増加は死亡率曲線の高齢側への平行シフトに、 g_t の減少は死亡率曲線の勾配の増加に対応している。

パラメータ S_t, g_t 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う。

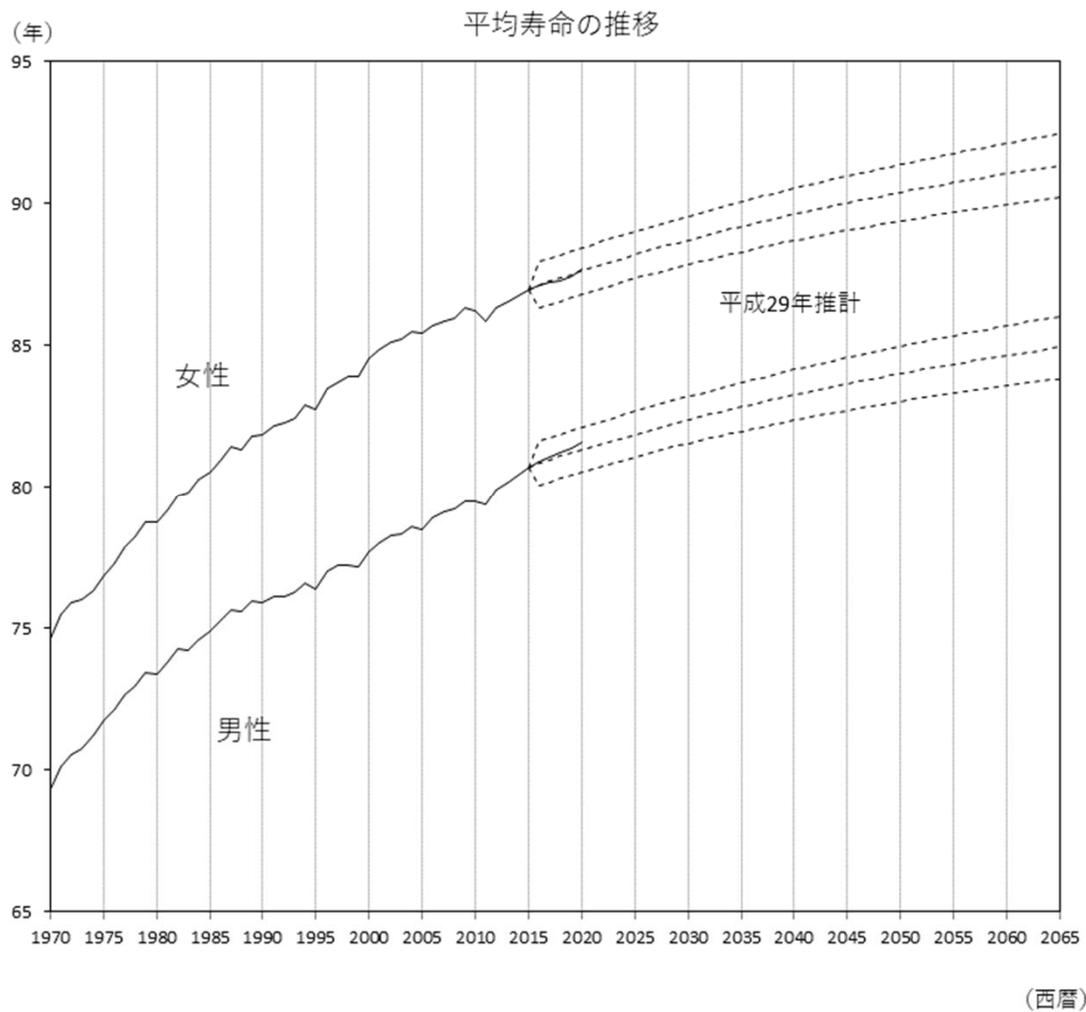
Stとgtの変化と死亡率曲線の対応(模式図)



注: St, gtの実績値は変動が大きいことから、平滑化した傾向線をあわせて示している。

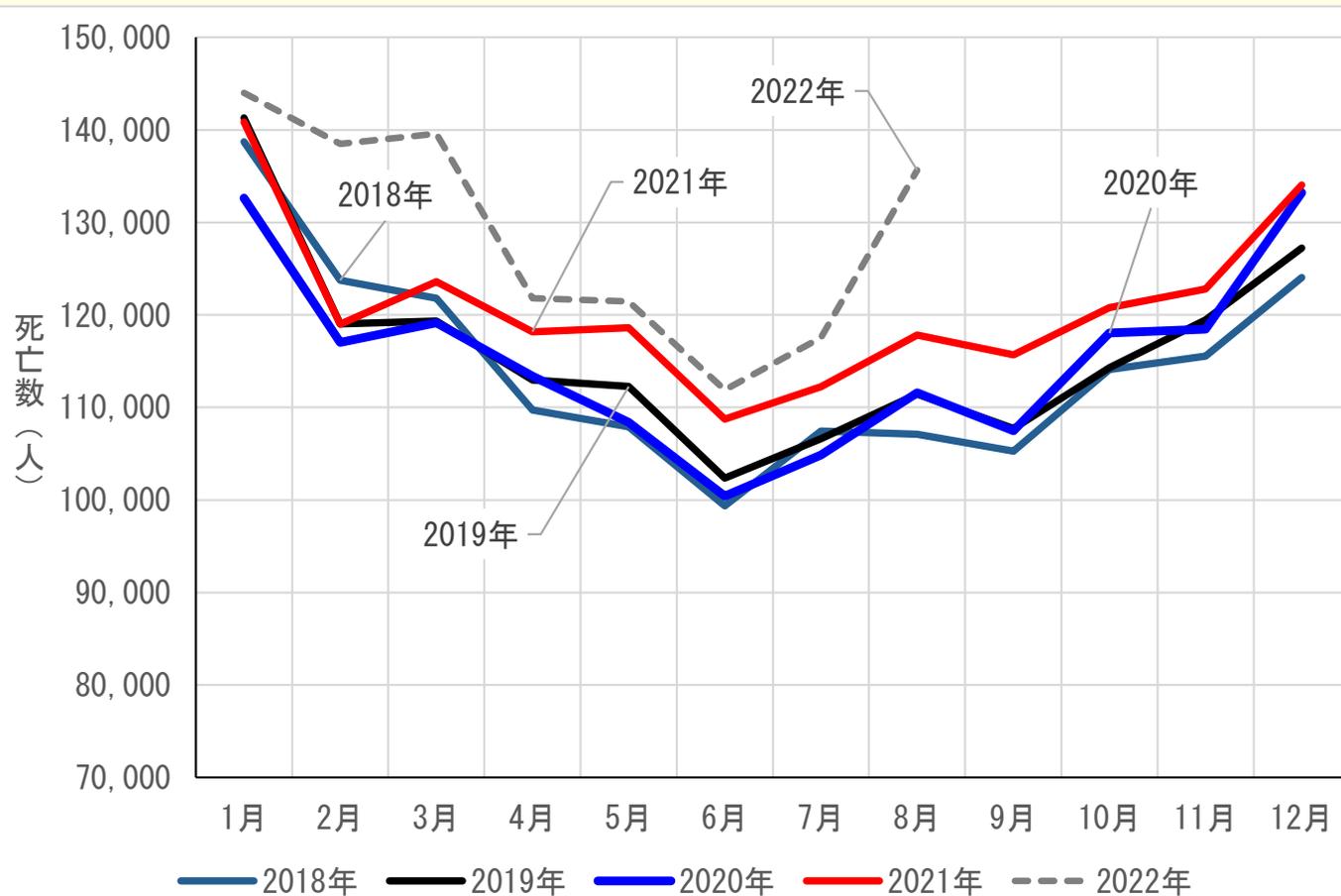
平均寿命の推移：実績値と前回仮定値

男女の平均寿命は、昭和45（1970）年から上昇を続けており、令和2（2020）年に男性81.58年、女性87.72年であった。平成29年推計では、令和47（2065）年には、中位仮定では男性84.95年、女性91.35年、高位では男性83.83年、女性90.21年、低位では男性86.05年、女性92.48年と推計された。



新型コロナ（COVID-19）の影響について

令和元（2019）年末に世界に広がった新型コロナ（COVID-19）の影響から、令和2（2020）年の死亡率はやや低く、逆に令和3（2021）年はやや高くなっている。令和4（2022）年は前年よりも死亡数が増加する傾向が見られることから、これを考慮して推計を行う。なお、令和5（2023）年以降は死亡モデルから推計された死亡率を用いることとする。



資料：厚生労働省「人口動態統計」速報

出生の仮定

- ◎ 日本人人口、外国人人口別、出生率の把握と投影
 - ※ 外国人の出生年齢パターンは最新5年平均で固定。
 - ※ 母外国人から日本国籍児が生まれる年齢別割合は最新5年平均で固定。
- ◎ 参照コーホート(2005年生まれ、推計時点で15歳)に対し、要因別投影で出生力水準を設定
- ◎ 出生年齢パターンモデル — 拡張リー・カーター・モデル
(特異値分解を用いたセミパラメトリックモデルで死亡率仮定に用いられるリー・カーター・モデルをコーホート年齢別出生ハザードに適用したもの)(前回 経験補正型一般化対数ガンマ分布モデル)

将来の期間年齢別出生率の仮定

将来推計人口において毎年の出生数を推計するために、将来の期間年齢別出生率を仮定する。ただし、将来値を得るための投影はコーホートの出生力指標について行う。
 年齢別出生率を合計したものが、合計出生率（合計特殊出生率、Total Fertility Rate, TFR）である。

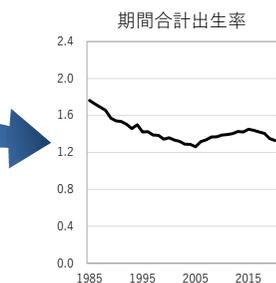
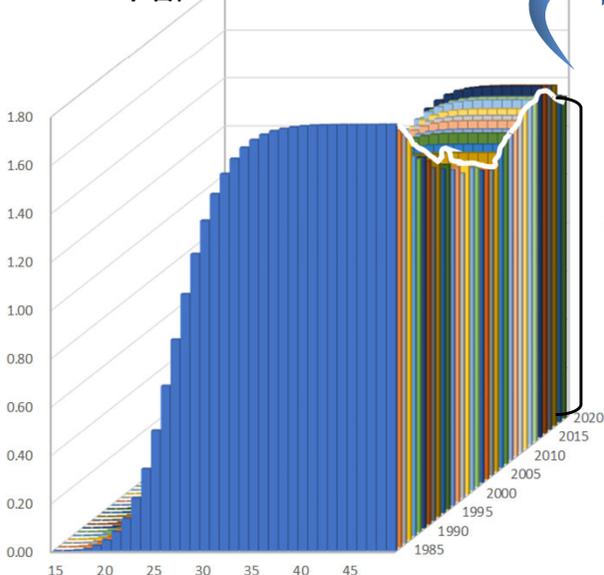
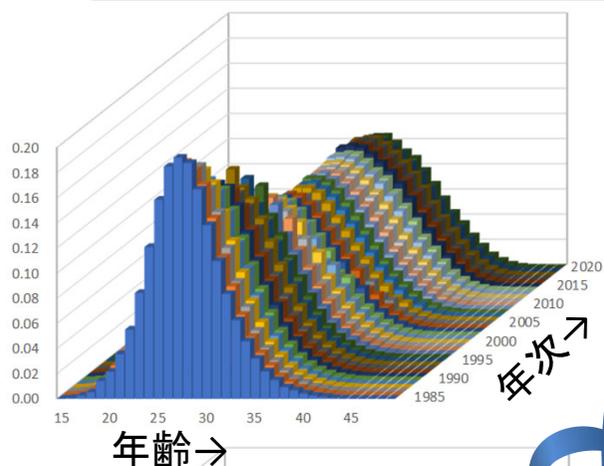
期間データ/Period data

コーホートデータ/Cohort data

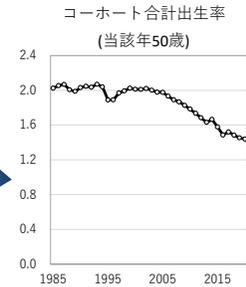
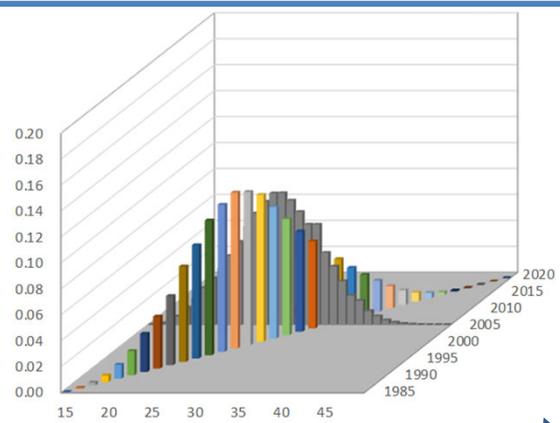
年齢別

年齢で累積

合計



ある年の合計出生率
 = 期間の合計出生率



ある年に生まれた女性の合計出生率
 = コーホートの合計出生率

年齢別出生率の仮定設定の手順

中長期の出生行動(出生力水準)の設定と出生年齢パターンの設定

1. 将来推計時点で出生過程に入る直前のコーホート(2005年生まれの女性(2020年に15歳))を「参照コーホート」として定める。
2. 「コーホート合計出生率算定式」により、参照コーホートの合計出生率を求める。推計時点で出生過程の途上にあるコーホートについても、同様の算定式からコーホート合計出生率を求める。
3. 各コーホートの出生順位別年齢別出生率を設定する(拡張リー・カーター・モデルを利用)。
4. コーホート出生率を期間出生率に組み替えて、将来の期間年齢別出生率の仮定値を得る。

外的ショックによる変動

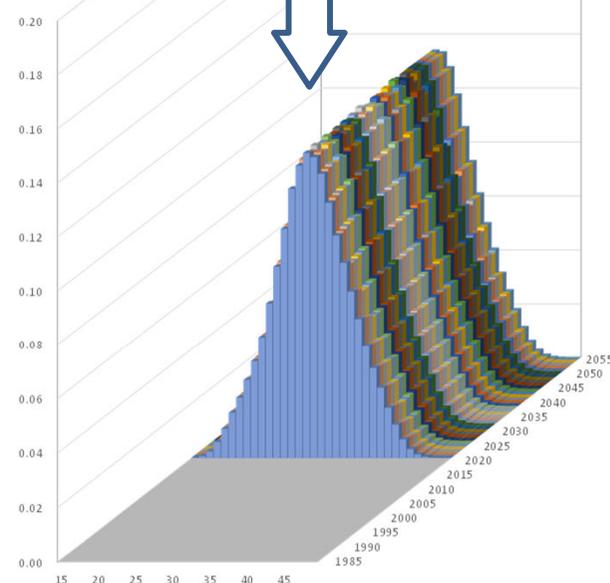
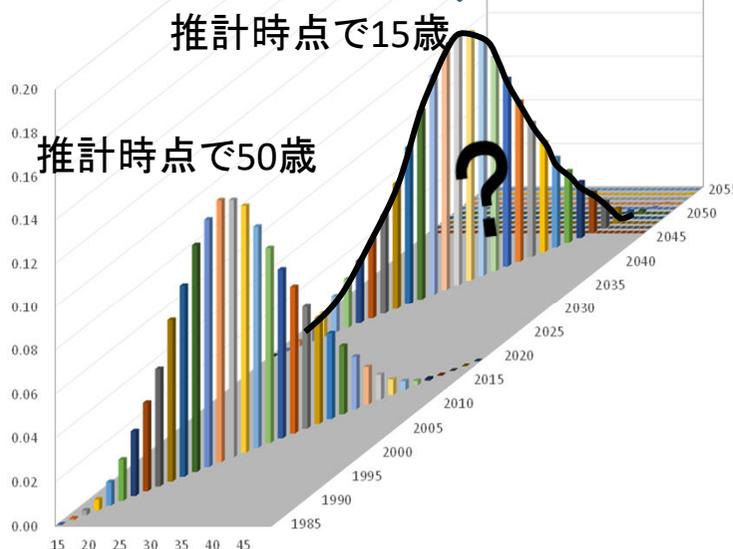
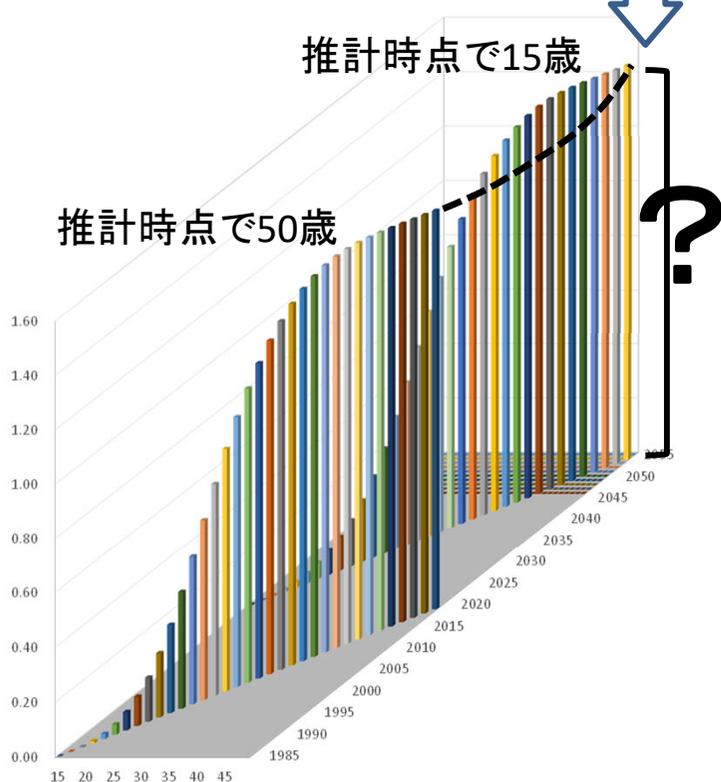
- 今回の将来投影は、新型コロナ前の2019年までのデータを使う。
- 2020～2022年に観察されている、婚姻・出生の落ち込みとその影響は別途見込み、仮定値に反映させる。

参照コーホートの出生力の仮定設定

算定式によって参照コーホートの合計出生率を求め、完結コーホート以降の推移を決める

出生年齢パターンの将来への投影

出生途上のコーホートの年齢別出生率を求め、期間の年齢別出生率に組み替えて、年次別の出生仮定値を得る



※ 2020～2022年に観察されている、婚姻・出生の落ち込みとその影響は別途見込み、仮定値に反映させる。

年齢別出生率の仮定設定の手順

中長期の出生行動(出生力水準)の設定と出生年齢パターンの設定

1. 将来推計時点で出生過程に入る直前のコーホート(2005年生まれの女性(2020年に15歳))を「参照コーホート」として定める。
2. 「コーホート合計出生率算定式」により、参照コーホートの合計出生率を求める。推計時点で出生過程の途上にあるコーホートについても、同様の算定式からコーホート合計出生率を求める。
3. 各コーホートの出生順位別年齢別出生率を設定する(拡張リー・カーター・モデルを利用)。
4. コーホート出生率を期間出生率に組み替えて、将来の期間年齢別出生率の仮定値を得る。

外的ショックによる変動

- 今回の将来投影は、新型コロナ前の2019年までのデータを使う。
- 2020～2022年に観察されている、婚姻・出生の落ち込みとその影響は別途見込み、仮定値に反映させる。

参照コーホートの出生仮定設定の考え方 (コーホート合計出生率算定式)

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。将来推計に際しては、各要素の実績値推移の投影を行い、参照コーホートの各要素の値を求めることによって、そのコーホート合計特殊出生率を求め、長期仮定として設定する。

コーホート合計出生率

$$\begin{aligned} &= (1 - \text{50歳時未婚者割合}) \times \text{結婚する女性の割合} \\ &\times \text{期待夫婦完結出生児数} \\ &\times \text{結婚出生力変動係数} \\ &\times \text{離死別再婚効果係数} \end{aligned}$$

夫婦の最終的な平均出生子ども数

離死別、再婚の影響度

初婚年齢パターン

↑
国勢調査

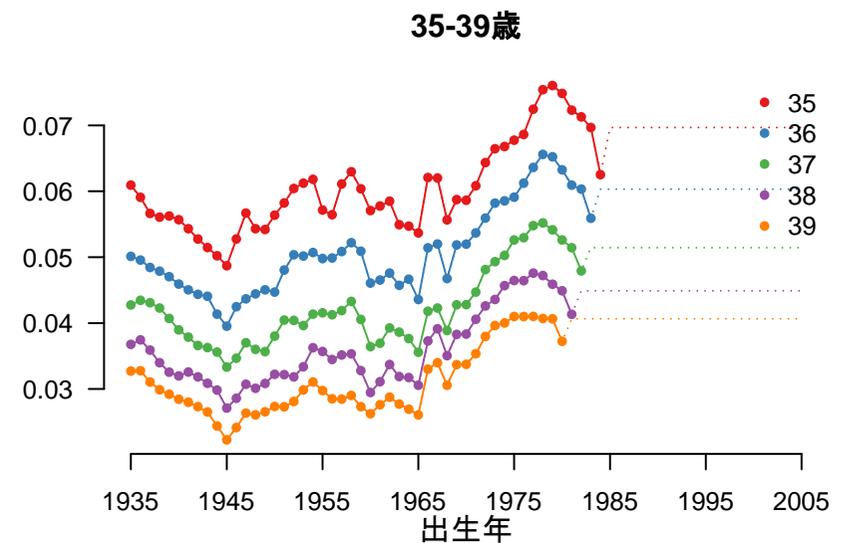
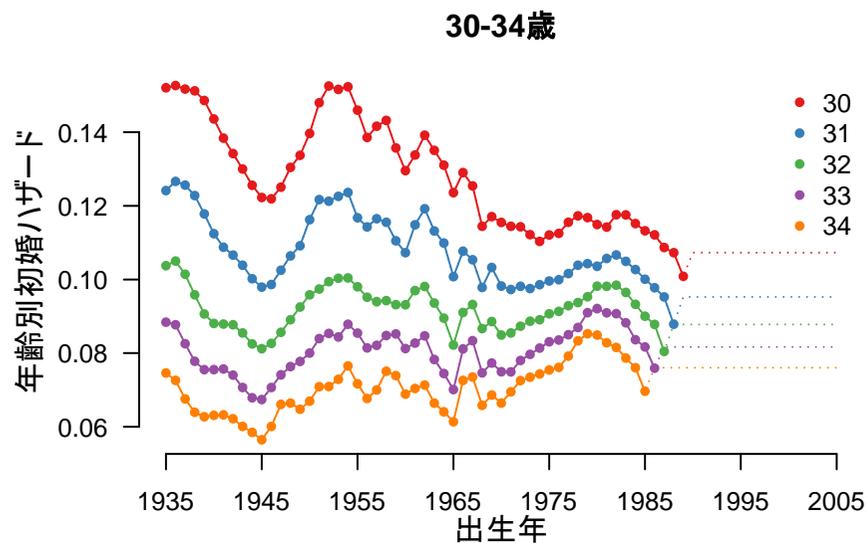
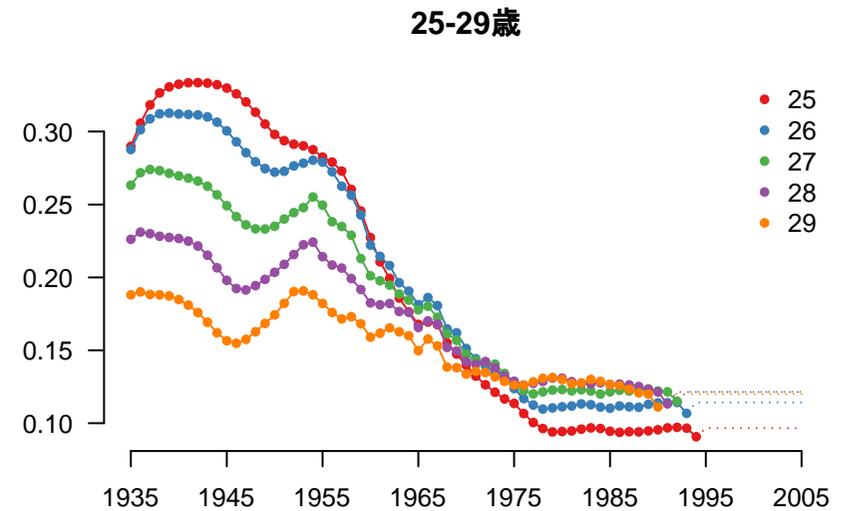
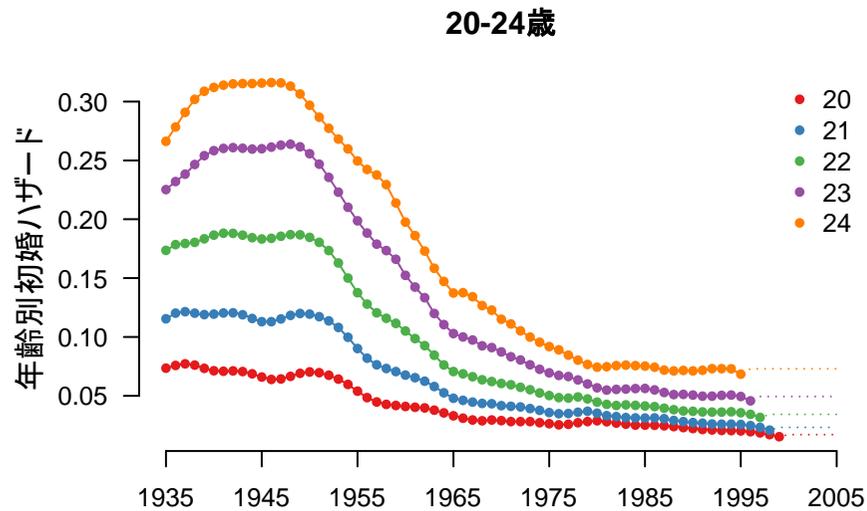
↑
人口動態統計

↑
出生動向基本調査

算定式各要素

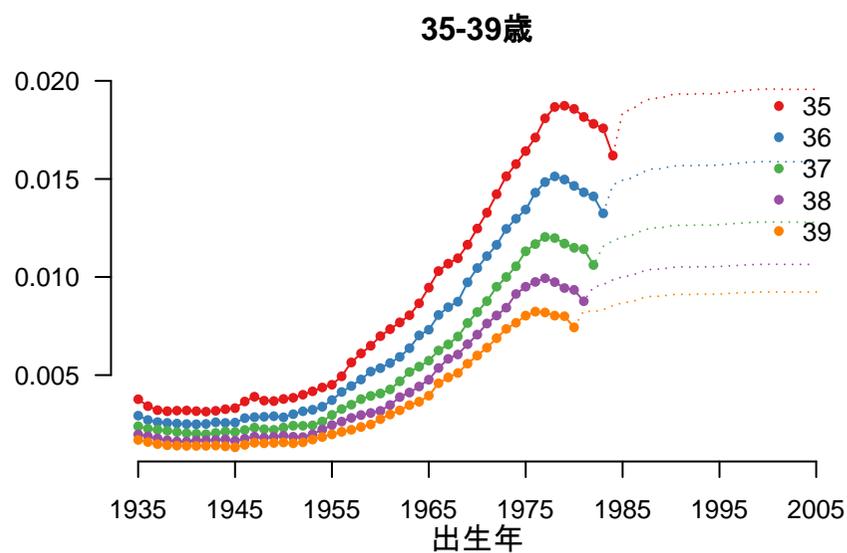
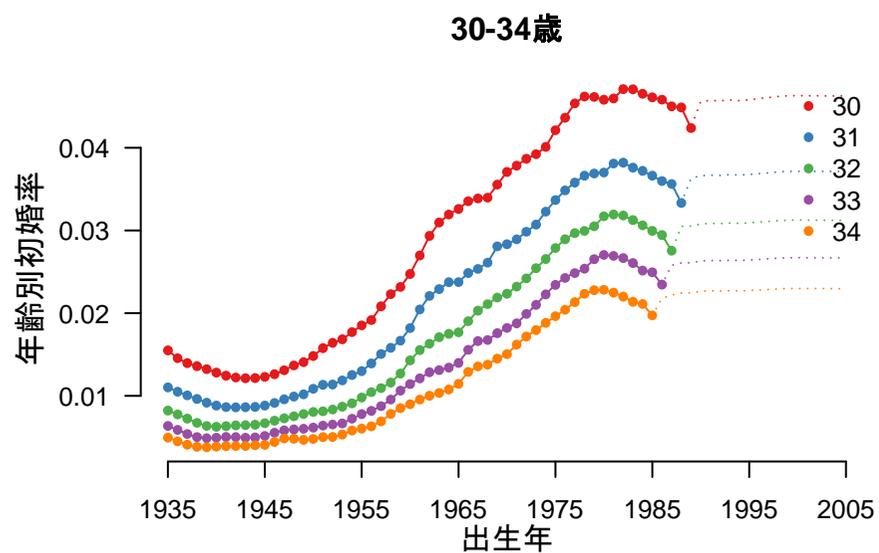
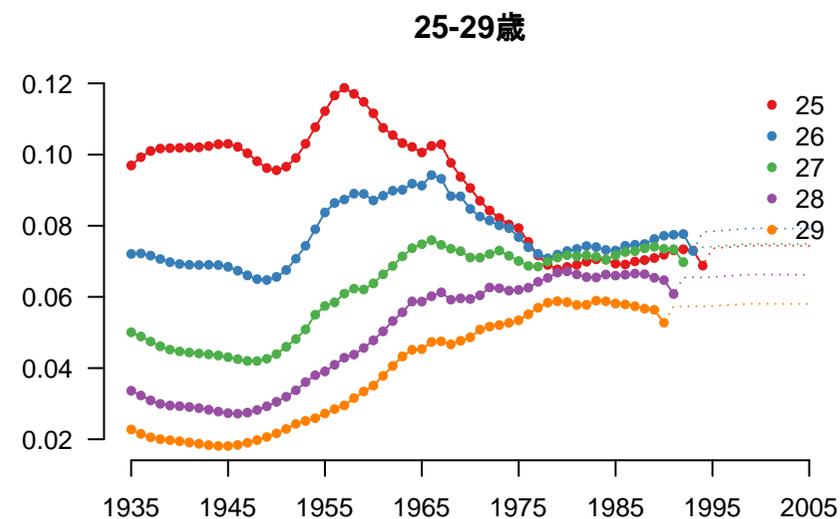
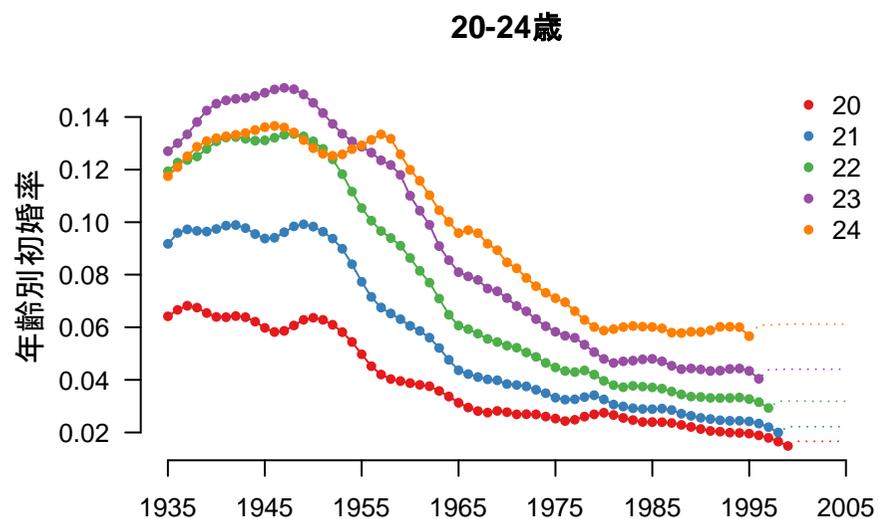
- 50歳時未婚者割合
 - 将来年齢別初婚率
 - (中位)最新ハザード(ただし2020年以降は含まず)固定で将来投影
 - ※ ハザード:結婚していない女性からの初婚の発生率
 - (高位)過去の水準に戻る
 - (低位)高位と中位の乖離を低位に適用
- 期待夫婦完結出生児数
 - 将来年齢別初婚率
 - 上記仮定
 - 初婚年齢別(出生順位別)出生確率
 - 出生動向基本調査(1970～1979年生まれ女性、50歳時推定確率)
- 結婚出生力変動効果
 - コーホート効果を反映する係数
- 離死別再婚効果
 - 配偶関係構造
 - 配偶関係別多相生命表(2020年国勢調査基準)
 - 配偶関係別完結出生児数(初婚どうし夫婦に対する相対値)
 - 出生動向基本調査(45～49歳女性)

年齢別初婚ハザード：実績値および投影値



破線は、2020年を含まない最新ハザードを固定して将来初婚ハザードを投影したものの。

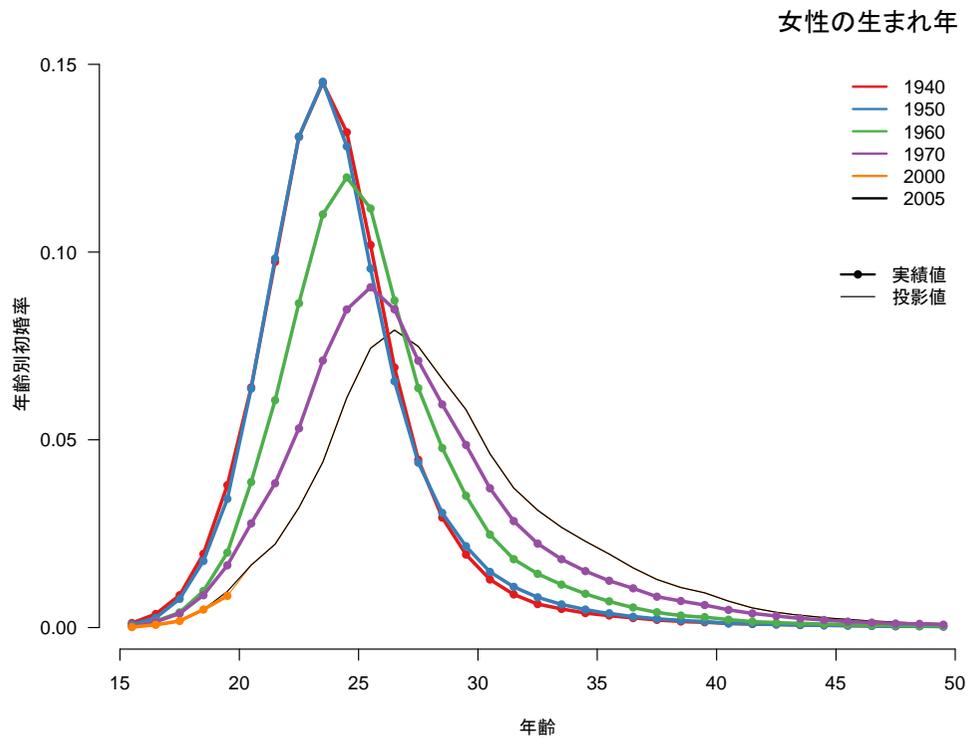
変換された年齢別初婚率：実績値および投影値



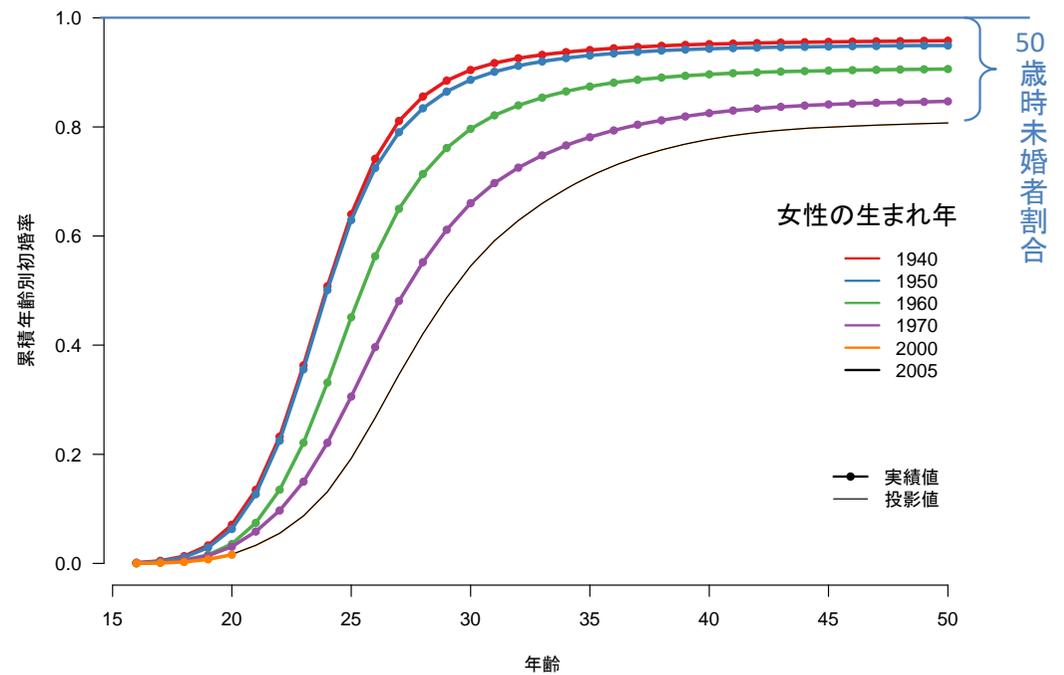
破線は、2020年を含まない最新ハザードを固定して将来初婚率を投影したもの。

出生コーホート別、年齢別初婚率実績と投影値

年齢別初婚率



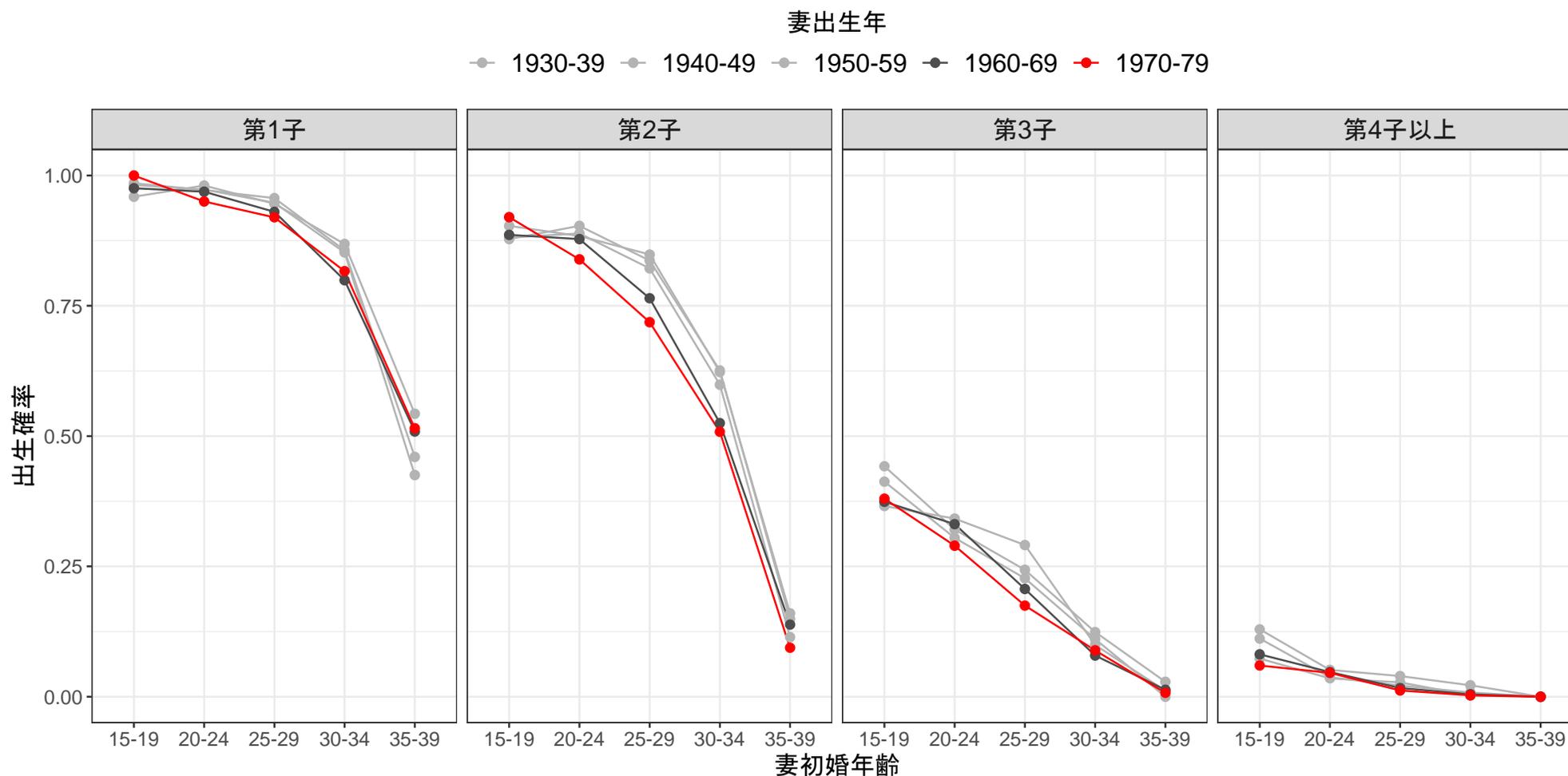
累積年齢別初婚率



注：2000年出生コーホート(2000年生まれ)の投影値(オレンジ色)は、2005年出生コーホートにほぼ重なっている。

出生順位別、初婚年齢別、50歳時出生確率

初婚年齢別出生確率のコHORTによる変化は、出生順位によって異なる。第1子は若年での結婚や35歳以上の出生確率が高く維持されているが、第2子、第3子では出生確率の低下が続いている。今回推計の算定式では1970年前後生まれの初婚年齢別出生確率に対し、参照コHORTの初婚年齢分布を重みとした積和によって、夫婦の期待出生児数が算出する見込み。



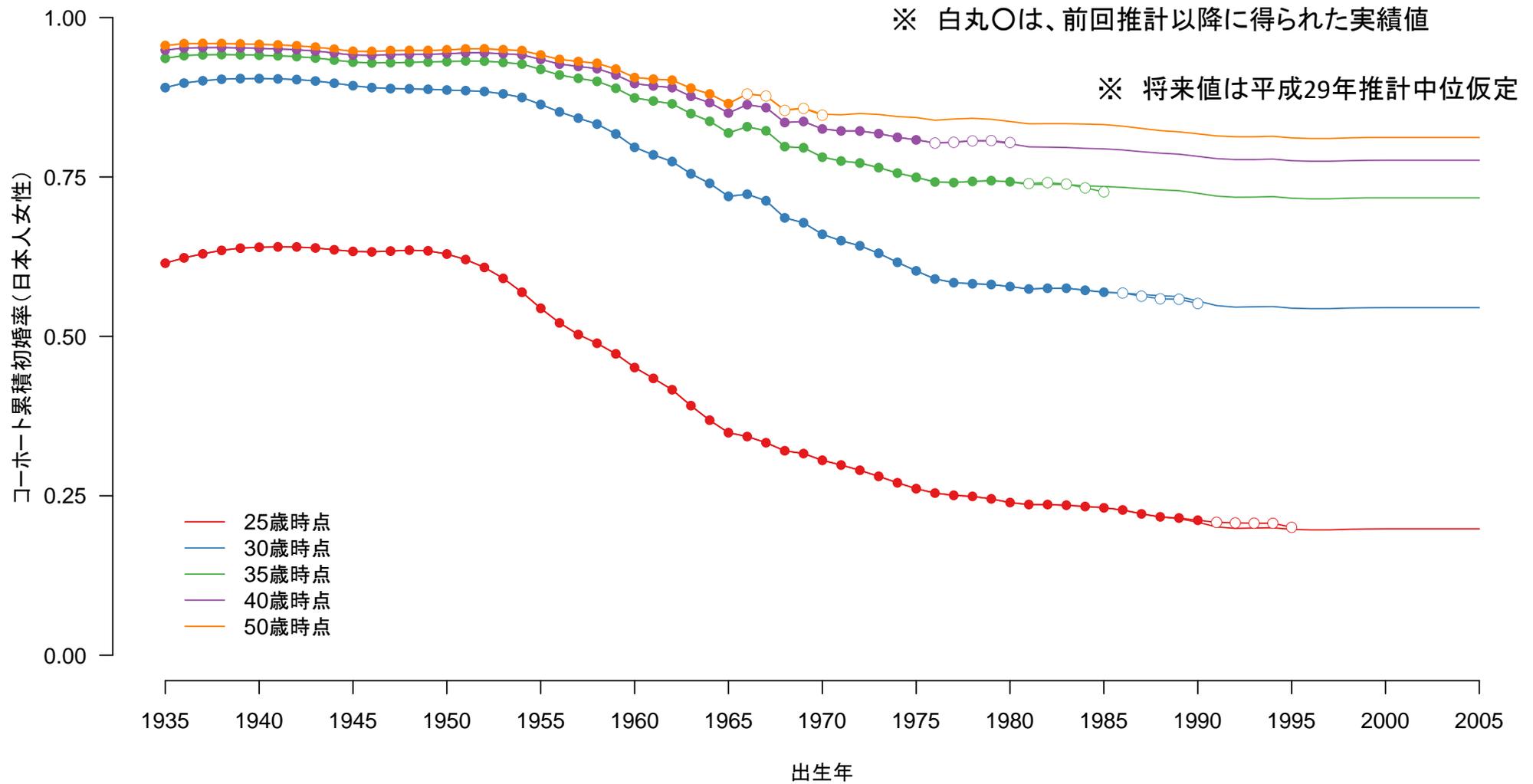
出生の仮定設定に関する考え方

要因 (指標)		平成29年推計 中位仮定 (参照コーホート)	平成29年推計 推計時実績値	現状からみた傾向	実績値 (コーホート値※1)	
コーホート合計出生率 (日本人女性出生率)		(2000年生) 1.40	(1964年生※2) 1.63	参照コーホート =2005年生まれ	(1970年生) 1.44	
結婚 (女性)	結婚年齢 (平均初婚年齢)	上昇傾向が続く	28.6歳 (2000年生)	26.3歳 (1964年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)	上昇傾向が続く	27.2歳 (1970年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)
	未婚化の影響 (50歳時未婚者割合)	平均初婚年齢の上昇にともなう構造的な50歳時未婚者割合の増加に加え、選択的な未婚による50歳時未婚者割合の増加も緩やかに進む	18.8% (2000年生)	12.0% (1964年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)	50歳時未婚者割合の増加が緩やかに進む	15.3% (1970年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)
夫婦完結 出生力	晩婚化の影響 (初婚年齢別 完結出生児数)	平均初婚年齢の上昇にともない夫婦完結出生児数は以前より速いペースで減少する			平均初婚年齢の上昇にともない夫婦完結出生児数の減少が進む	
	晩婚化以外の影響 (結婚出生力 変動係数)	妻1960年代出生コーホートで顕著な低下が進行するが、70年代以降のコーホートでは30歳代での出生によって夫婦出生力の引き下げが緩やかになる	1.79人 (2000年生)	1.96人 (1964年生推定) 出生動向基本調査 人口動態統計	70年出生コーホートにかけて夫婦の平均子ども数は大きく減少する。その後、1980年前後の出生コーホートにおいて婚前妊娠出産により一時的に第1子出産のタイミングが早まることで最終的な夫婦子ども数もやや引きあがるものの、その後の出生コーホートでは再び夫婦出生力が減少に転じる	1.85人 (1970年生推定) 出生動向基本調査 人口動態統計
離死別再婚効果 (離死別再婚効果係数)		離婚率は横ばいに推移しており、コーホートの平均子ども数の低下はより緩やかなものとなる	0.955 (2000年生)	0.959 (1964年生) 出生動向基本調査 人口動態・国勢調査	初婚どうし夫婦の妻とそれ以外の結婚履歴を持つ女性との間の平均子ども数の差異が縮小し、離死別再婚効果はやや緩む	0.965 (1970年生) 出生動向基本調査 人口動態・国勢調査
出生性比		直近5年間の平均値で一定	105.2	105.2 (2011～15年)	直近5年間の平均値で一定	105.2 (2016～20年)

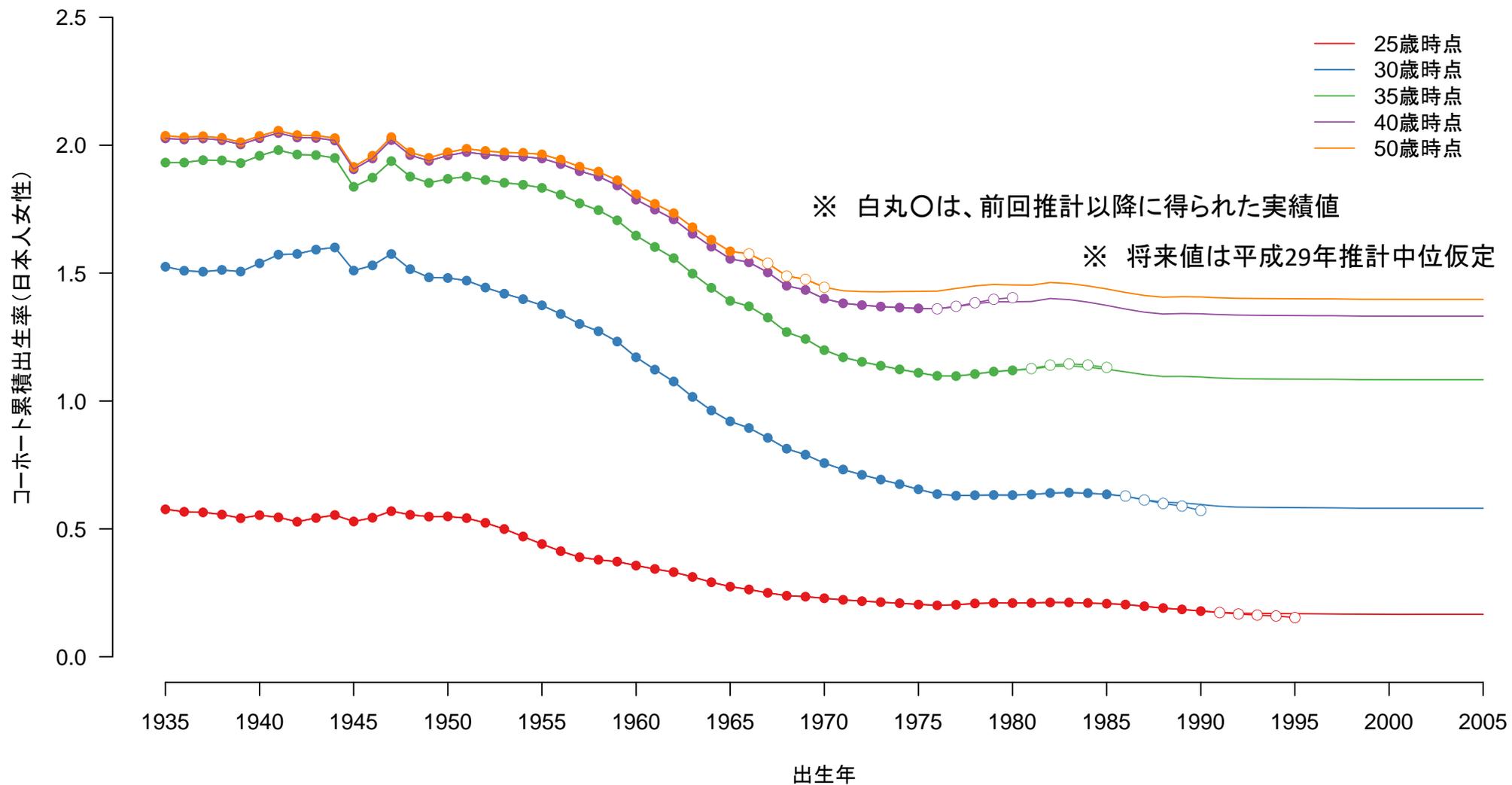
※1 実績値のうち、コーホート値は暫定的な推定値である。

※2 実績値が得られる最も新しいコーホートは1965年コーホートであるが、1965～67年コーホートの人口動態率は丙午の影響を受けるため、1964年コーホートの実績値を示している。

コーホート累積年齢別初婚率



コーホート累積年齢別出生率



年齢別出生率の仮定設定の手順

中長期の出生行動(出生力水準)の設定と出生年齢パターンの設定

1. 将来推計時点で出生過程に入る直前のコーホート(2005年生まれの女性(2020年に15歳))を「参照コーホート」として定める。
2. 「コーホート合計出生率算定式」により、参照コーホートの合計出生率を求める。推計時点で出生過程の途上にあるコーホートについても、同様の算定式からコーホート合計出生率を求める。
3. 各コーホートの出生順位別年齢別出生率を設定する(拡張リー・カーター・モデルを利用)。
4. コーホート出生率を期間出生率に組み替えて、将来の期間年齢別出生率の仮定値を得る。

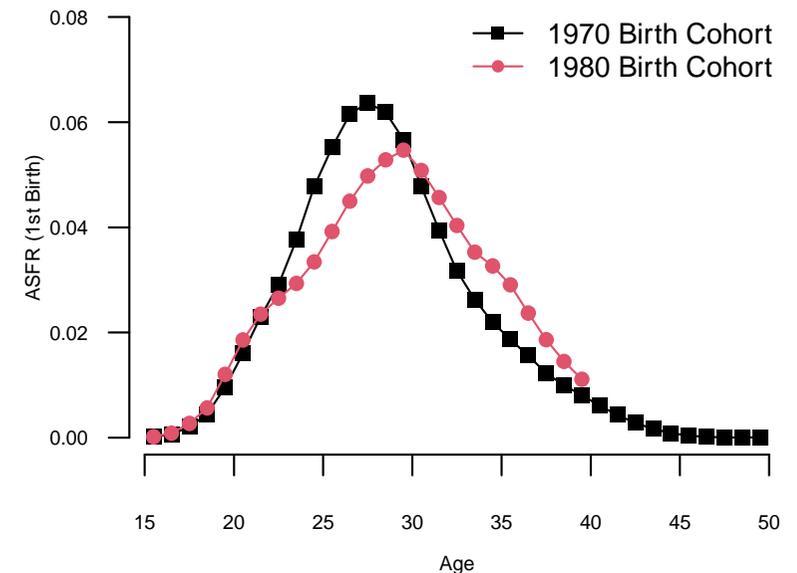
外的ショックによる変動

- 今回の将来投影は、新型コロナ前の2019年までのデータを使う。
- 2020～2022年に観察されている、婚姻・出生の落ち込みとその影響は別途見込み、仮定値に反映させる。

年齢別出生率の将来投影

コーホート出生ハザードに対する拡張リー・カーター・モデルの利用

- 参照コーホートの合計出生率を投影後、出生の年齢パターン(年齢別出生率)を推定する。
- 年齢パターンはパラメトリックモデルまたはセミパラメトリックモデルで表現可能。パラメーターを将来に投影することで、出生過程を完了していない、あるいは出生過程に入っていない将来のコーホートの年齢別出生率を投影する。
- セミパラメトリックモデルである「拡張リー・カーター出生モデル」を利用。
 - ※ 前回は「経験補正型一般化対数ガンマ分布モデル」を利用。
- リー・カーター・モデル
 - 年齢別死亡率の投影で使われているモデル

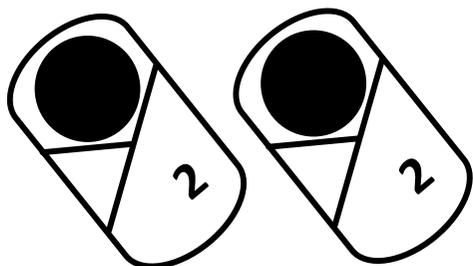


$$\log(m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t}$$

出生率と出生ハザード

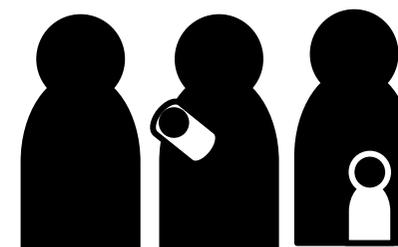
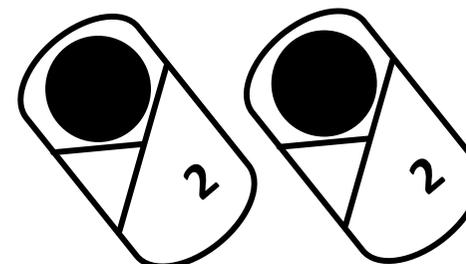
満x歳第2子出生率

ある期間の満x歳の全女性に対する、第2子発生



満x歳第2子出生ハザード

第2子を生んでいない満x歳の女性に対する第2子発生



※ 第1子を生んでいない女性も含む

コーホート出生ハザードのリー・カーター・モデル (出生順位別モデル)

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

$h_{x,c}$ c 年出生コーホートの満 x 歳出生ハザード

a_x 平均的な年齢別出生ハザード対数值 (ベースライン)

k_c コーホート出生の一般的水準

b_x k_c が変化するときの年齢別出生ハザード
の変化率

第1特異値および
特異ベクトル

拡張リー・カーター・モデル

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

拡張リー・カーター・モデル

LC
Model

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

↑ 水準の変化はここに含まれる

第2特異ベクトル以降も利用
(多様な変化パターンに対応)

拡張LC
Model

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

出生ハザードの
全体的水準を統制

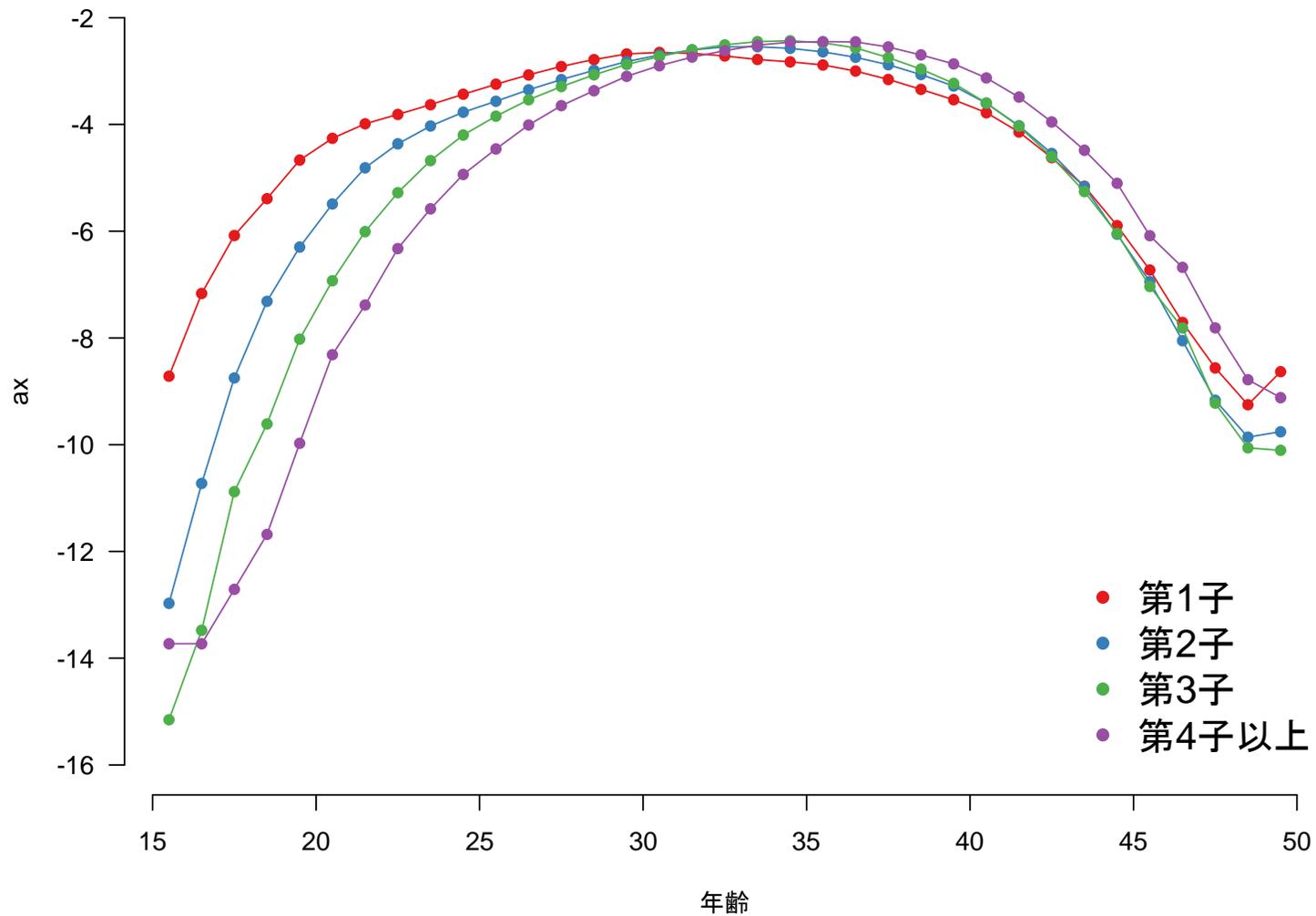
$$\log \sum_x h_{x,c} = \log \left(-\log \left(1 - \sum_x f_{x,c} \right) \right)$$

コホート年齢別出生率

$$= \log(-\log(1 - F_c))$$

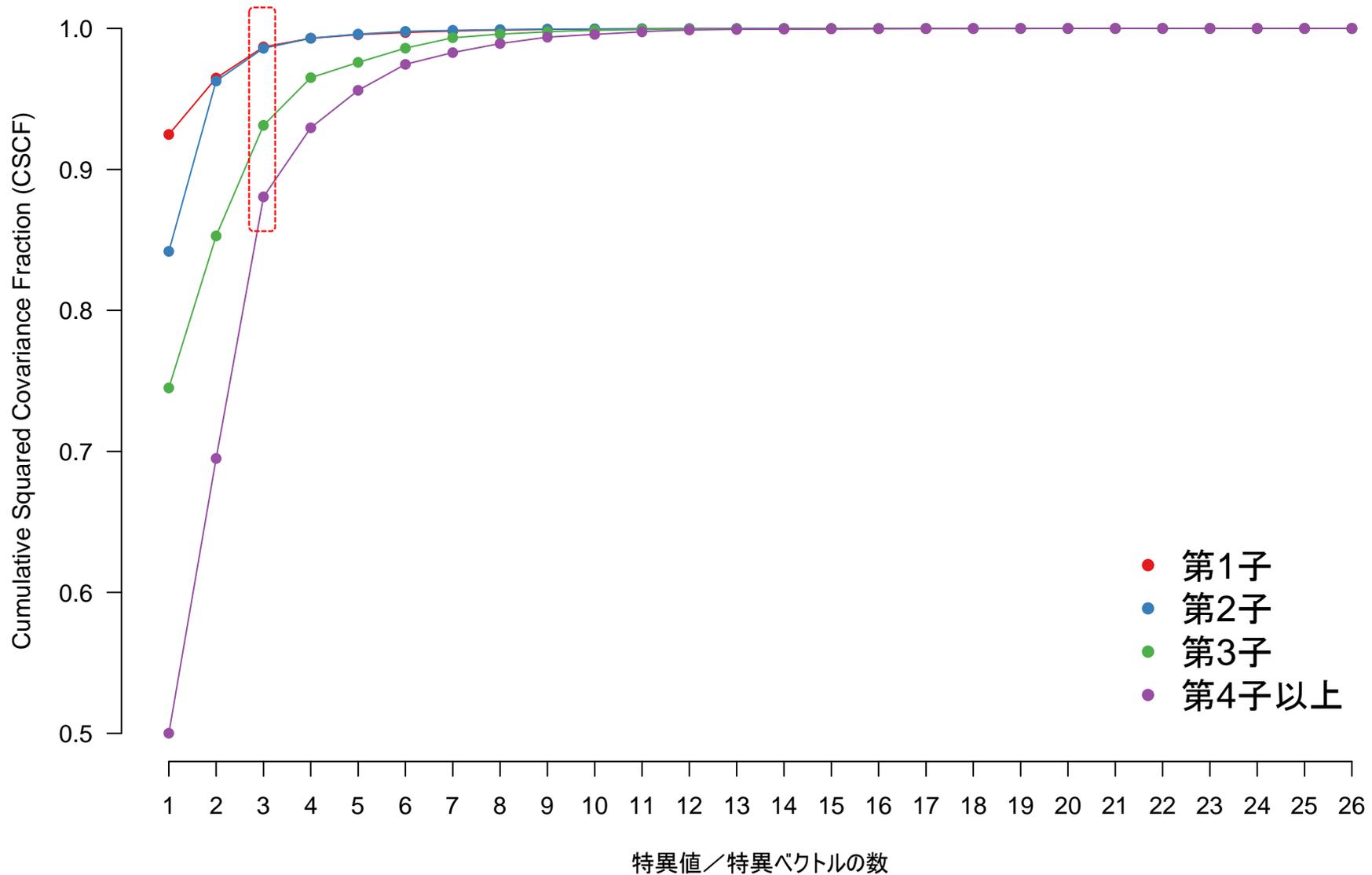
出生順位別合計出生率 (F_c)
を統制する役割

年齢別出生ハザード対数値のベースライン： a_x



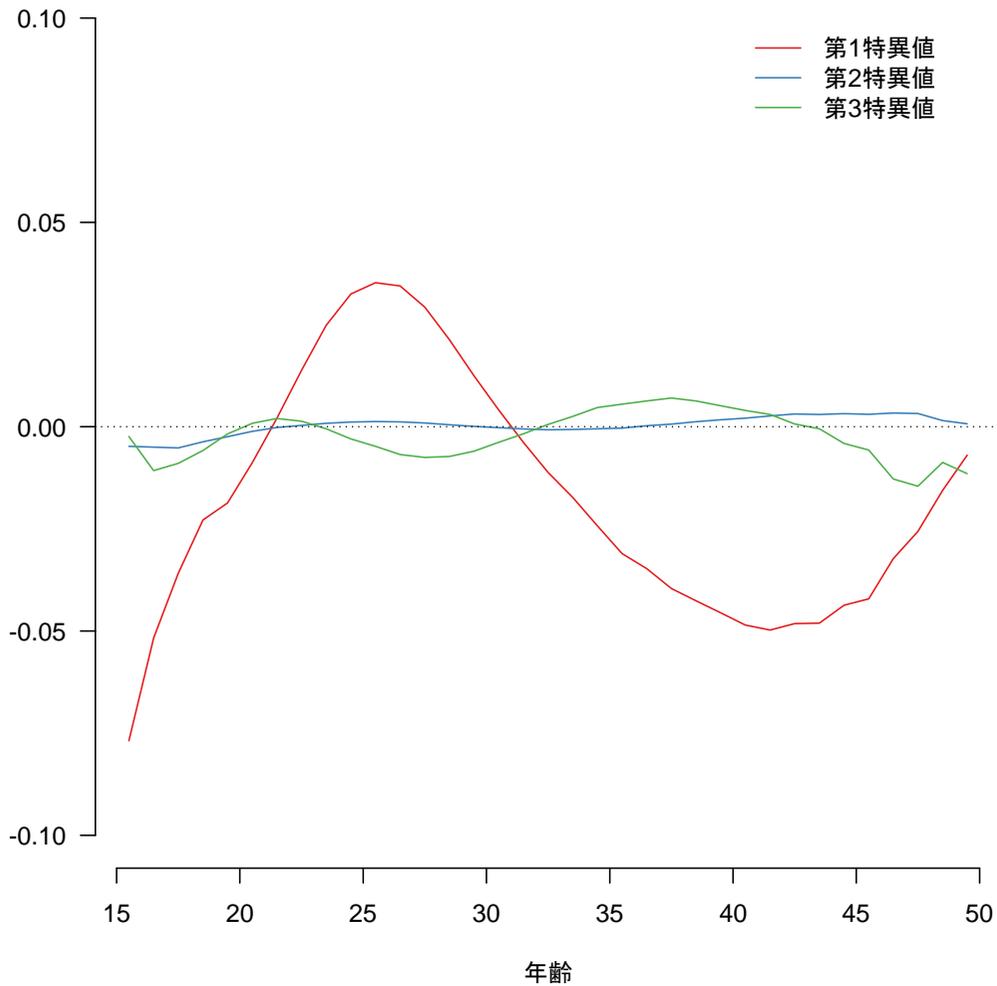
注：1976～85年コーホートをもとに算出

特異値／特異ベクトルの説明力(累積値)

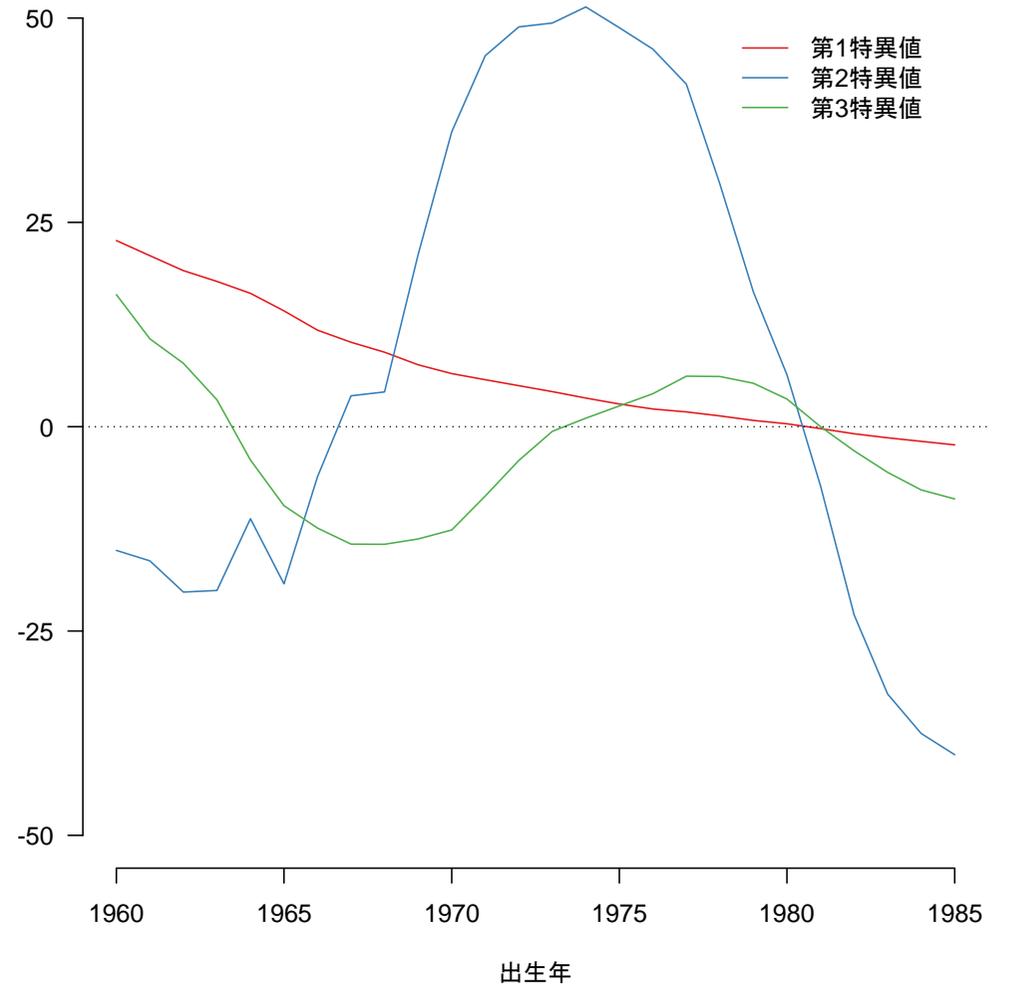


特異ベクトル(第1子の例)

bx

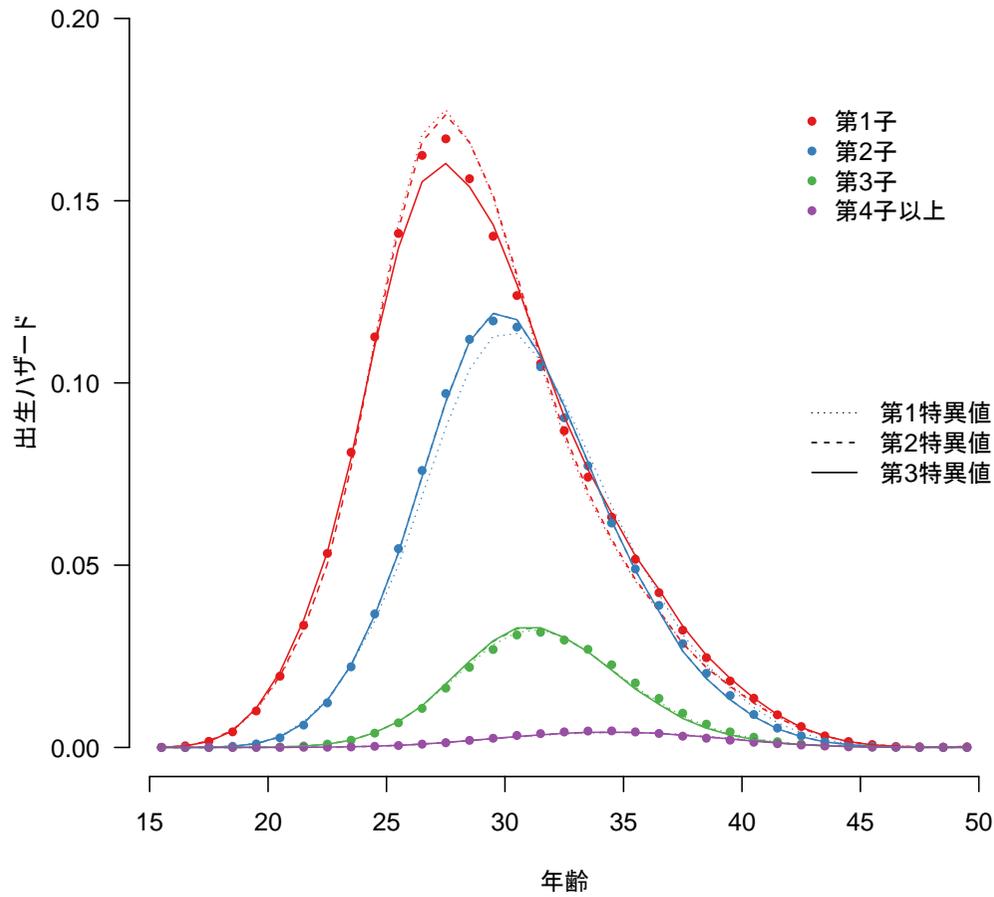


kc

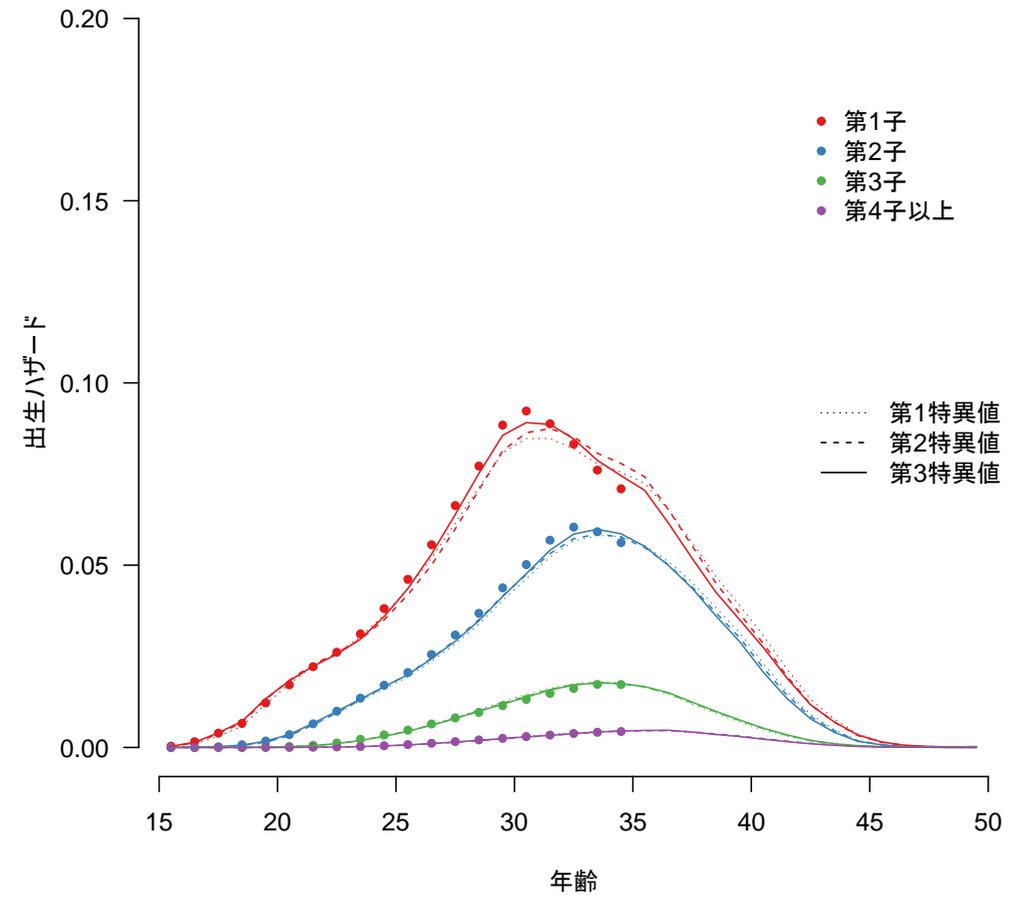


年齢別ハザードの実績値と拡張リー・カーター・モデル値

1960年生まれ

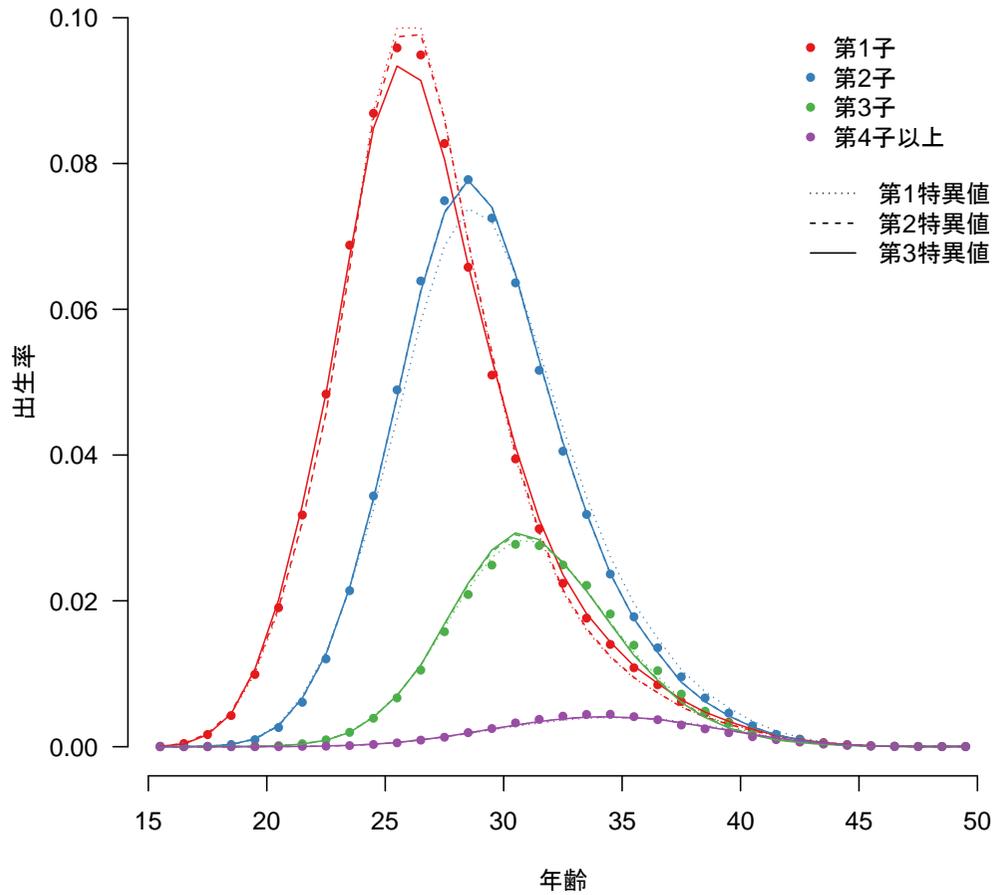


1985年生まれ

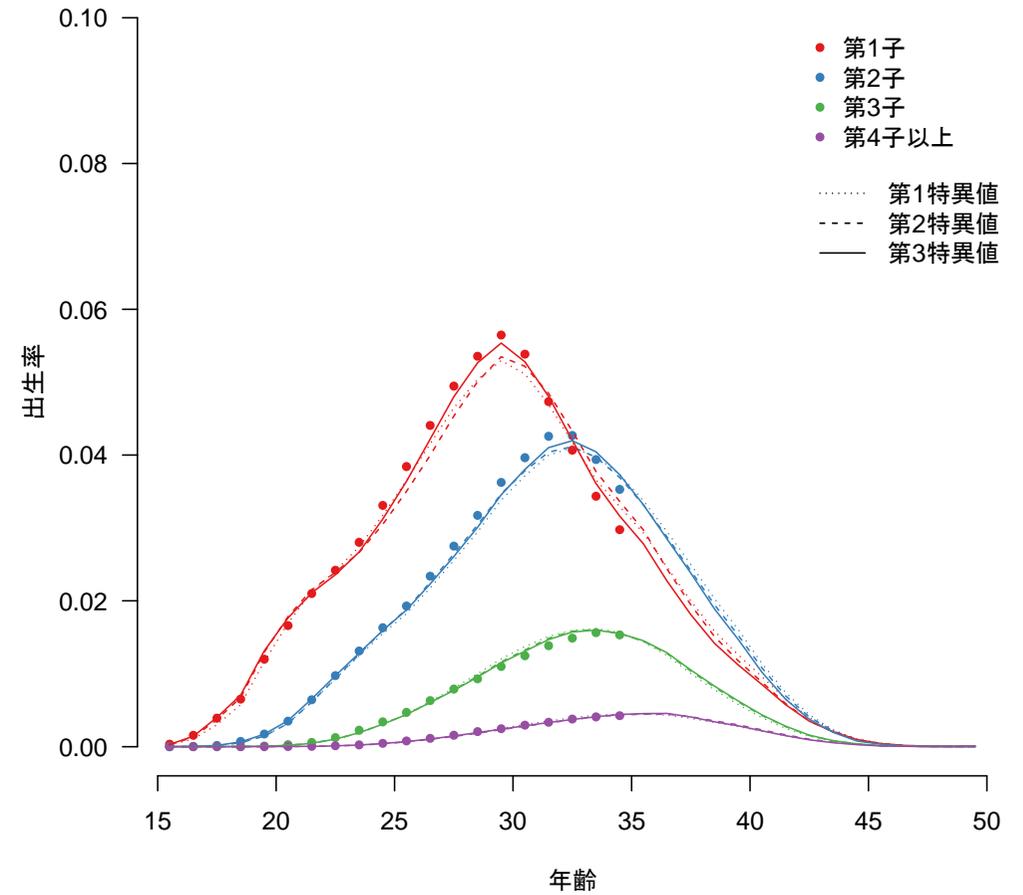


年齢別出生率の実績値と拡張リー・カーター・モデル値

1960年生まれ



1985年生まれ

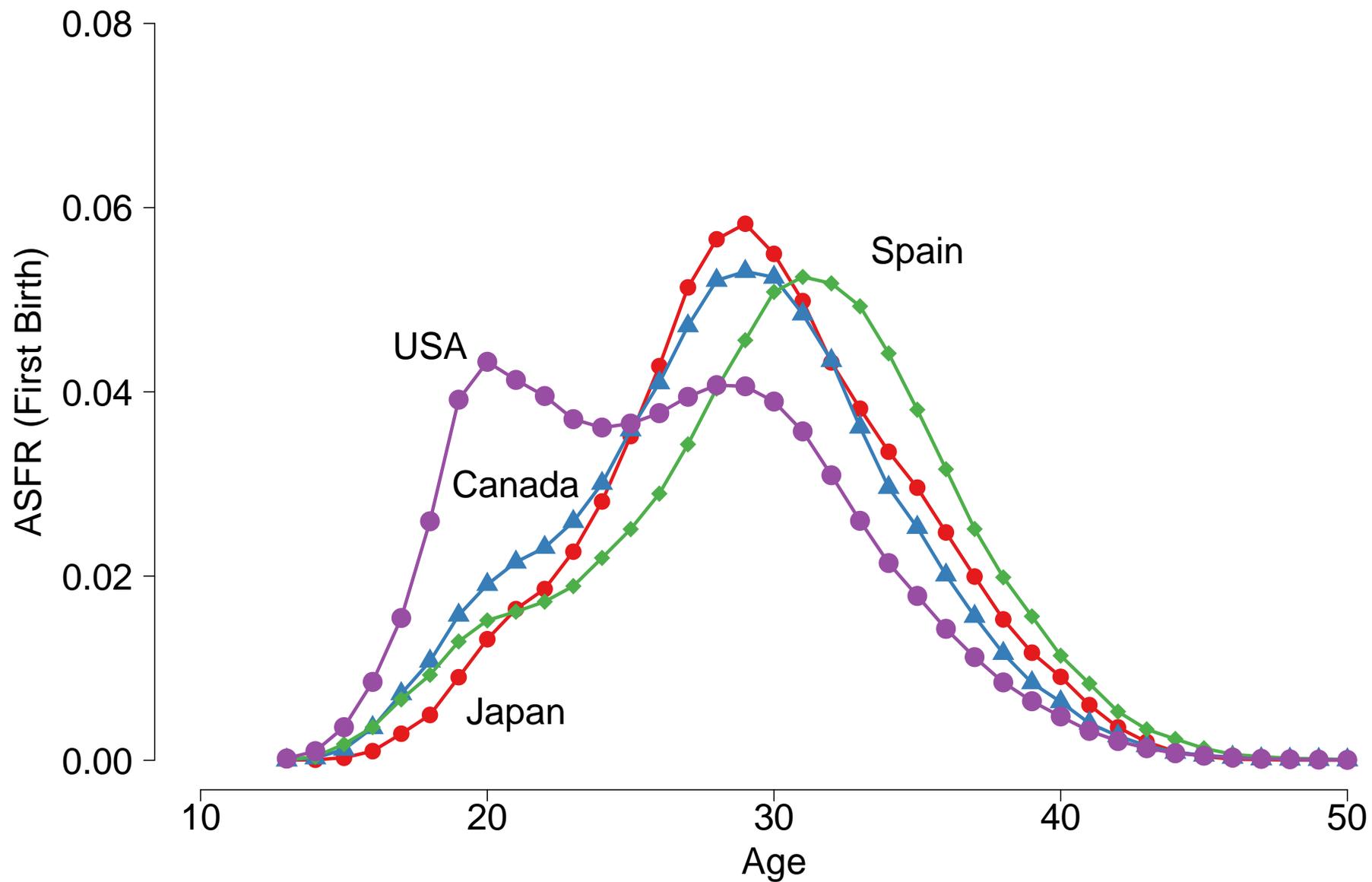


出生モデルをパラメトリック・モデルから セミパラメトリック・モデルに切り替えた背景

出生の年齢スケジュールの多様化、分散化：
従来型の「ガンマ分布様形状」からの逸脱

- パラメトリック・モデルによる複雑な出生年齢スケジュールの表現
 - 多くのパラメータを備えたモデルが必要
 - 競合リスクモデルや混合分布モデルなど
 - モデルの柔軟性と引き換えにパラメータ数の増加により将来推計の不確実性が増す
- セミパラメトリックモデル
 - ベースラインを観測データから定める
 - パラメータ数を抑えた、より節約的なモデル
- 平成29年推計までは、出生年齢スケジュールの変化はパラメトリックモデルによっても表現可能であった。
- しかしながら、中長期的には出生年齢スケジュールの多様化がより顕著になりつつあり、今後はセミパラメトリックモデルの優位性が次第に増していくものと思われる。

主要国の第1子の年齢別出生率（2015年）

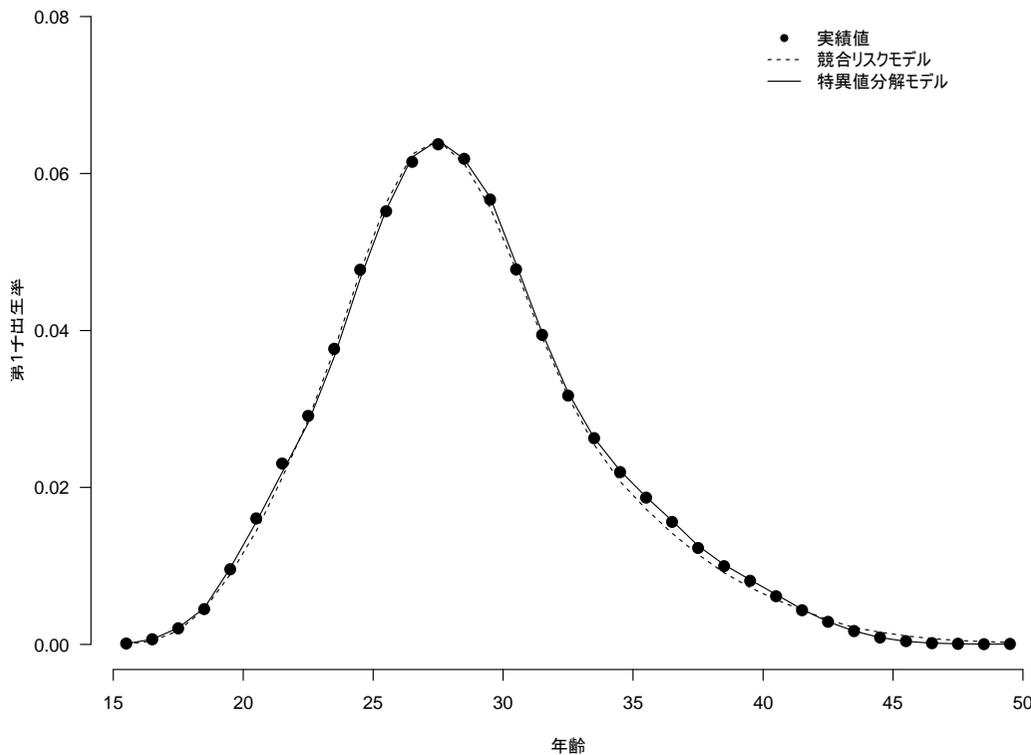


拡張リー・カーター・モデルの評価

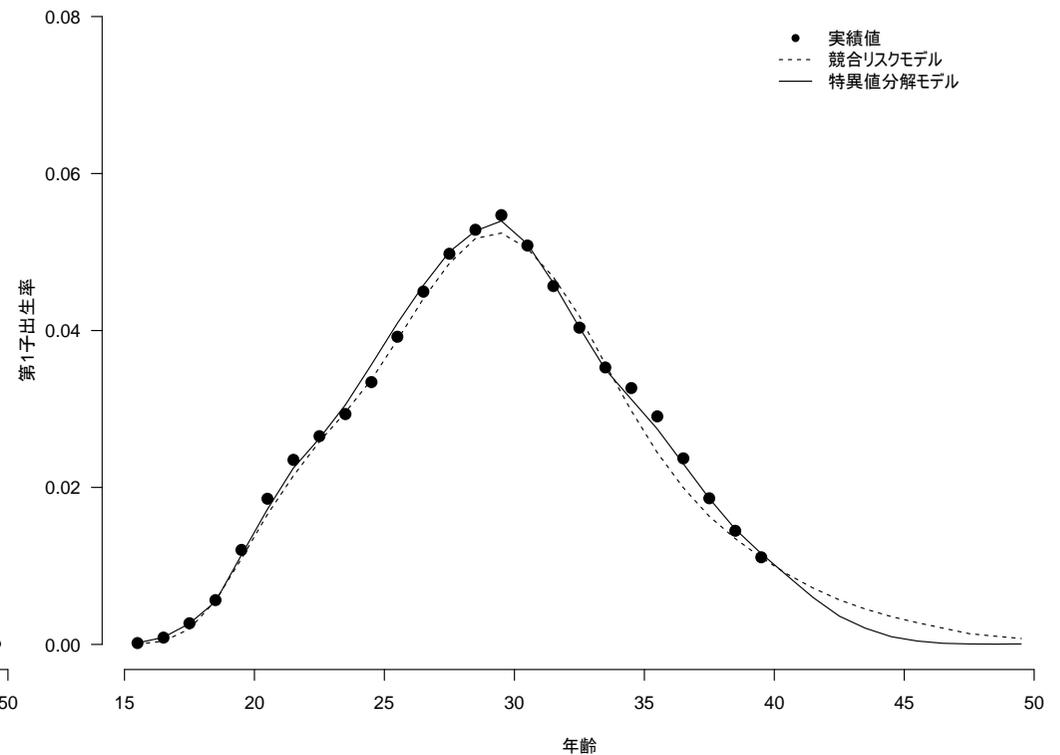
一般化対数ガンマ分布モデルを用いた競合リスクモデル（前回推計モデル）との比較

拡張リー・カーター・モデルでは、1980年生まれなど若いコーホートについて、30代半ばで見られる「こぶ」や、45歳以降の低妊孕性(ていにんようせい) を表現することができる。

1970年生まれ



1980年生まれ



年齢別出生率の仮定設定の手順

中長期の出生行動(出生力水準)の設定と出生年齢パターンの設定

1. 将来推計時点で出生過程に入る直前のコーホート(2005年生まれの女性(2020年に15歳))を「参照コーホート」として定める。
2. 「コーホート合計出生率算定式」により、参照コーホートの合計出生率を求める。推計時点で出生過程の途上にあるコーホートについても、同様の算定式からコーホート合計出生率を求める。
3. 各コーホートの出生順位別年齢別出生率を設定する(拡張リー・カーター・モデルを利用)。
4. コーホート出生率を期間出生率に組み替えて、将来の期間年齢別出生率の仮定値を得る。

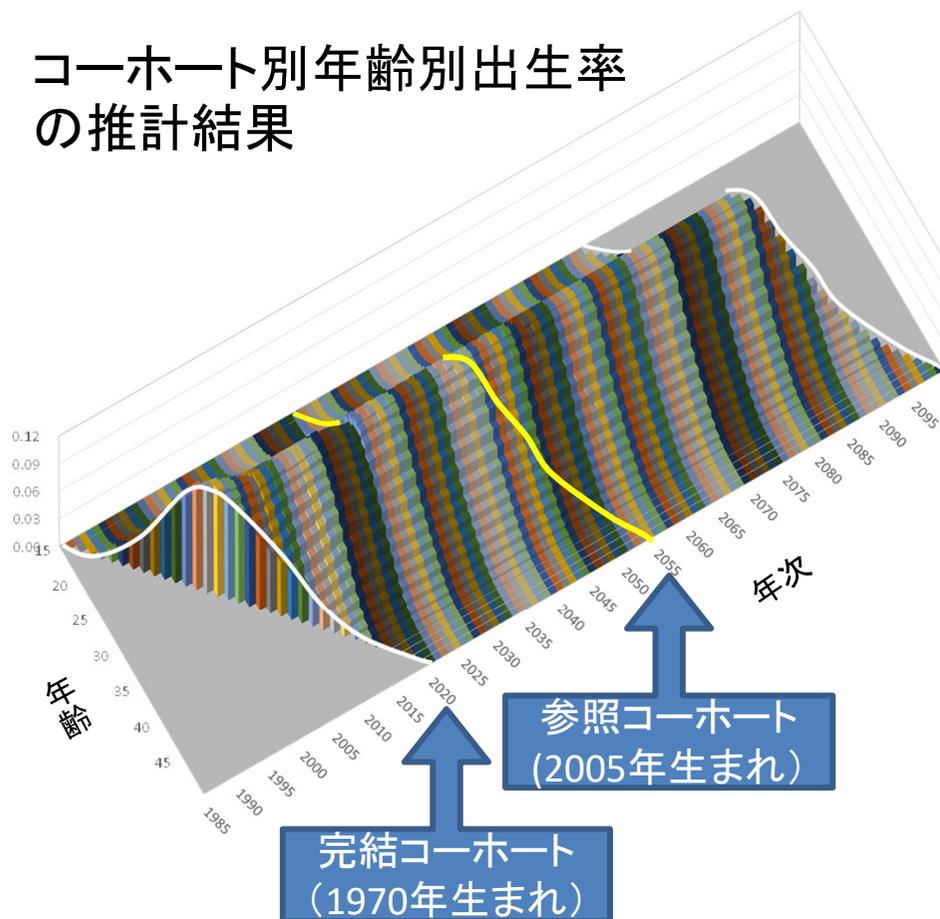
外的ショックによる変動

- 今回の将来投影は、新型コロナ前の2019年までのデータを使う。
- 2020～2022年に観察されている、婚姻・出生の落ち込みとその影響は別途見込み、仮定値に反映させる。

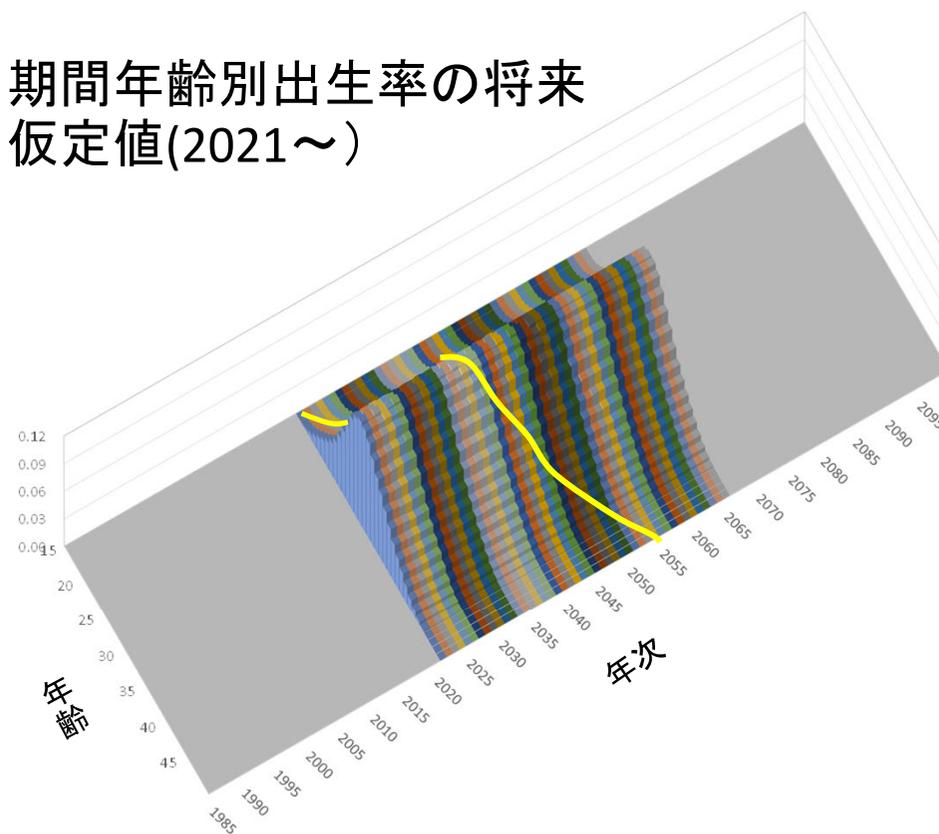
コーホート年齢別出生率の期間指標への組み替え

仮定されたコーホート別、年齢別出生率を組み替えて年次別年齢別出生率を得る。これが出生率の仮定値となる。

コーホート別年齢別出生率の推計結果



期間年齢別出生率の将来仮定値(2021~)



年齢別出生率の仮定設定の手順

中長期の出生行動(出生力水準)の設定と出生年齢パターンの設定

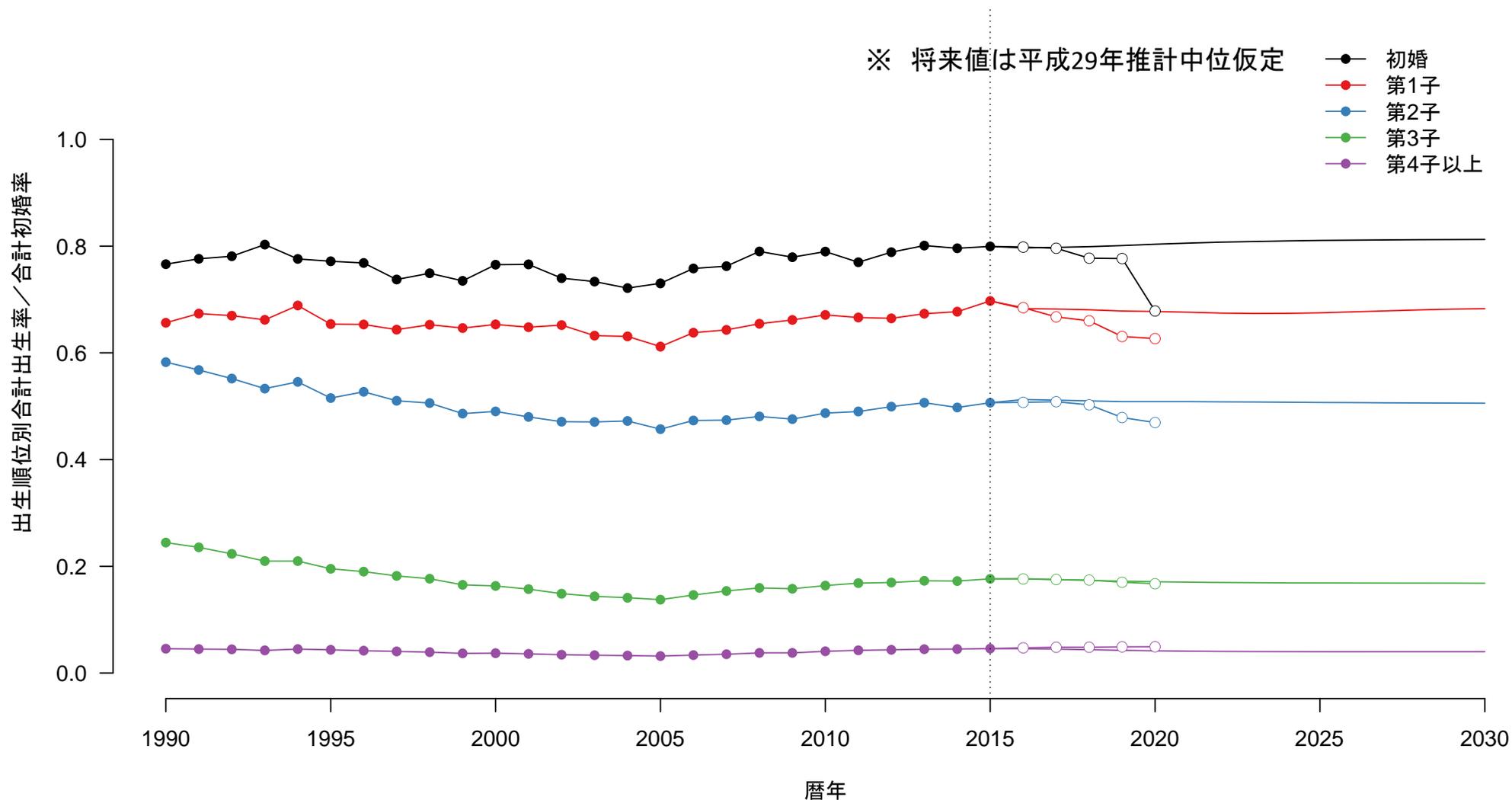
1. 将来推計時点で出生過程に入る直前のコーホート(2005年生まれの女性(2020年に15歳))を「参照コーホート」として定める。
2. 「コーホート合計出生率算定式」により、参照コーホートの合計出生率を求める。推計時点で出生過程の途上にあるコーホートについても、同様の算定式からコーホート合計出生率を求める。
3. 各コーホートの出生順位別年齢別出生率を設定する(拡張リー・カーター・モデルを利用)。
4. コーホート出生率を期間出生率に組み替えて、将来の期間年齢別出生率の仮定値を得る。

外的ショックによる変動

- 今回の将来投影は、新型コロナ前の2019年までのデータを使う。
- 2020～2022年に観察されている、婚姻・出生の落ち込みとその影響は別途見込み、仮定値に反映させる。

期間の合計初婚率および出生順位別出生率

2020年は初婚率が大きく落ち込み、2021年、2022年は出生率の落ち込みも見込まれている。
将来仮定値において、これらの影響を反映させる。



出生率仮定設定の考え方のまとめ

- 将来人口推計に必要なのは期間の年齢別出生率。
- 出生率の仮定設定は中長期的な出生力の見通しと、年齢パターンについて行う。
- 中長期的見通しは、参照コーホートの女性（推計時15歳）のライフコース指標（初婚や離死別再婚、出生順位別出生過程）について、足下の状況を将来に投影し、中位の水準を決める。ただし、新型コロナの影響のある2020年以降の情報は投影には用いない。
- 年齢パターンについては、近年の年齢パターンの多様化・分散化に対応するために、拡張リー・カーター・モデルを採用。これは死亡率の仮定設定で用いられているものを、コーホート年齢別出生ハザードに適用したもの。
- 期間の年齢別出生率のモデル値が得られたあと、2020年～2022年の新型コロナ感染期に判明している婚姻数、出生数の落ち込みの影響を別途仮定値に反映させる。

国際人口移動の仮定

◎ 日本人の国際人口移動

- ・ 近年の平均的※ 男女・年齢(各歳)別入国超過率が継続するものとする。

※ 2016年～2019年(前年10月→当該年9月)の間の男女年齢別入国超過率の平均値(年齢ごとに最大値、最小値を除いた平均値)を平滑化

◎ 外国人の国際人口移動

- ・ 過去の入国超過数の動向による長期的な趨勢を踏まえつつ、近年の平均値が今後も継続するものとする。

※ 足元の動向も踏まえつつ、直近(2016-19年)の平均値が継続するものと仮定する。ただし、2041年以降は2040年男女・年齢(各歳)別入国超過率が一定で続くと仮定。

◎ 外国人の性・年齢別割合、国籍異動率

- ・ 過去の平均値が今後も続くものと仮定。

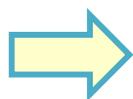
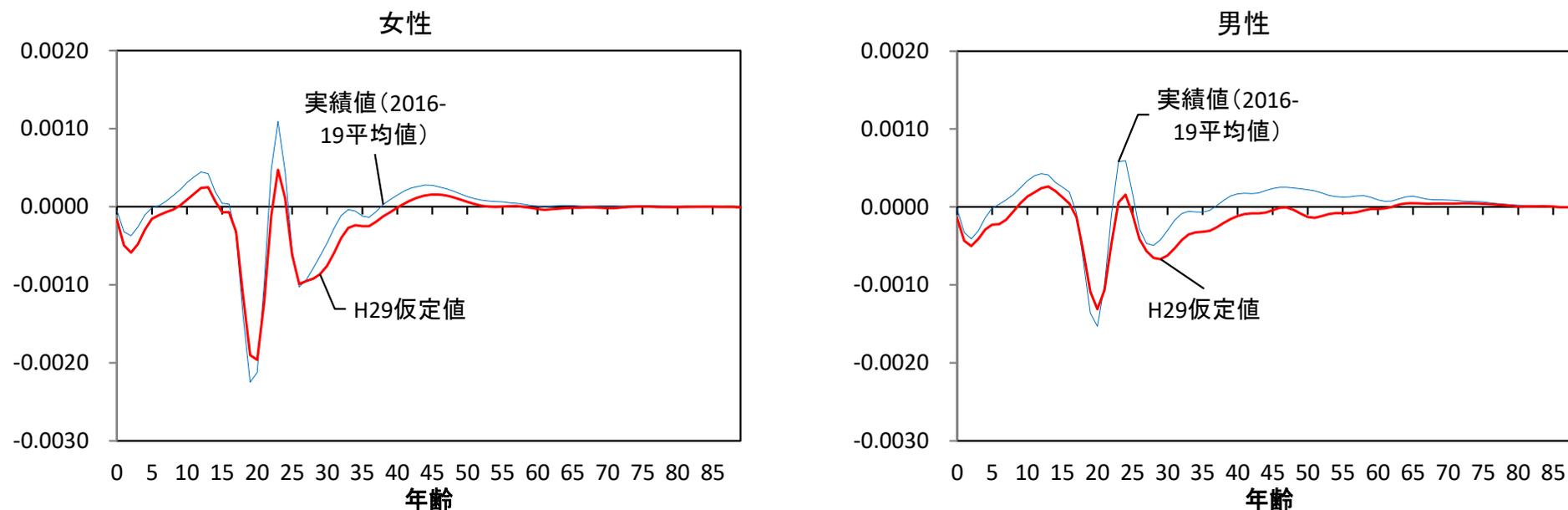
※ 日本人・外国人ともに、滞在期間が3か月以内のものは除く。

国際人口移動の仮定設定：日本人

日本人の国際人口移動については、概ね出国超過の傾向にあるが、平成29年仮定値よりも全般的に出国超過傾向が弱まる傾向が見られる。しかしながら、年齢別パターンについては安定的と考えられることから、近年の平均的男女・年齢（各歳）別入国超過率が継続するものとするとして仮定設定を行う。

※ 2016年～2019年(前年10月→当該年9月)の間の男女年齢別入国超過率の平均値（年齢ごとに最大値、最小値を除いた平均値）を平滑化。

日本人の年齢別入国超過率：平成29年仮定値と実績値

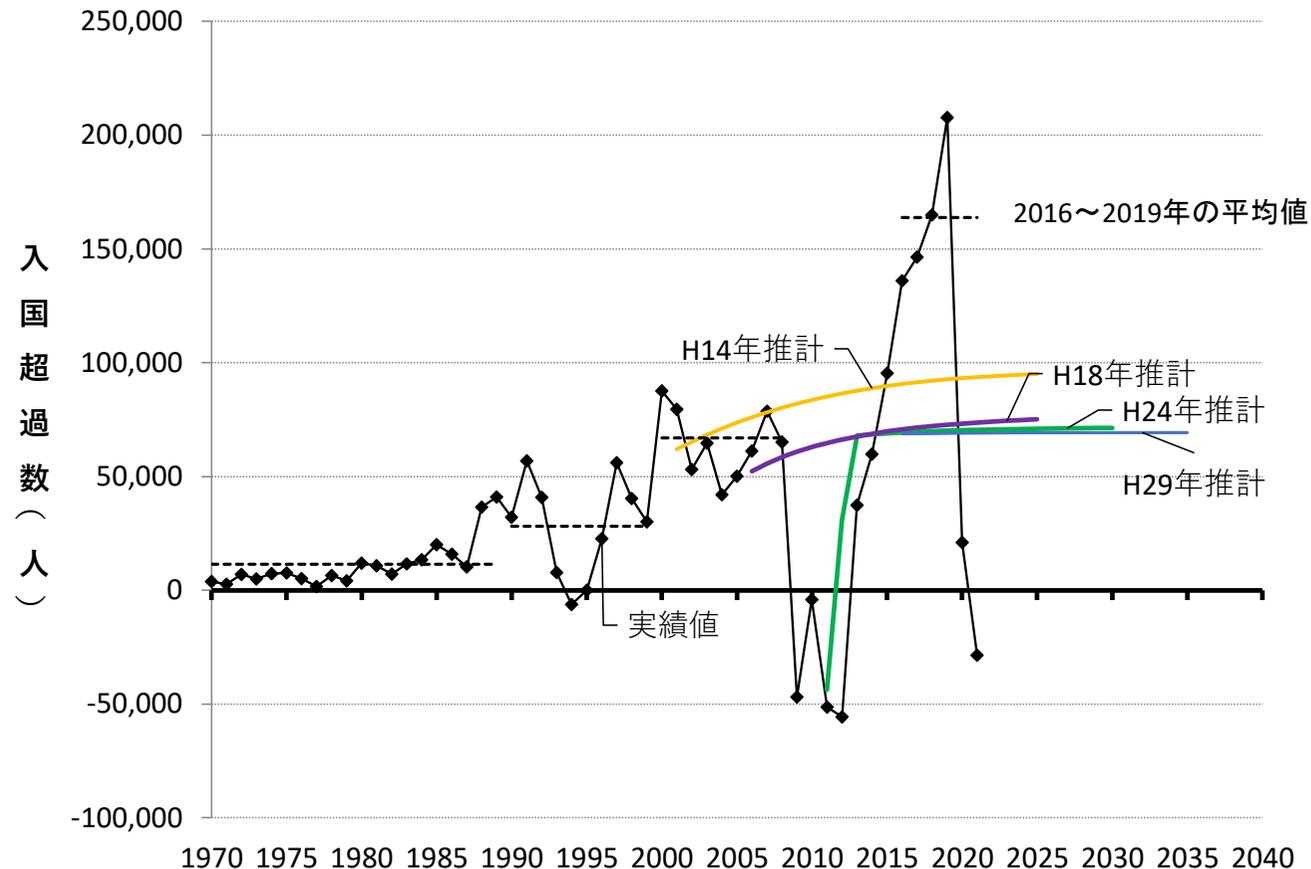


概ね出国超過の傾向は継続しているが、これが弱まる傾向が見られる。

国際人口移動の仮定設定：外国人

外国人の国際人口移動については、世界的な景気後退、自然災害などの外生的なショックにより一時的な減少を経験しつつも、長期的には概ね入国超過数が増加する傾向にあると見られ、近年（2015年～）より高い水準に移行したとみられる。なお、これまでの仮定値はそれまでの入国超過数の増加のトレンドを踏まえつつも、おおむね直近の平均値付近で収束するとしてきた。

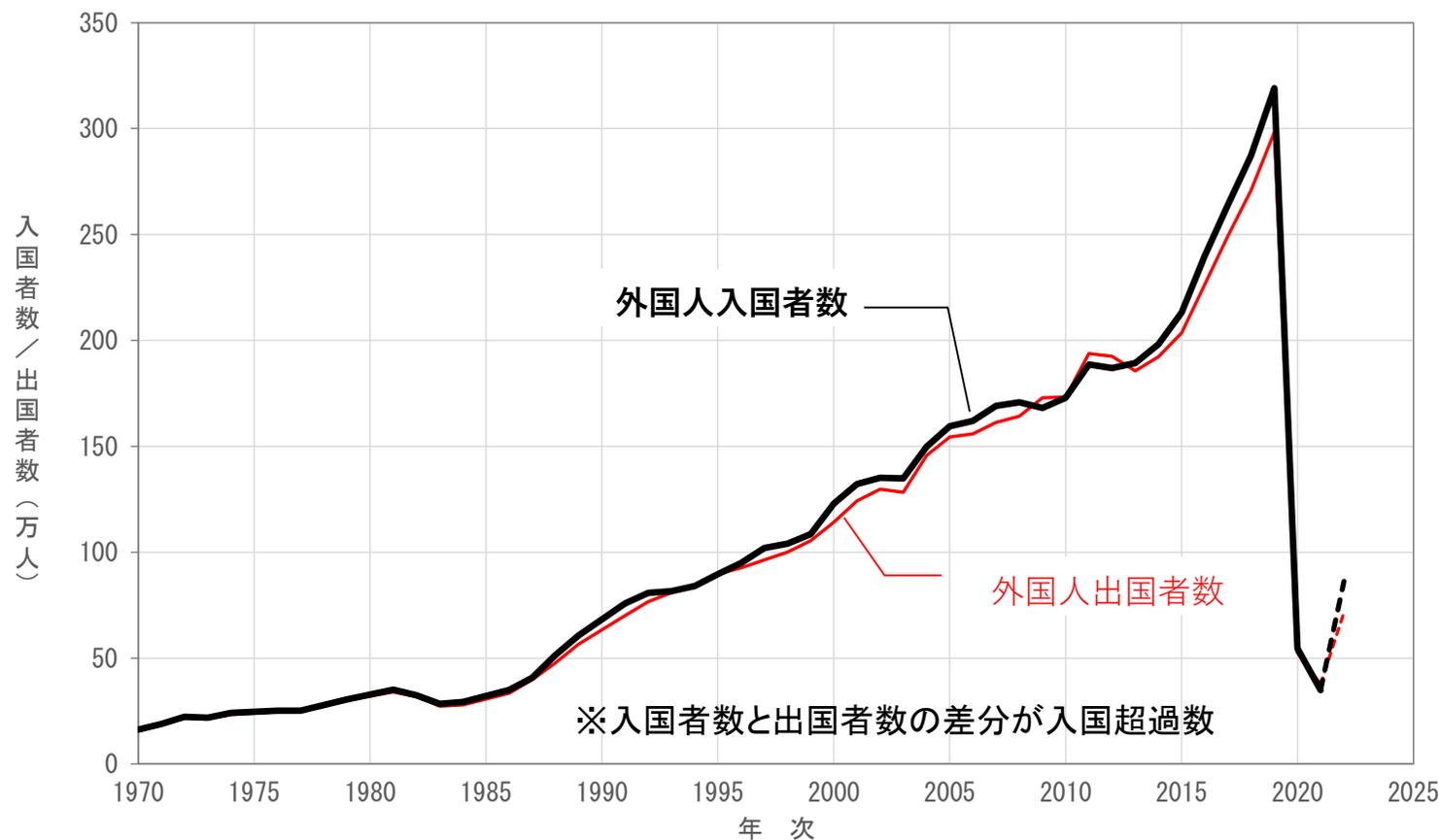
入国超過数(外国人)の推移



国際人口移動の仮定設定：外国人（参考）

外国人の入国超過数の背景にある入国者数および出国者数の推移を示すと、新型コロナ前までは、いずれも増加基調にあり、特に2015年以降の増加が著しい。国際人口移動そのものが拡大基調にあったことを示す。

入国者数・出国者数(外国人)の推移



注：2021年までは3ヶ月以上滞在の外国人の出入国者数（前年10月から当該年9月）（総務省）。2022年は前年10月から8月までの「出入国管理統計」（出入国在留管理庁）の情報に基づく近似値（前年10月から8月までの短期滞在、外交、公用、興業を除いた外国人出入国者の累積値）。

国際人口移動の仮定設定に対する考え方

日本人の国際人口移動については、平成29年推計時点に見られたとおり、概ね出国超過の傾向だが、出国超過傾向が弱まる。ただし、男女別の年齢パターンは比較的安定的となっている。

外国人の国際人口移動については、近年、以前よりも高い水準に達したと考えられることから、足元の動向も踏まえつつ、直近（2016-19年）の平均値が継続するものと仮定。

要因	平成29年推計時点で見られた傾向	平成29年推計時点の実績値		現在の傾向	実績値
日本人の国際人口移動	概ね出国超過の傾向だが、平成24年推計時点よりも絶対値が小さくなる傾向が見られる。男女別の年齢パターンは比較的安定的。	入国超過数の1年あたり平均値(男性)	-12千人	男女とも前回推計期間と比較して、出国超過傾向が一段と弱まって推移している。	2千人
		入国超過数の1年あたり平均値(女性)	-15千人		-3千人
外国人の国際人口移動	平成24年推計よりも1年長く2013年まで短期的な出国超過の影響が観察されたが、回復パターンは平成24年推計と類似しており、長期的な入国超過数の増加基調に回帰するとみられる。	入国超過数の1年あたり平均値(男性)(出国超過年次を除く)	30千人	直近のピーク値を超える水準で推移するなど、男女とも前回推計期間と比較して、増加ペースが強まった。	88千人
		入国超過数の1年あたり平均値(女性)(出国超過年次を除く)	19千人		62千人

注: 1. 「日本人の入国超過数の1年あたり平均値」は、「平成29年推計時点」については2011～2014年、「現在の傾向」では2015～2019年の平均値。

2. 「外国人の入国超過数の1年あたり平均値(出国超過年次を除く)」は、「平成29年推計時点」については2013～2014年、「現在の傾向」では2015～2019年の平均値。

(参考) 主要国の国際人口移動の仮定設定方法について

国名	推計期間、仮定値の種類、シナリオ	方法
米国	2017-60年、純入国者数(外国人)、1パターン	米国への主要な移民送り出し地域(6地域)の過去(1980-2014年)の出国率のトレンドを補外し、これに各地域の将来推計人口を乗じることで、外国人の入国者数を求める。性、年齢、滞在期間、ヒスパニック出身の有無別に求められた過去の出国率の実績値の平均(直近2、3、4年間の出国率の平均値)から毎年の出国者数を求める。
ドイツ	2018-60年、純入国者数(総人口)、高中低のパターン(この他に参考として封鎖人口、及び基準年の実績値で固定した場合も推計。)	2030年までは線形に変化し、2030年以降は過去の特定の期間の平均値で推移(固定値)。外国人と自国民を併せた純入国者数を用いる。
カナダ	2018-68年、総入国者数(外国人)、高中低の3パターン	2019-21年:政策目標、2022-43年:2007-18年までのトレンドの延長、2043年までに専門家調査の結果の中位、低位(10%タイル)、高位(90%タイル)に収束。2044-68年-:一定。外国人の入国(新規)、出国を別々に仮定(出国は外国人と自国民を区別せず)。
オーストラリア	2017-66年、純入国者数(総人口)、高中低の3パターン	2018-21年までは国務省による予測(forecast)値、2022年から26年までは2008-17年のトレンドの補外、2027年以降は一定(固定値)。外国人と自国民を併せて仮定。
フランス	2021-70年、純入国者数(外国人)、高中低の3パターン	過去の実績値を参考に決められた一定の値(固定)
英国	2020-45年、純入国者数(総人口)、1パターン	過去の実績値(直近の25年間)から求められた一定の値(2027年以降固定)。(2020-26年は直近の推定値からの線形補外)。