

日本の将来推計人口

— 新推計の基本的考え方 —

平成28年12月2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枠組みと基準人口

◎ 推計の枠組み（コーホート要因法）

- 推計期間：2016～2065年（参考推計期間 2066～2115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、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）

※ 平成27(2015)年までの実績データに基づき推計を行う。
（ただし、2016年の月別データ等を参考とする）

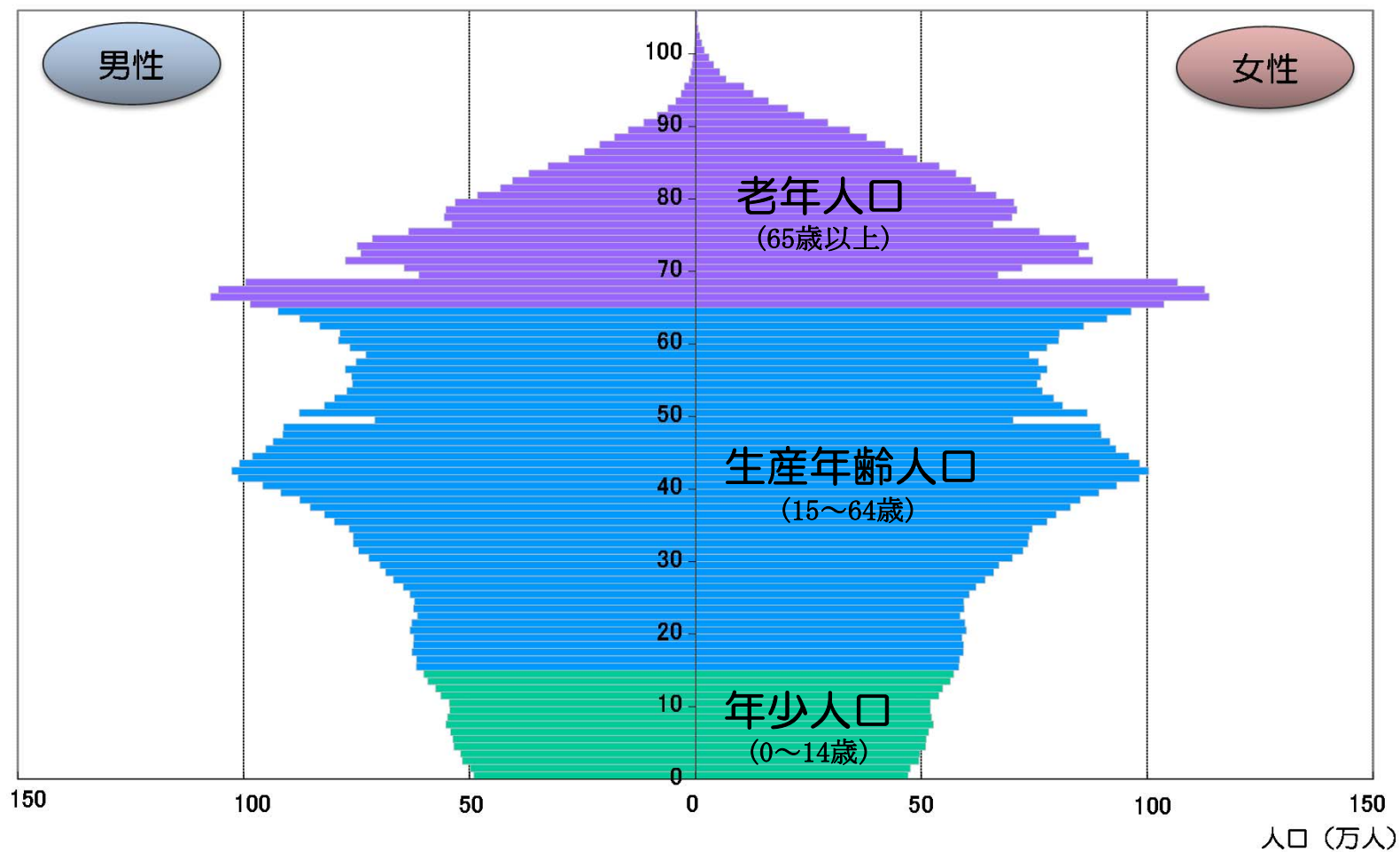
◎ 基準人口

- 総務省統計局『平成27年国勢調査による基準人口』による
平成27(2015)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。

基準人口の姿

平成27年国勢調査による基準人口 — 平成27(2015)年10月1日現在



将来人口推計の仮定設定

(1) 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、および 出生性比

(2) 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)

(3) 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。

出生の仮定

◎ 出生仮定値設定コーホートの種類

- 参照コーホート：2000年生まれ（前回1995年生まれ）
- 最終コーホート：2015年生まれ（前回2010年生まれ）

※ 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

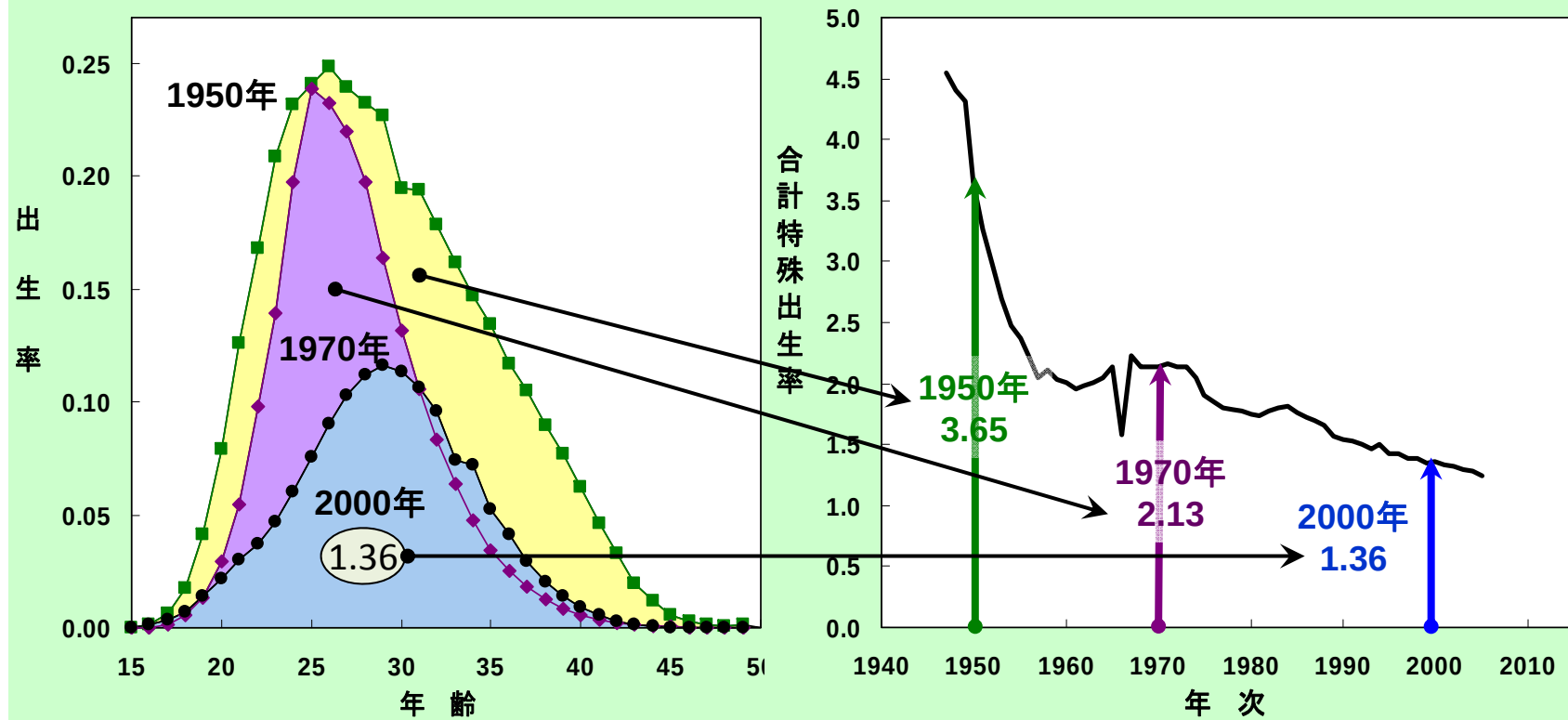
※ 外国人の出生年齢パターンを把握し、日本人の出生率との関係を保つように投影を行う。

◎ 出生モデル — 経験補正型 一般化対数ガンマモデル

◎ 参照コーホートに対し、要因別投影で出生仮定値を設定

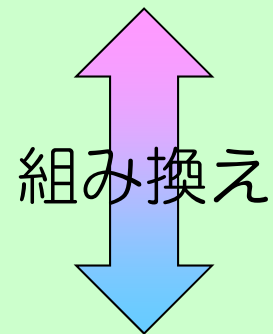
出生スケジュールと出生率

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

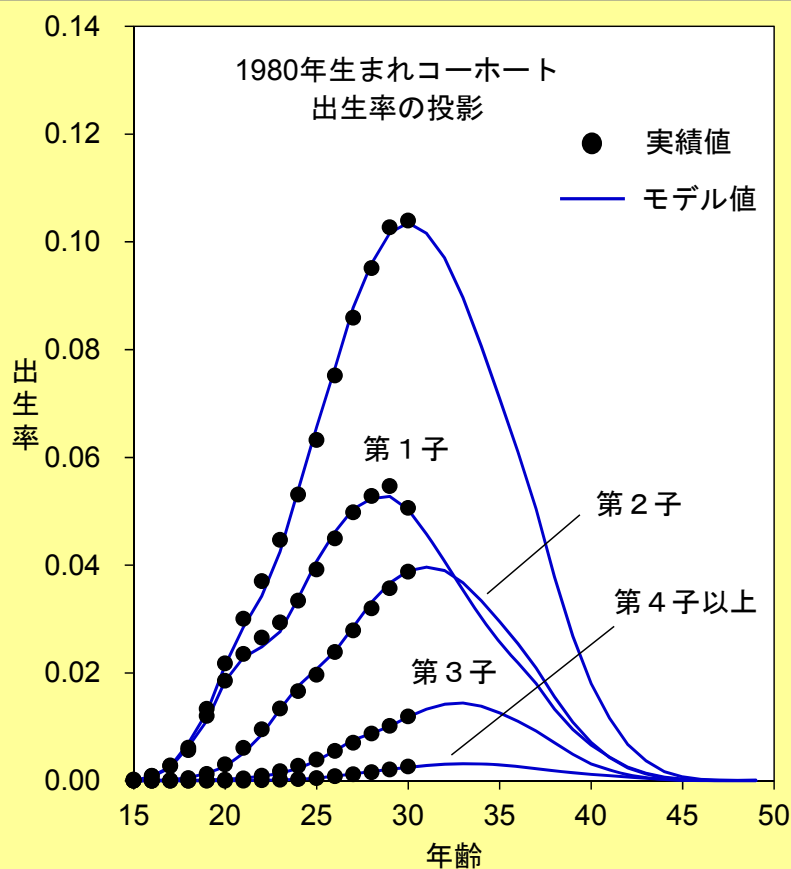
各年次の(女性)年齢別出生率



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、

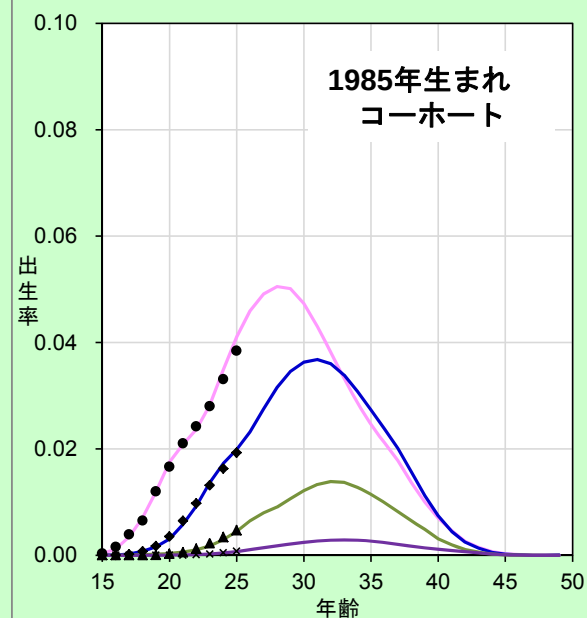
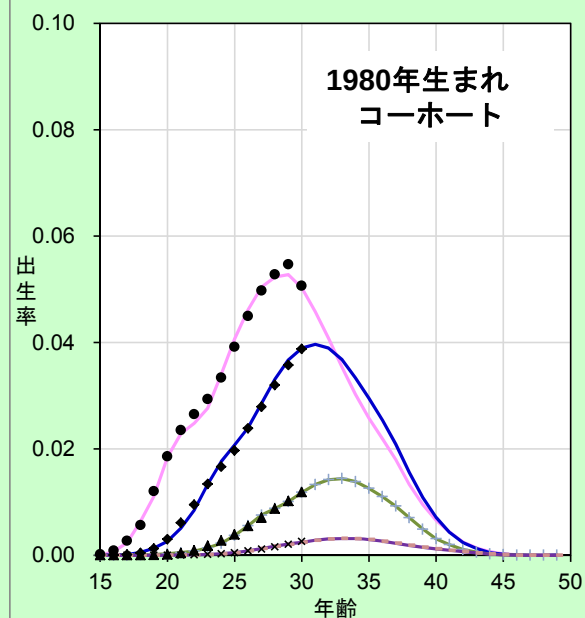
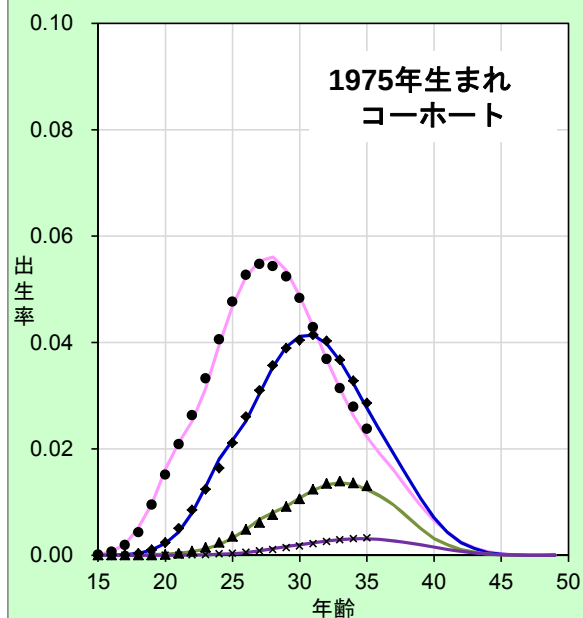
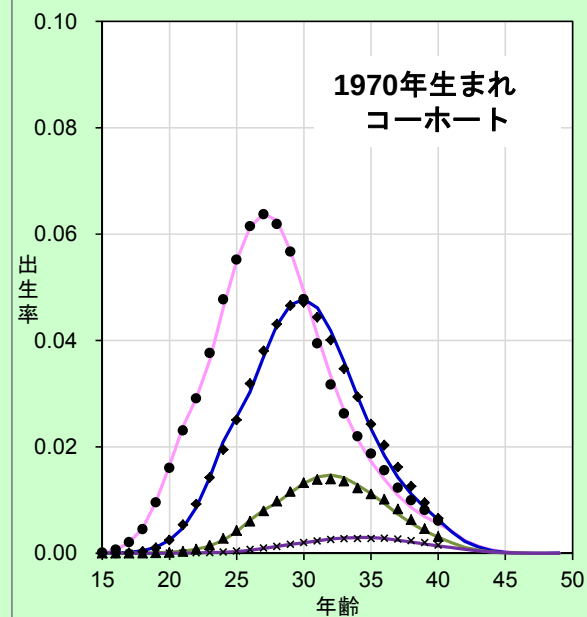
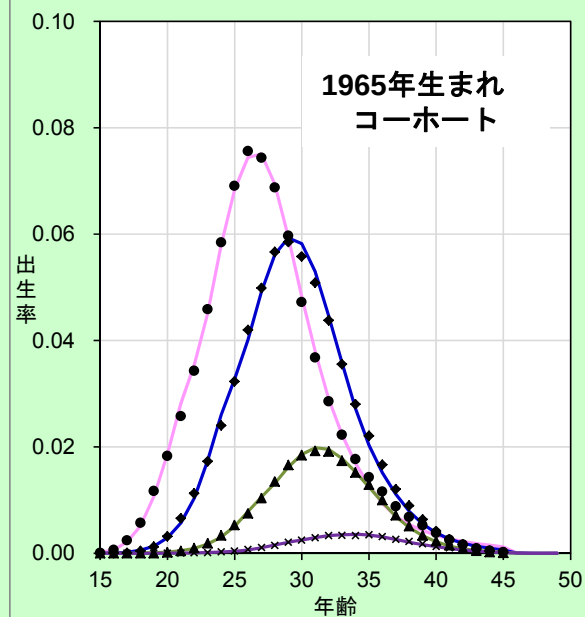
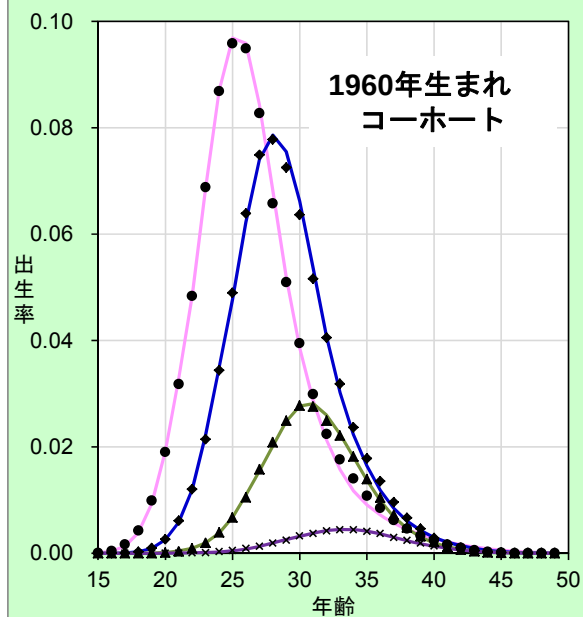
$$\frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(1/\lambda_n^2)} \left(\frac{1}{\lambda_n^2} \right)^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[\frac{1}{\lambda_n} \left(\frac{x - u_n}{b_n} \right) - \frac{1}{\lambda_n^2} \exp \left\{ \lambda_n \left(\frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

ここで、 Γ 、 $\exp$ はそれぞれガンマ関数、指数関数、 C_n , u_n , b_n , および λ_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 ε_n を加えて、

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

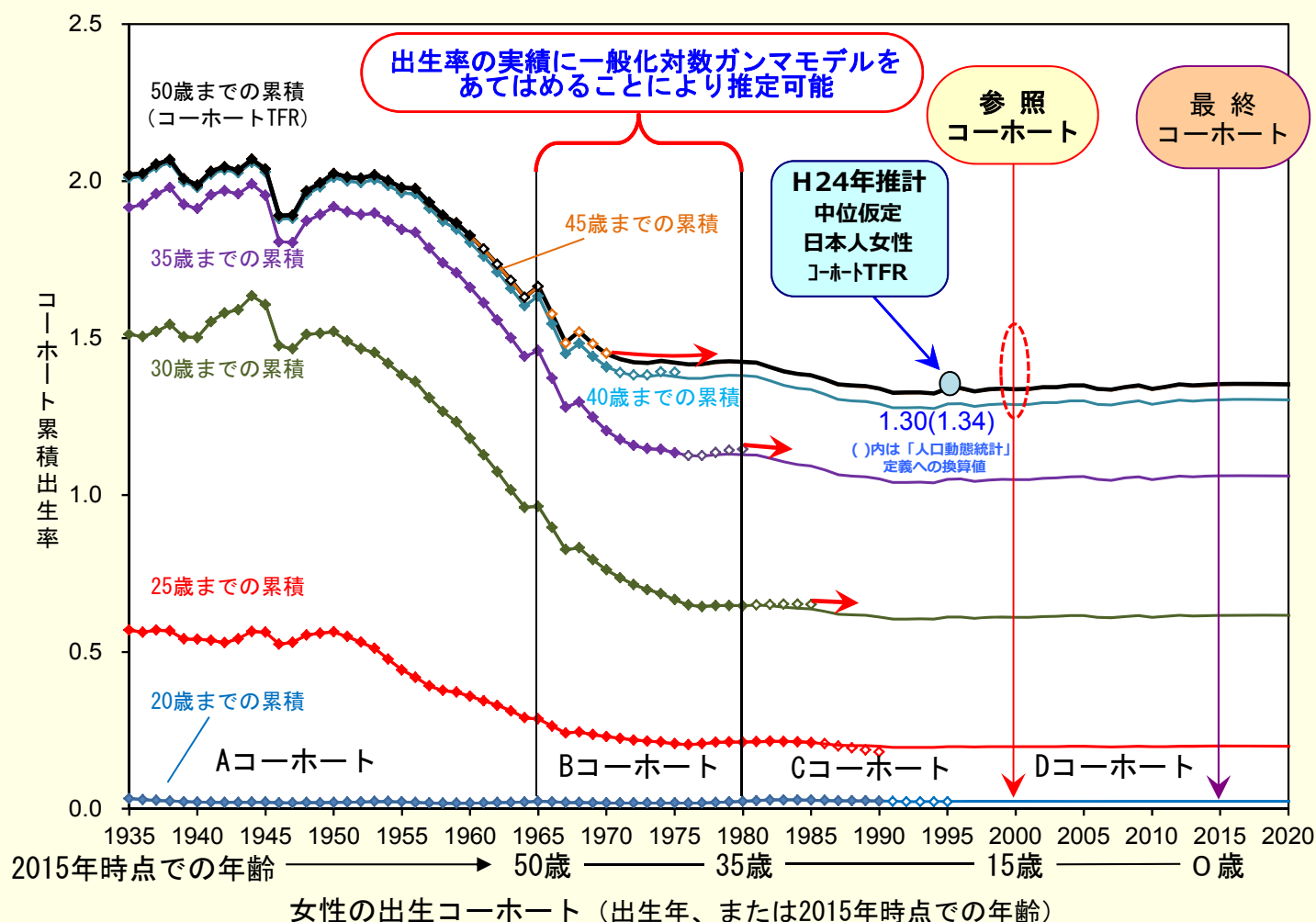
パラメータは、コーホートごとに推定される。

コホート出生スケジュールの実績と推定



注: 推計値は平成24年推計中位仮定による。

新推計の出生仮定設定においては、コーホート累積出生率の実績値推移に平成24年推計以降新たに得られた実績値(◇マーク)を含め、その推移を投影する。新たな実績値は、平成24年推計の中位仮定値と比較して、たとえば30歳や35歳の段階ではわずかに高めに推移している。したがって、これらのコーホート以降では、最終的なコーホート出生力(最も上方のグラフ)が平成24年推計の仮定より高めに推移する可能性がある。



参照コーホートの出生仮定設定の考え方

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。

コーホート合計特殊出生率

$$\begin{aligned} &= (1 - \text{50歳時未婚率}) \times \text{結婚する女性の割合} \\ &\quad \times \left. \begin{array}{l} \text{期待夫婦完結出生児数} \\ \text{結婚出生力変動係数} \end{array} \right\} \text{夫婦の最終的な平均出生子ども数} \\ &\quad \times \text{離死別再婚効果係数} \quad \text{離死別、再婚の影響度} \end{aligned}$$

平均初婚年齢

↑
国勢調査

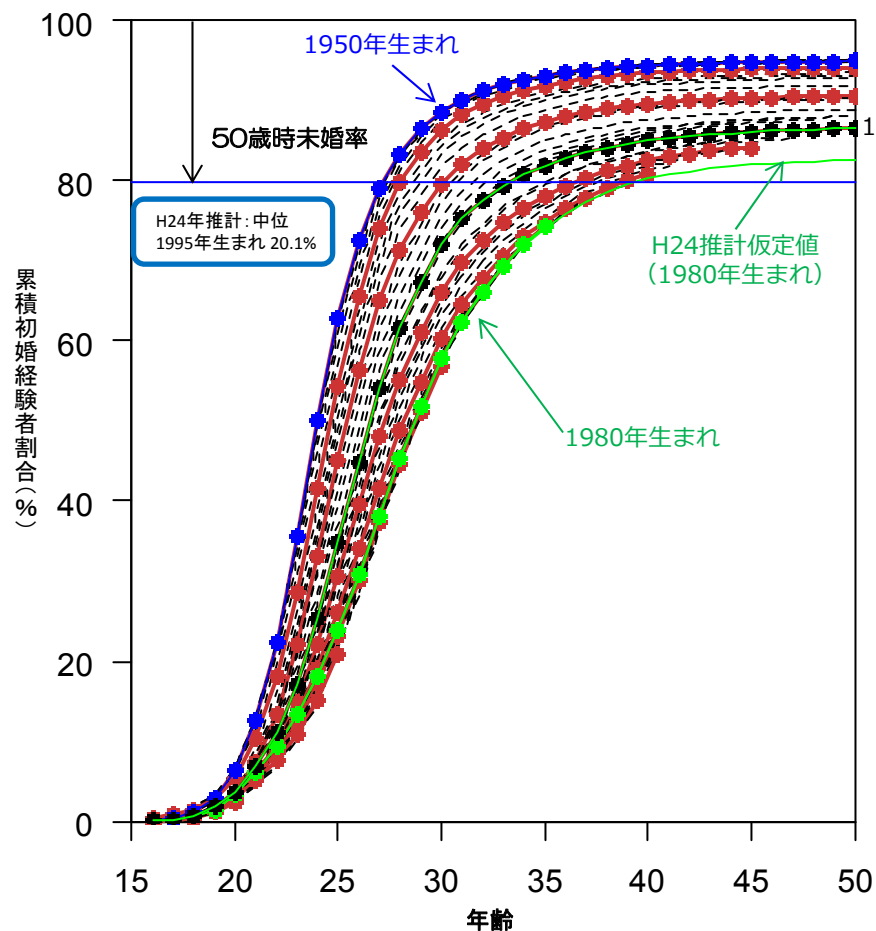
↑
人口動態統計

↑
出生動向基本調査

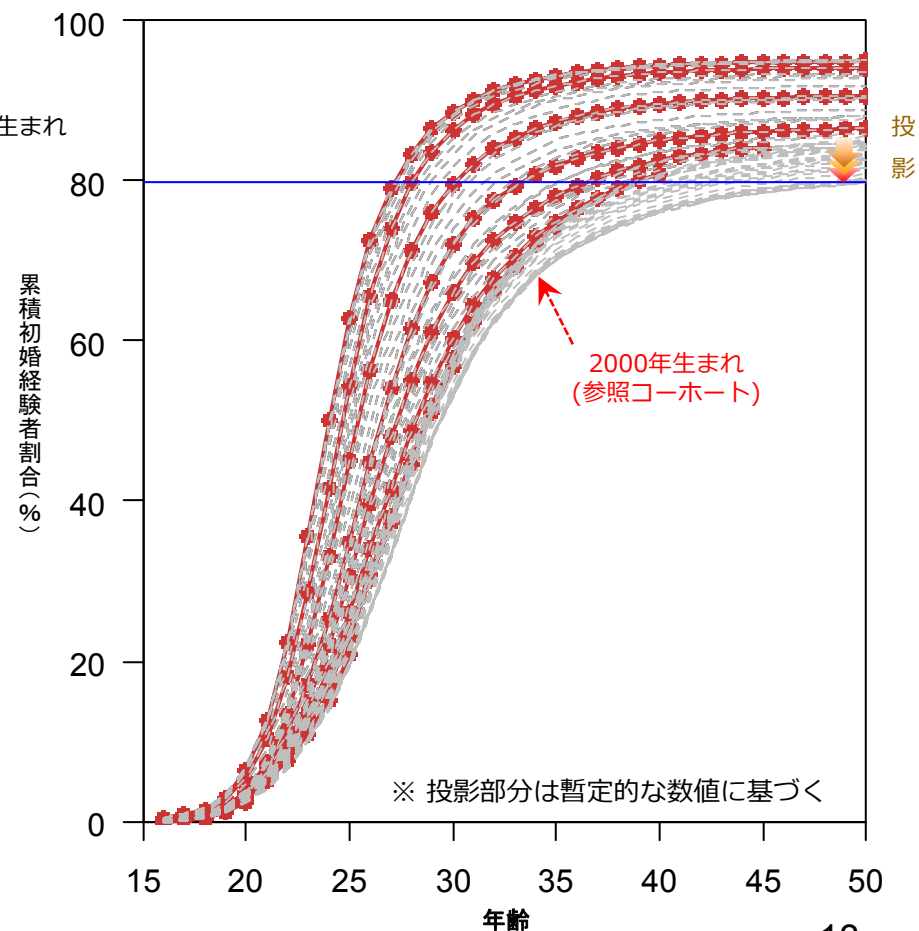
女性コーホート累積初婚率の試験的投影

結婚(初婚)に関する変動を表す指標(平均初婚年齢と50歳時未婚率)の仮定設定のために、女性コーホートについて年齢別初婚率の測定と、その試験的投影を実施した。測定された年齢別累積初婚率の実績値を左図に示す。50歳時点の累積初婚率を100%から減じたものが50歳時未婚率に相当する。新たな実績値を追加して行った試験的な投影(右図)によれば、参照コーホートの50歳時未婚率水準は、平成24年推計の参照コーホート水準近辺に近づくことが観察される。

女性コーホート年齢別累積初婚率の実績値



女性コーホート年齢別累積初婚率の試験的投影



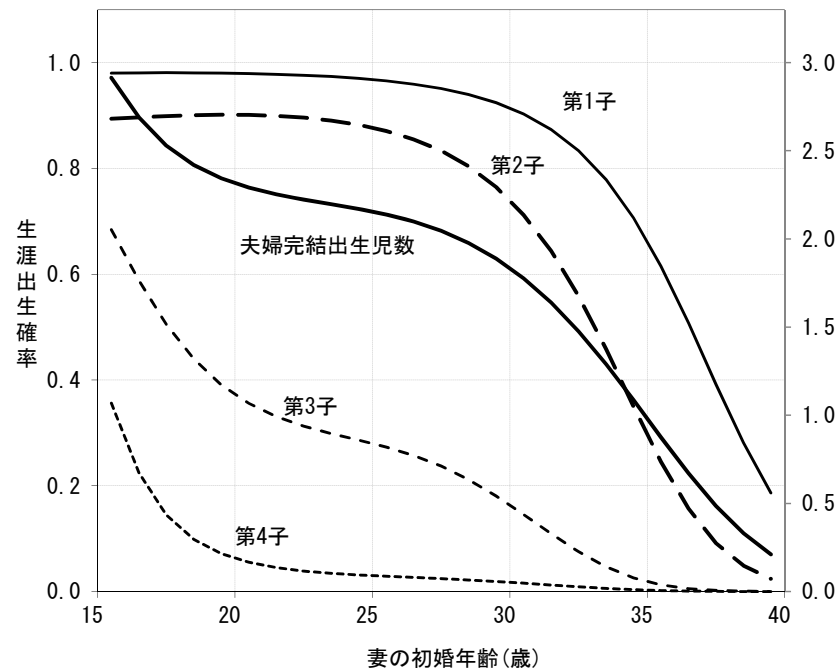
夫婦完結出生児数の投影

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いては、夫婦の完結出生児数は妻の初婚年齢分布にのみ依存して変化することから、これをモデル化することにより、初婚年齢から夫婦完結出生児数の平均値（期待値）を推定できる。これが「期待夫婦完結出生児数」である。

この期待夫婦完結出生児数は女性コーホートの晩婚化の進行にともなって低下することが見込まれるが、1960年代以降に生まれた女性コーホートでは、晩婚化以外の要因（結婚後の夫婦の出生行動変化）によっても夫婦完結出生児数の低下が見られてきた。この結婚後の行動変化に伴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」と呼ぶ。

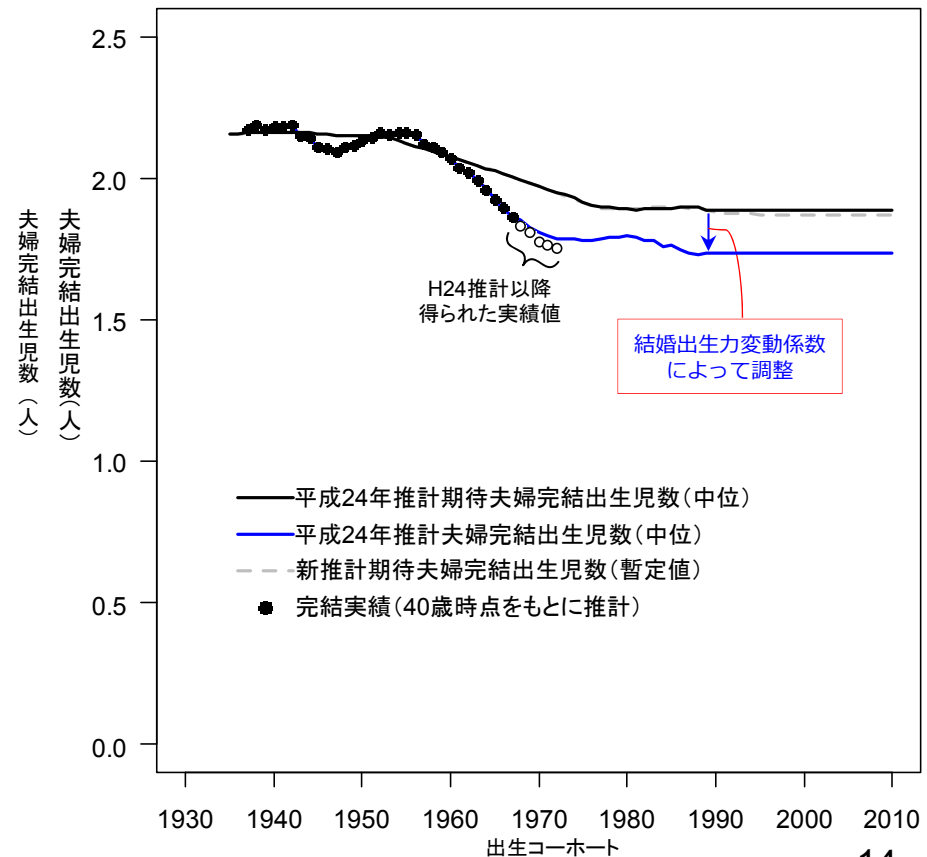
したがって、夫婦完結出生児数の投影には、初婚年齢の投影に伴う期待夫婦完結出生児数の投影と、結婚出生力変動係数の投影が必要となる。

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）



注：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（期待夫婦完結出生児数）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。

女性コーホート夫婦完結出生児数の推移

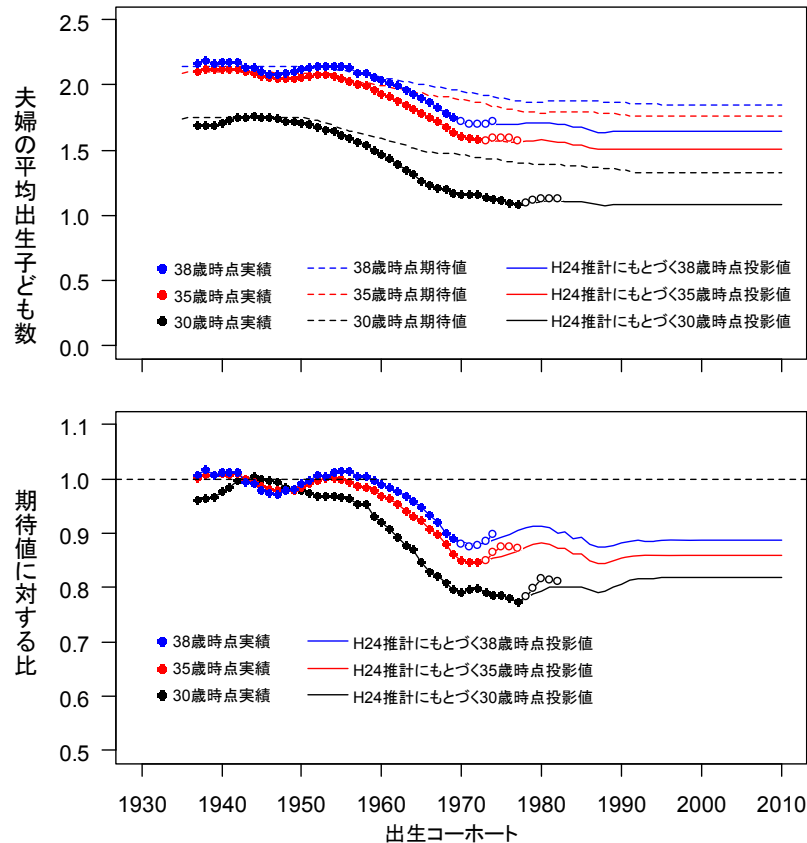


注：女性コーホート別にみた夫婦完結出生児数の実績は、「出生動向基本調査」各回による推計値を平滑化したものである。

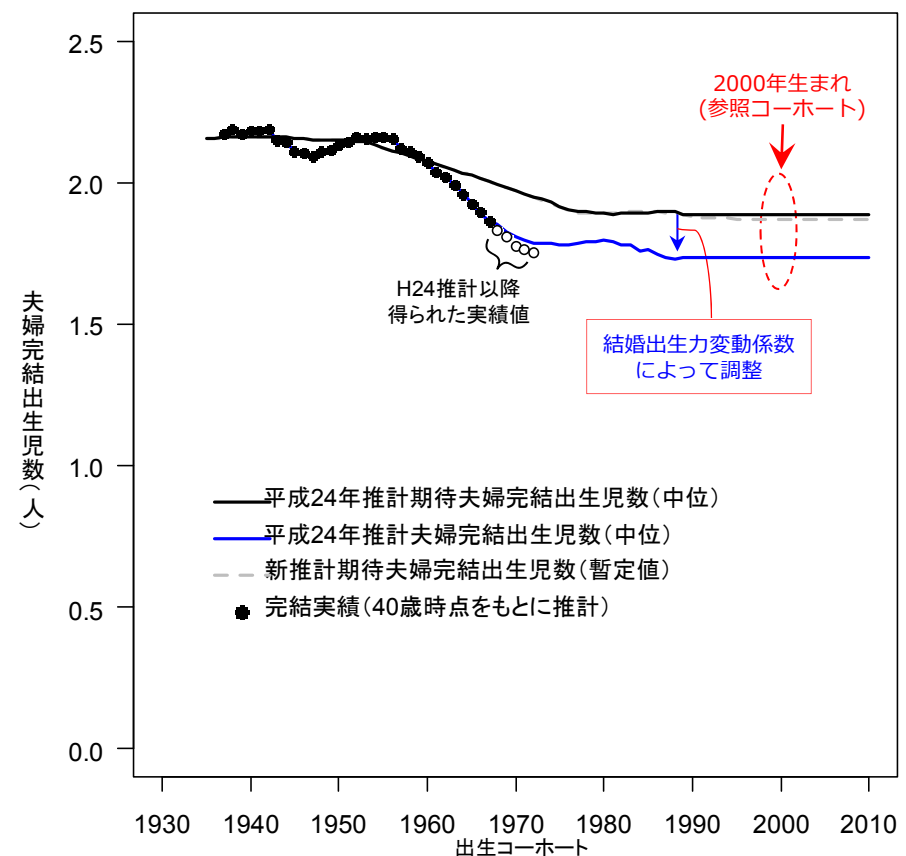
結婚出生力変動係数の投影

出生過程途上にある1970年以降の女性コーホートを観察すると、30歳代において、各年齢時点において初婚を経験した（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。これは、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ためであると考えられる。このことから、結婚出生力変動係数は、平成24年推計による投影よりもより1に近い水準に、すなわち、夫婦完結出生児数がより期待夫婦完結出生児数に近い水準に推移していく可能性が高いものと考えられる。

出生過程途上の夫婦の平均出生子ども数の実績推移および期待値に対する比



参照コーホートの夫婦完結出生児数



- 注：1. 「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歳時平均出生児数（期待値）のことである。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平均値（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平均値（期待値）を表している。また、平成24年推計の初婚率および出生率の投影値により、各年齢時点における既婚女性の平均出生児数を算出できる。この既婚女性の平均出生児数と初婚どうし夫婦の平均出生児数との差は離死別再婚によって生じることから、平成24年推計時点で見られる最も新しい実績値における両者の比を各年齢時点における離死別再婚効果として、既婚女性の平均出生児数に乗じて初婚どうし夫婦の平均出生児数を投影した。「H24推計にもとづく30/35/38歳時点投影値」とはこうして算出した平均出生児数を表している。
2. 女性コーホート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。

結婚経験別の平均完結出生時数と50歳時結婚経験構成

出生率に対する離婚や死別、再婚の効果は、（１）結婚経験別の平均完結出生児数と（２）50歳時の結婚経験構成の2つの要因の積で表される。（１）について新推計の暫定値と平成24年推計仮定値とを比較すると、「その他」を除いて、結婚経験別による平均完結出生時数の差はわずかに小さくなる可能性がある。（２）について実績値の趨勢を観察すると、初婚どうし夫婦の割合が減少し、その他の結婚経験構成の割合が上昇する傾向にある。

結婚経験(女性50歳時点)				平均完結出生児数※1 (出生動向基本調査)		初婚どうし夫婦 出生児数との比		女性構成比				
				H24推計	新推計※2			H24推計	新推計※2	H24推計 (1960年 コーホート実績)	新推計 (1964年 コーホート実績)	
未婚(s)				C _s	0.00	0.00	R _s	-	-	γ	9.4%	12.0%
離別(d)				C _d	1.60	1.70	R _d	0.77	0.87	P _d	12.5%	14.0%
初婚 夫婦 以外	妻再婚	離別後(rd)		C _{rd}	1.71	1.73	R _{rd}	0.82	0.89	P _{rd}	7.1%	7.6%
		死別後(rw)		C _o	1.89	1.75	R _o	0.91	0.90	P _o	9.4%	9.5%
	妻初婚×夫再婚(fr)		その他 (o)									
	死別(w)											
初婚どうし夫婦(ff)				C _{ff}	2.08	1.94	R _{ff}	1.00	1.00	P _{ff}	61.7%	56.9%

※1 H24推計：第13回および第14回出生動向基本調査(夫婦および独身者)における45～49歳の女性(1956～65年)の結果にもとづく

新推計：第14回および第15回出生動向基本調査(夫婦および独身者)における45～49歳の女性(1961～70年)の結果にもとづく

※2 新推計の数値は暫定値

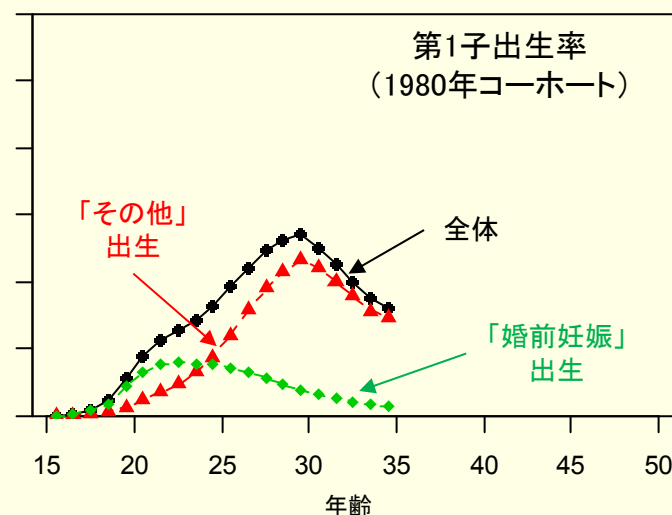
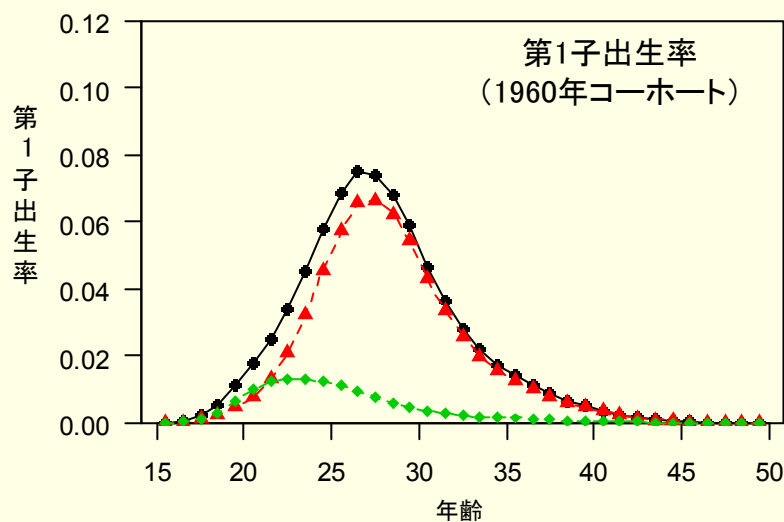
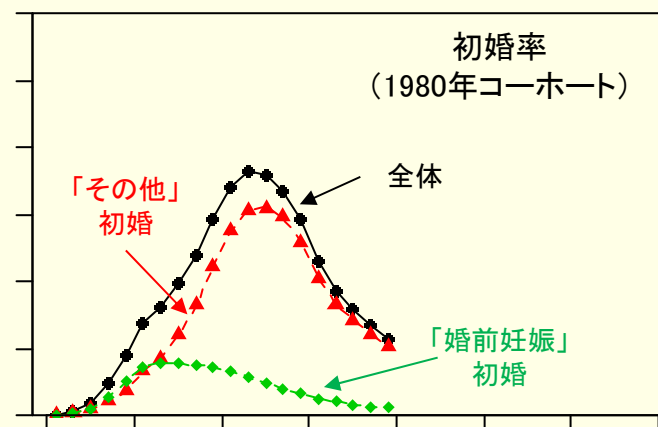
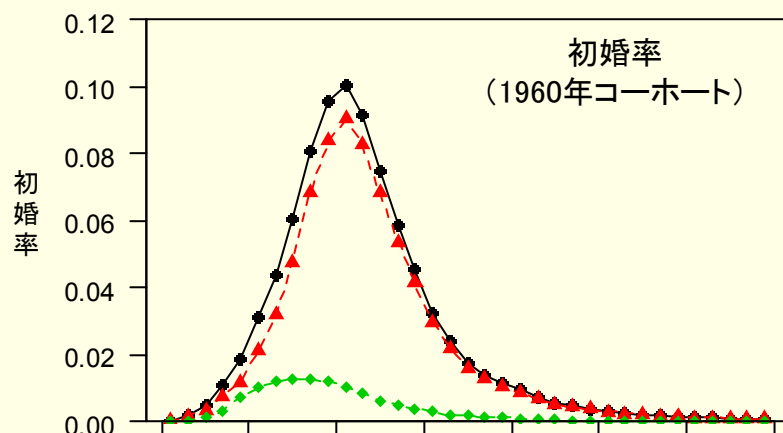
出生の仮定設定に関する考え方

要 因 (指 標)		平成24年推計 中位仮定 (参照コーホート)		平成24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)
コーホート合計特殊出生率 (日本人女性出生率)		(1995年生) 1.30		(1960年生) 1.81	参照コーホート =2000年生まれ	(1964年生) 1.63
結 婚 (女 性)	結 婚 年 齢 (平均初婚年齢)	上昇傾向が続く	28.2歳 (1995年生)	25.7歳 (1960年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)	上昇傾向が続く	26.3歳 (1964年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)
	未 婚 化 の 影 響 (50歳時未婚率)	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 <u>緩やかに進む</u> ⁽¹⁾	20.1% (1995年生)	9.4% (1960年生) 人口動態統計 (届出遅れ補整値)	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 <u>緩やかに進む</u> ⁽¹⁾	12.0% (1964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 ⁽²⁾	1.74人 (1995年生)	2.07人 (1960年生推定) 出生動向基本調査 人口動態統計	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 ⁽²⁾	2.03人 (1964年生推定) 出生動向基本調査 人口動態統計
	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、 <u>70年代以降のコーホートでは進行のペースがわずかに緩む</u>			妻1960年代出生コーホートで顕著な低下が進行するが、 <u>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<u>緩やかになる</u></u>	
離 死 別 効 果 (離死別再婚効果係数)		離婚率の上昇傾向はやや緩み、これにより <u>コーホートの平均子ども数は緩やかに低下する</u>	0.938 (1995年生)	0.962 (1960年生) 出生動向基本調査 人口動態・国勢調査	離婚率は横ばいに推移しており、コーホートの <u>平均子ども数の低下はより緩やかなものとなる</u>	0.960 (1964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	105.5	105.5 (2006～10年)	直近 5 年間の平均値で一定	105.2 (2011～15年)

- (1) 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とは、晩婚化に伴って生ずる初婚の逸失によるものであり、晩婚化の想定に伴って算出可能な部分である。
一方、選択的な未婚による50歳時未婚者割合の増加とは、晩婚化とは独立な今後の結婚選択行動の変化に伴って生ずる傾向のことである。
- (2) 結婚年齢が高くなるほど夫婦の完結出生児数は加速的に減少するため、結婚年齢の上昇幅が同じであっても、子ども数の減少幅は高い年齢においてより大きくなる傾向がある。
- ※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。

出生仮定の課題： 婚前妊娠初婚・出生の分離

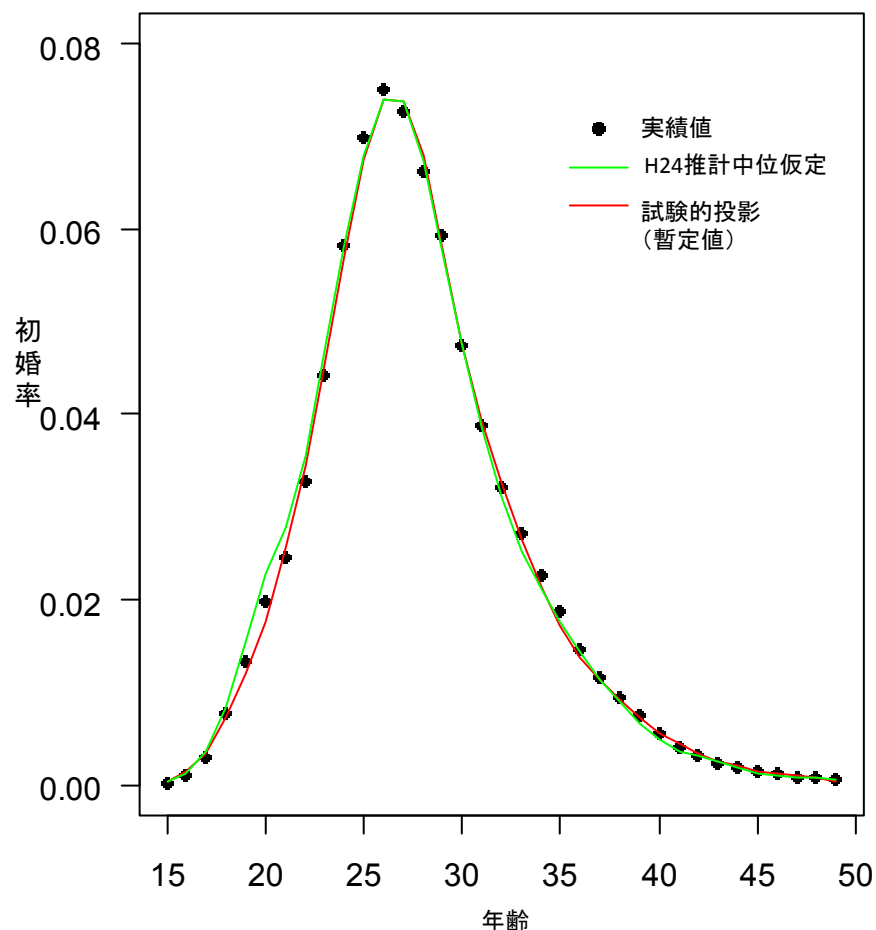
初婚および第1子出生スケジュールをコーホート別に観察すると、1970年代後半以降のコーホートにおいて、初婚率・出生率が20代前半で一般化対数ガンマモデルによる推定値よりも高く推移する傾向が見られる。これは婚前妊娠出生の影響と考えられる。ここで、夫婦の同居開始年月と出生年月の情報を用いて、初婚ならびに第1子出生を「婚前妊娠初婚・出生」と「それ以外の初婚・出生」とに分け、各々に対して一般化対数ガンマ分布を当てはめると推定が改善される。



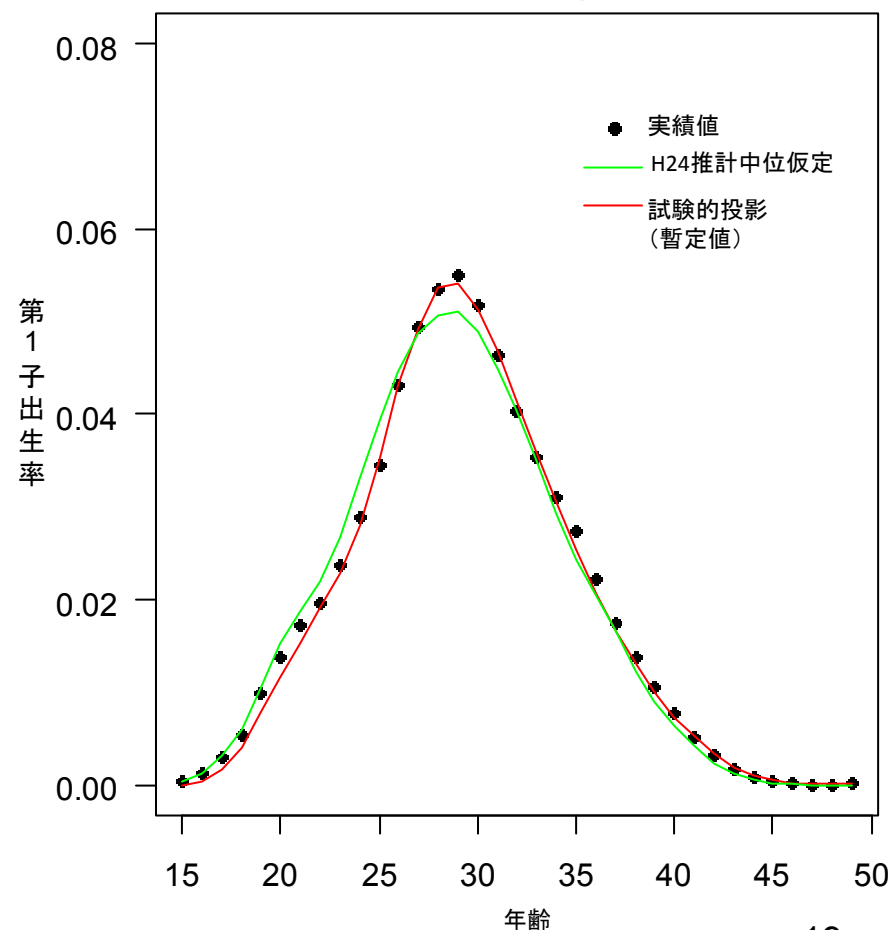
出生仮定の課題： 婚前妊娠初婚・出生の分離

初婚ならびに第1子出生を「婚前妊娠初婚・出生」と「それ以外の初婚・出生」とに分けて試験的に投影された初婚率・第1子出生率について、平成24年推計の仮定値との比較を行うと、20代前半での当てはまりが改善されていることが分かる。特に、第1子出生においては、年齢別出生率のカーブ全体がより良く表現されている。

初婚率(期間率)
(2013年)



第1子出生率(期間率)
(2013年)



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
 - 将来生命表: 男女・年齢(各歳ー0-105歳)
 - 投影期間: 2015年～2065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。

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。

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

$\ln(m_{x,t})$ 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)

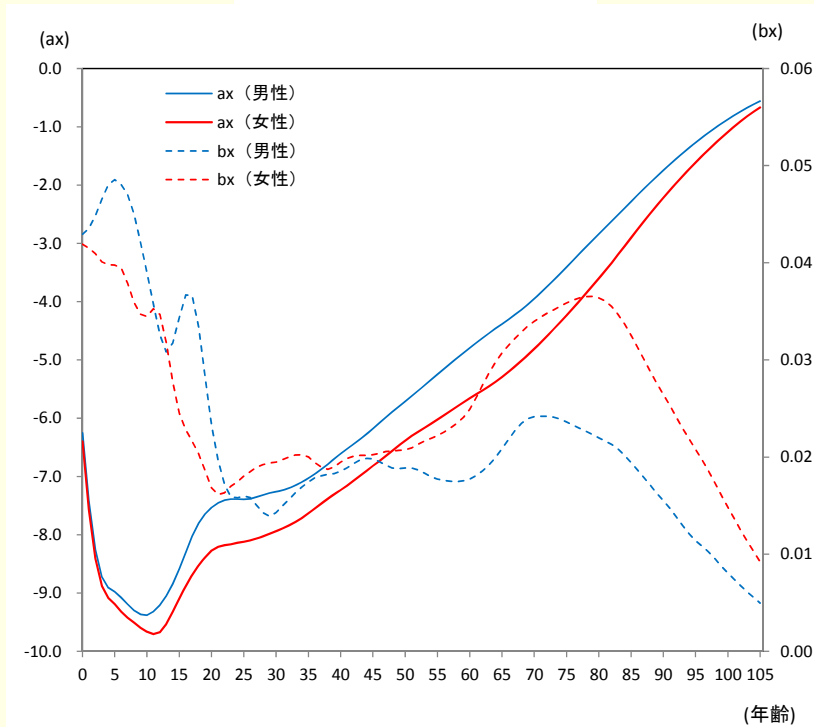
b_x k_t が変化するときの年齢別死亡率の変化率

$\varepsilon_{x,t}$ 平均0の誤差項

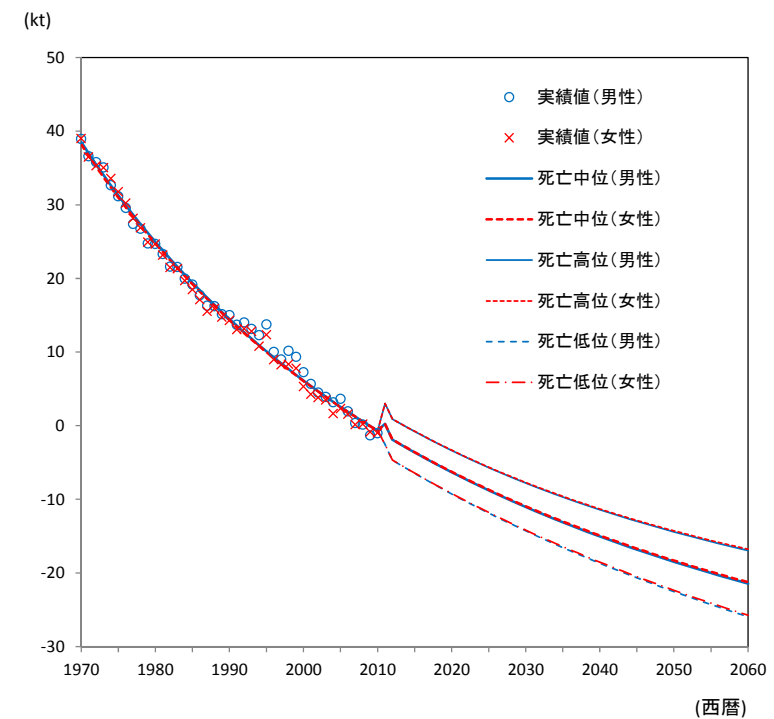
リー・カーター・モデルのパラメータ推定

平成24年推計におけるリー・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。

推定されたパラメータ： a_x , b_x

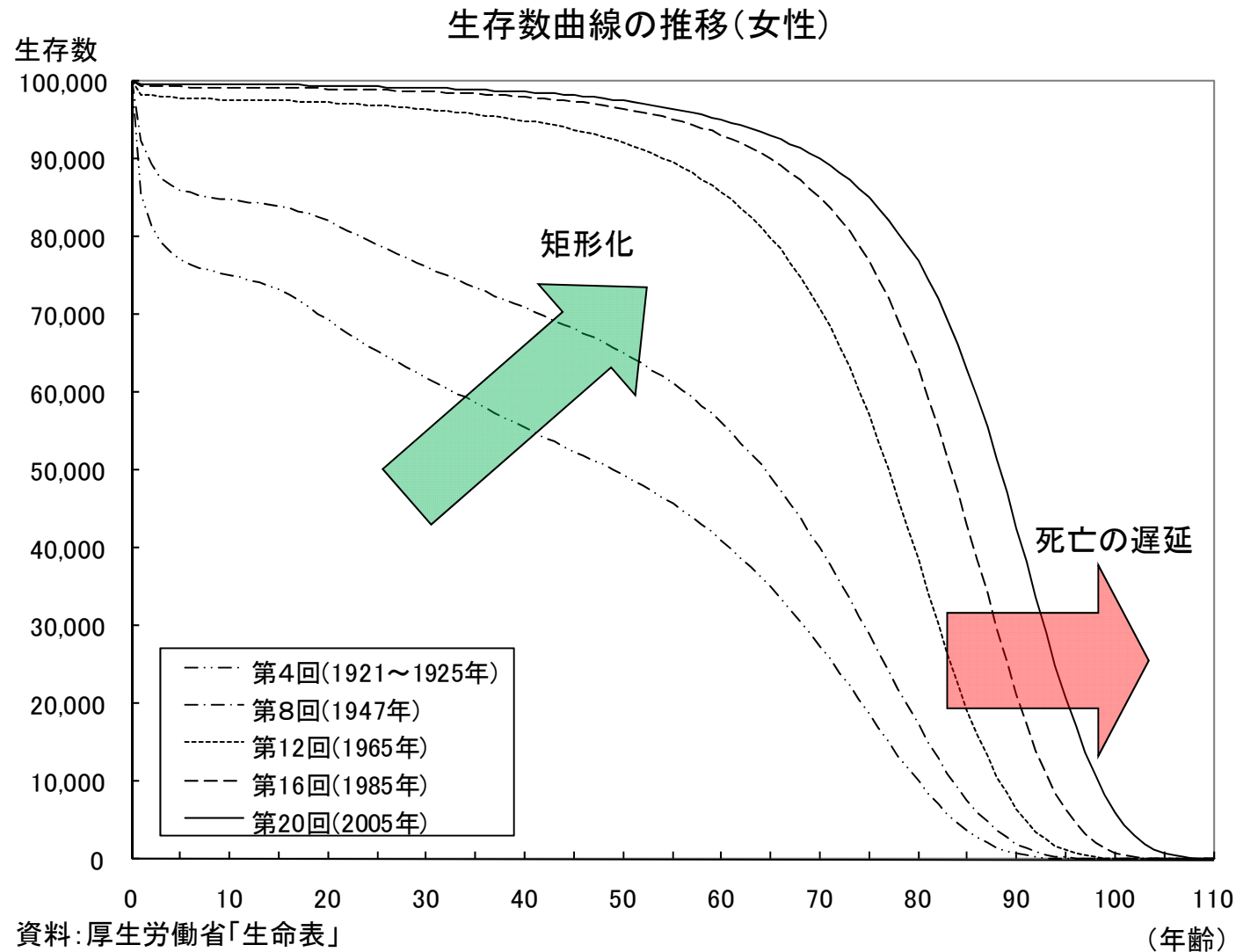


パラメータ k_t の将来推計



生存数曲線の変化と死亡モデル

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、平成24年推計ではこれをよりよく表現できるような修正を行ったリー・カーター・モデルを採用している。



高齢死亡率の線形差分モデル(LDモデル)

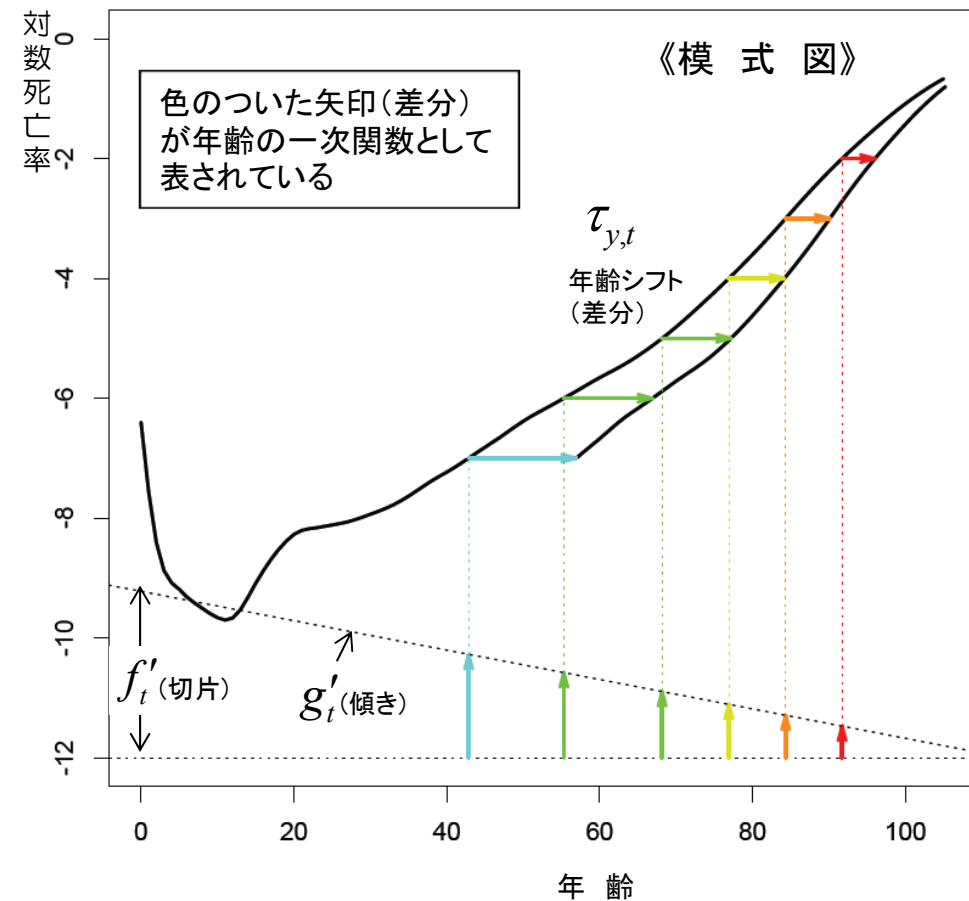
平成24年推計では、若年層ではリー・カーター・モデルを用いつつ、高齢層では、死亡率改善を死亡率曲線の高齢側へのシフトとして表現するモデル（線形差分モデル）を組みあわせることにより、死亡率改善の著しいわが国の死亡状況に適合させる修正リー・カーター・モデルを採用している。なお、線形差分モデルとは、高齢死亡率曲線の横方向へのシフトの差分を年齢の線形関数として表すモデルである。

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

$\tau_{y,t}$ 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

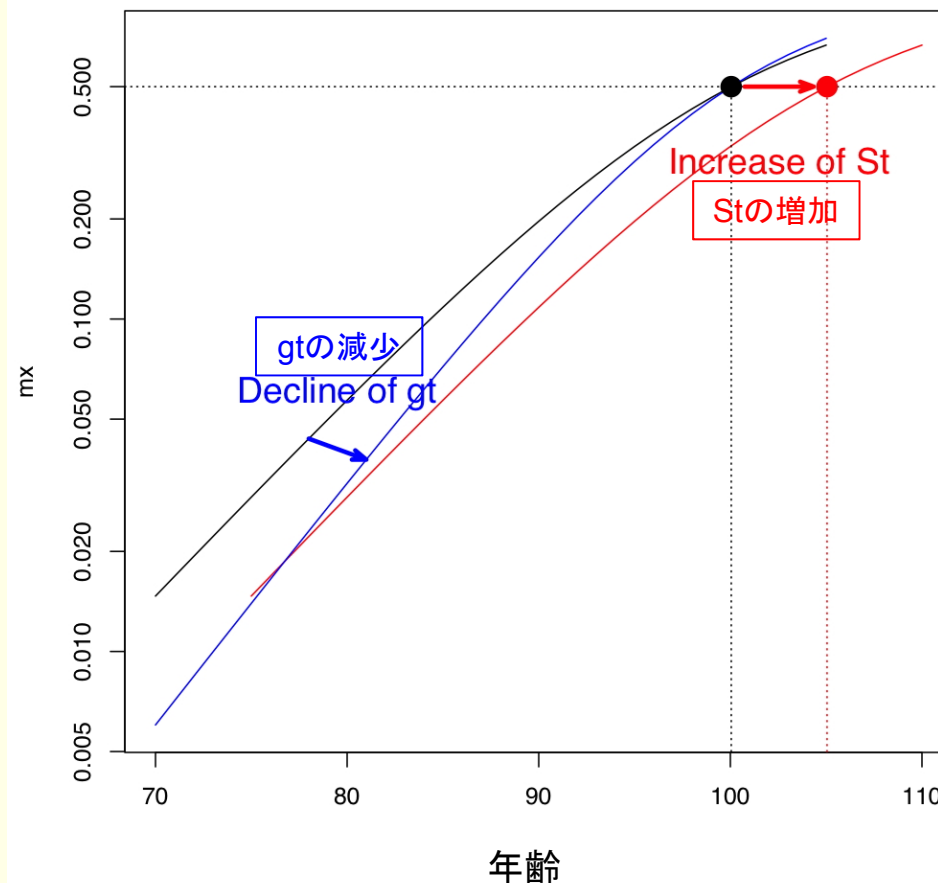


高齢死亡率の線形差分モデル(LDモデル)

線形差分モデルのパラメータ推定にあたっては、 f_t の代わりに高齢死亡率曲線の位置を表すパラメータ St （死亡率が0.5となる年齢）を用い、これと gt を用いて f_t を推定する。

St の増加は死亡率曲線の高齢側への平行シフトに、 gt の減少は死亡率曲線の勾配の増加に対応している。

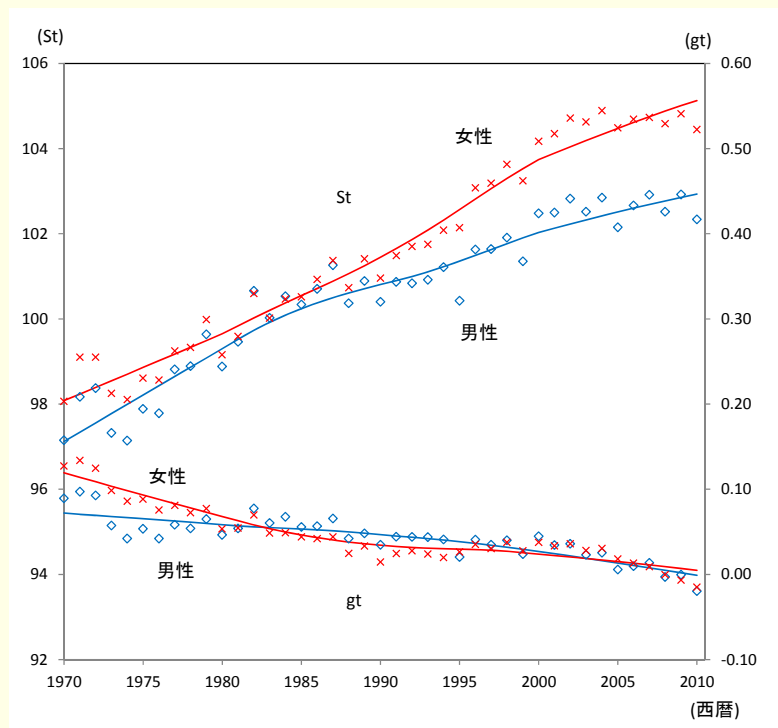
Stとgtの変化と死亡率曲線の対応(模式図)



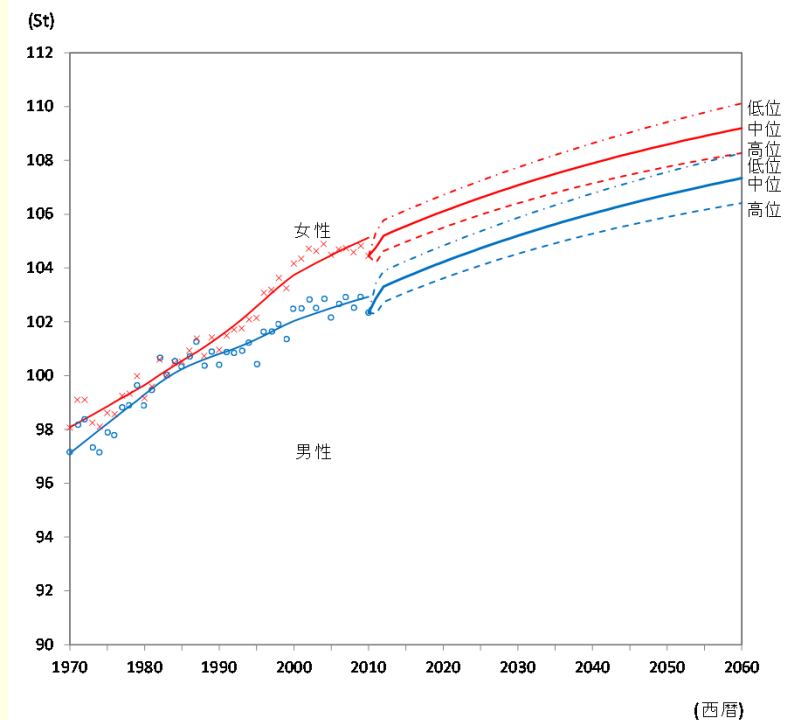
高齢死亡率の線形差分モデル(LDモデル)

平成24年推計での線形差分モデルのパラメータ推定とその投影結果は以下の通り。死亡率曲線全体のシフト量を示す St については死亡指数 kt に対する変化率を用いて投影、勾配の相対値 gt については直近の平均値を将来に向けて固定した。

推定されたパラメータ値の推移：
 St , gt



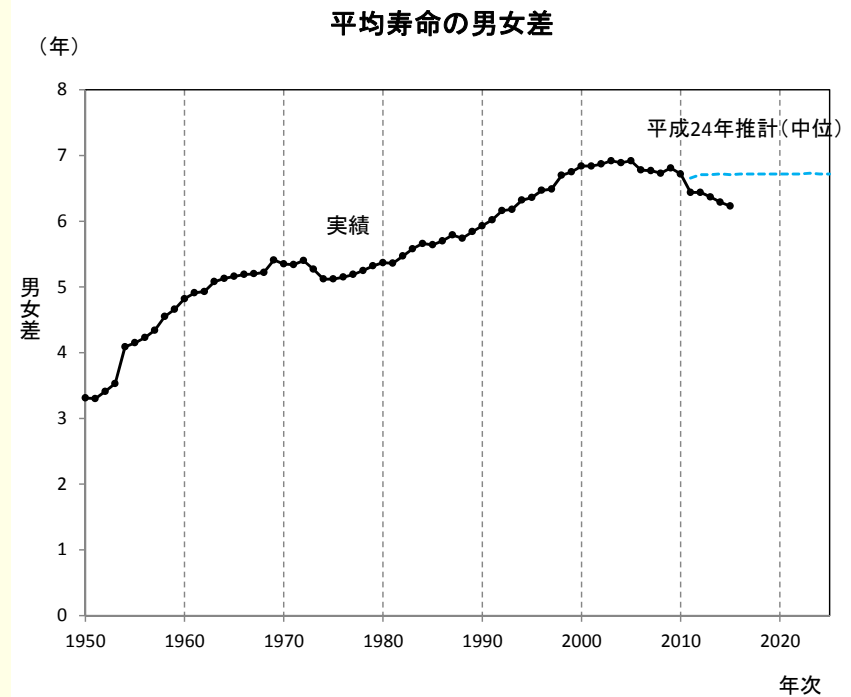
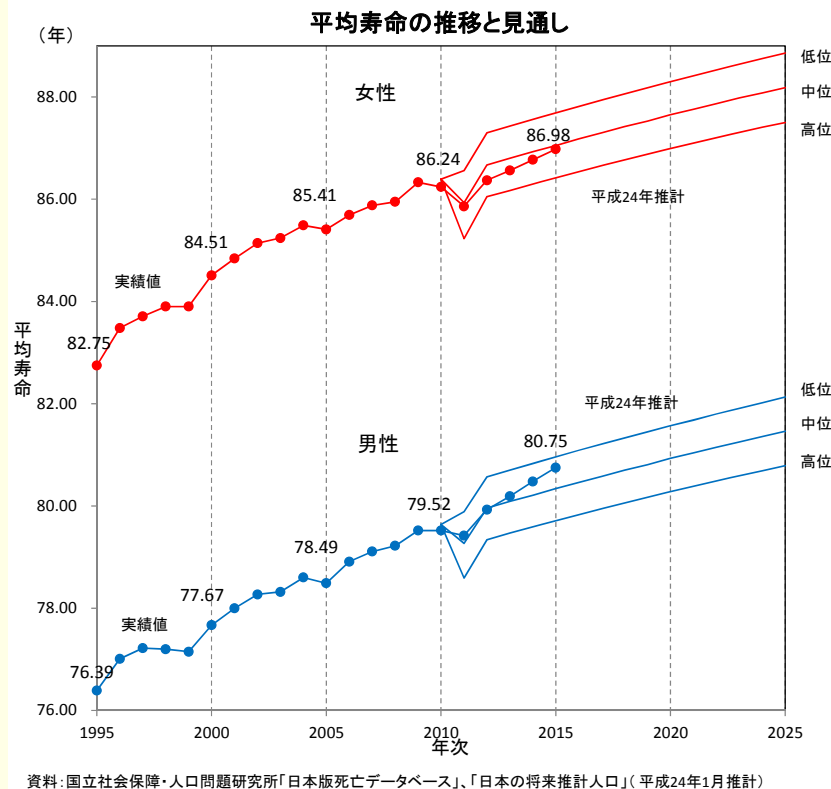
パラメータ St の将来推計



注： St , gt の推定値は変動が大きいことからLOWESS回帰により平滑化した傾向線を示している。

近年の死亡率の動向と将来推計値

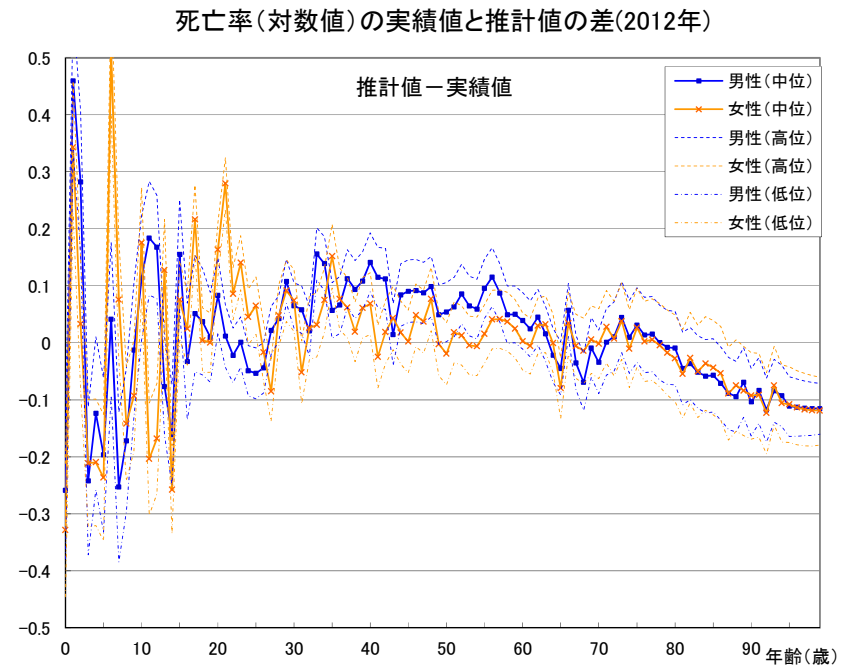
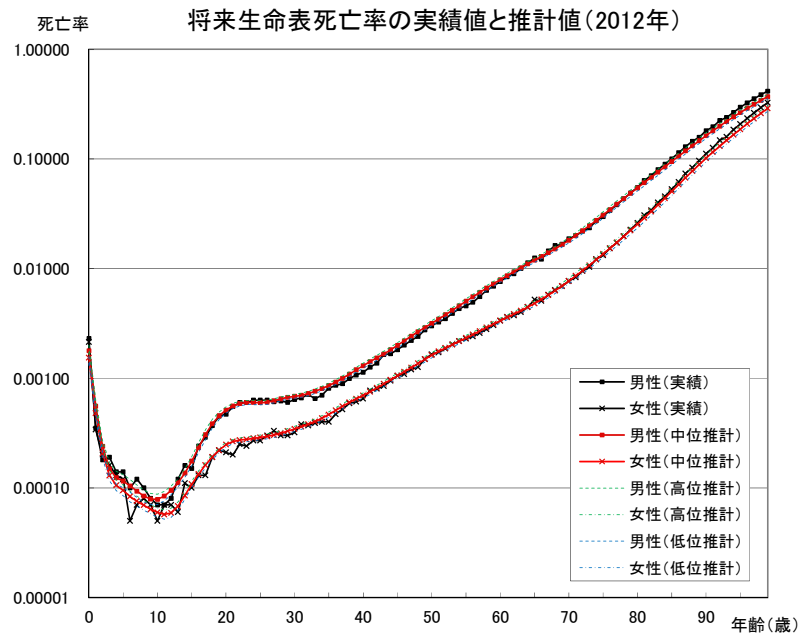
平成24年推計で用いられた修正リー・カーター・モデルによる平均寿命の将来推計値と2011年以降の実績値を比較すると、男女とも実績値は高位と低位の幅の中を推移している。また、平均寿命の男女差は長期的には拡大傾向にあったが、近年では横ばいかやや減少傾向にある。



資料: 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」、
「日本の将来推計人口(平成24年1月推計)」死亡中位仮定

近年の死亡率の動向と将来推計値

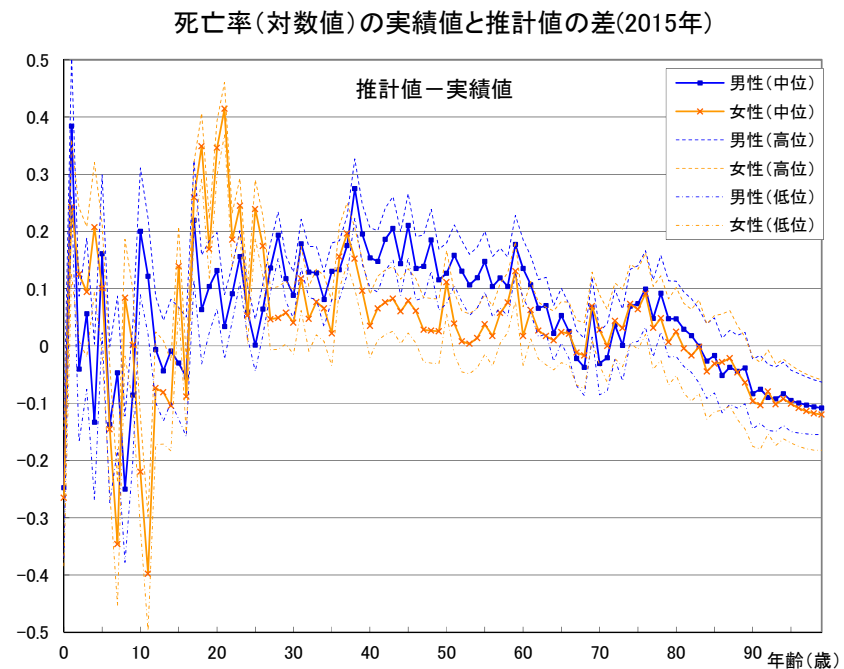
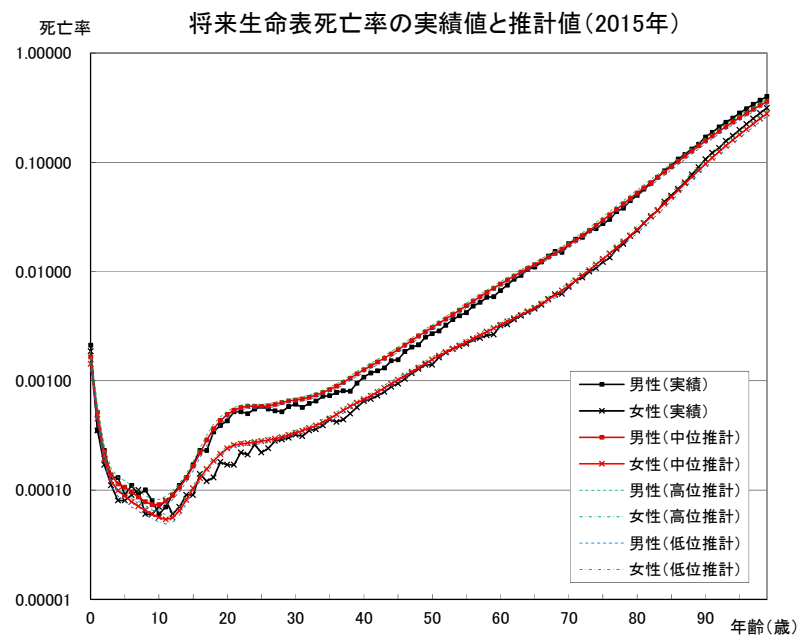
平成24年推計で用いられた修正リー・カーター・モデルによる年齢別死亡率の将来推計値と2011年以降の実績値を比較すると、40～60歳辺りで推計値がやや過大、80歳以上でやや過小である傾向が見られる。



資料: 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」、「日本の将来推計人口(平成24年1月推計)」

近年の死亡率の動向と将来推計値

平成24年推計で用いられた修正リー・カーター・モデルによる年齢別死亡率の将来推計値と2011年以降の実績値を比較すると、40～60歳辺りで推計値がやや過大、80歳以上でやや過小である傾向が見られる。

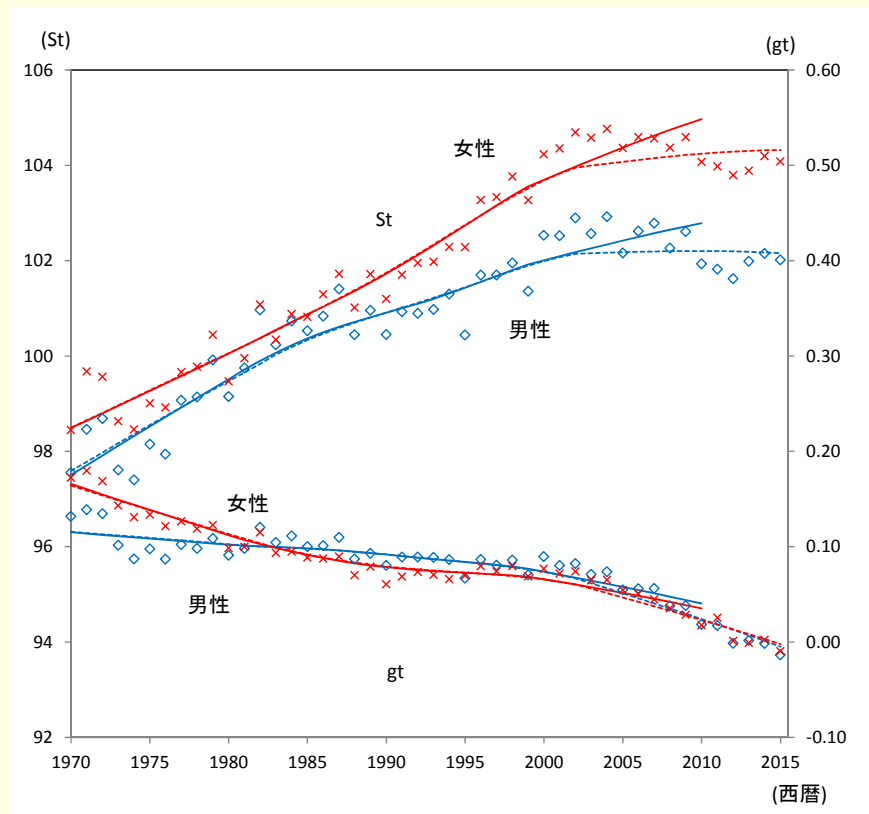


資料: 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」、「日本の将来推計人口(平成24年1月推計)」

線形差分モデルパラメータの試験的推定

2015年までのデータを用いて線形差分モデルパラメータの試験的な推定を行うと、2010年までのデータから推定した傾向と比べ、 St の増加が緩やかとなる一方で、 gt について減少傾向が続いていることが観察される。

線形差分モデルパラメータ St , gt の試験的推定



- 注：1. St , gt の推定値は変動が大きいことからLOWESS回帰により平滑化した傾向線を示している。
2. 暫定的な推定値である。
3. St , gt の推定値は基礎データに依存することから平成24年推計のパラメータ値と比較することはできない。

死亡の仮定設定に対する考え方

死亡の全体水準、高年齢死亡率の改善状況、寿命の男女差とも概ね平成24年推計時点に見られた傾向が継続している。ただし、高年齢死亡率の改善傾向（年齢シフトの効果）については緩やかになりつつある点、また、寿命の男女差が2010年時点よりもやや縮小している点について、実績を踏まえた投影が必要と考えられる。

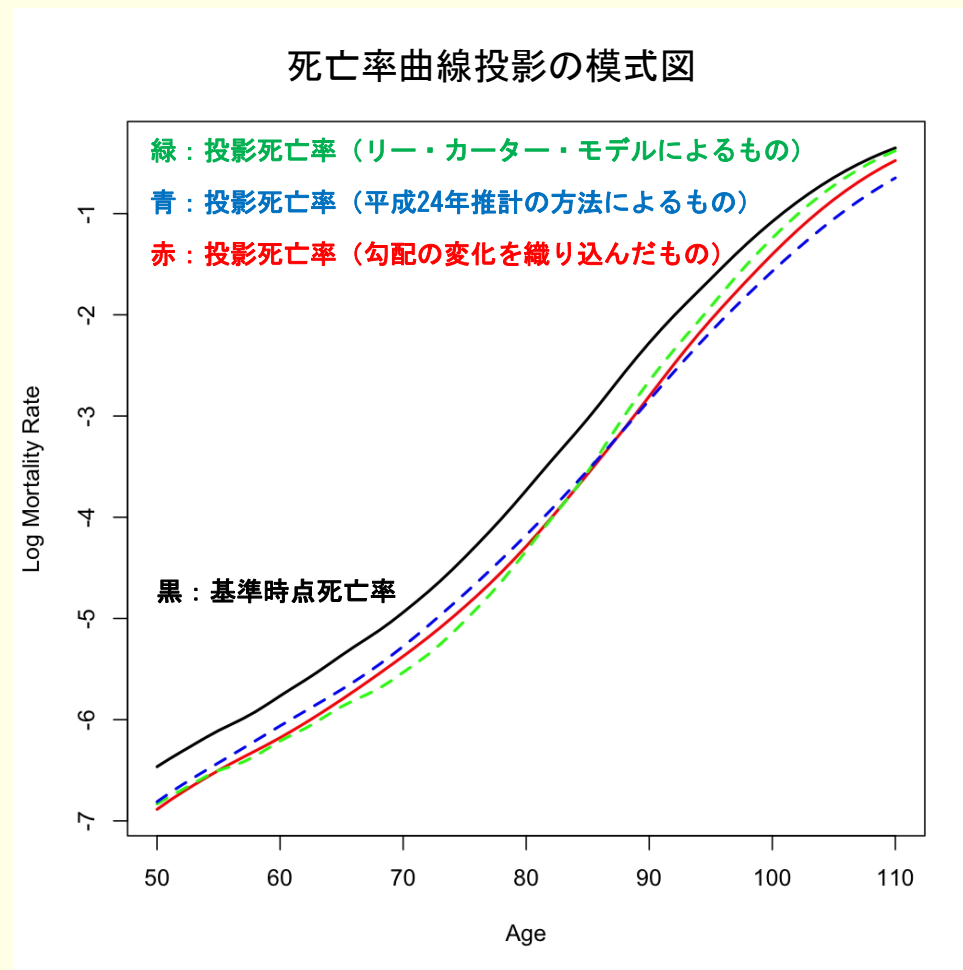
要因	平成24年推計時点で見られた傾向	平成24年推計時点までの実績値				現在の傾向	実績値 2015年
		実績値	1960年	1985年	2010年		
死亡の全体水準	速度は緩やかになりつつも改善が続く	平均寿命(男性、年)	65.36	74.87	79.52	速度は緩やかになりつつも改善が続く	80.75
		平均寿命改善率(男性)	0.81%	0.38%	0.20%		0.26%
		平均寿命(女性、年)	70.18	80.51	86.24		86.98
		平均寿命改善率(女性)	1.02%	0.42%	0.16%		0.16%
高齢死亡率改善	高年齢の死亡率改善傾向(年齢シフトの効果)が続く	75歳平均余命改善率の平均寿命改善率に対する比(男性)	0.993	1.007	1.003	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	1.004
		75歳平均余命改善率の平均寿命改善率に対する比(女性)	0.990	1.012	1.004		1.003
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)	4.82	5.64	6.72	長期的には拡大してきたが直近では横ばいかやや減少	6.23

注:「平均余命(寿命)改善率」は、8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。

資料: 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」

死亡仮定設定の課題

近年、年齢シフトの効果がやや緩やかとなり、勾配を表すgtがやや減少している傾向を反映させるため、死亡率曲線の勾配の変化を投影上織り込むよう、修正を行うことが必要と考えられる。



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。

※ 2011年～2015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に従う。

※ 男女合計について投影を行い、過去の男女構成、年齢別分布を用いて、男女・年齢(各歳)別入国超過数を決める。ただし、2035年以降は2035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

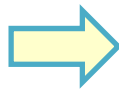
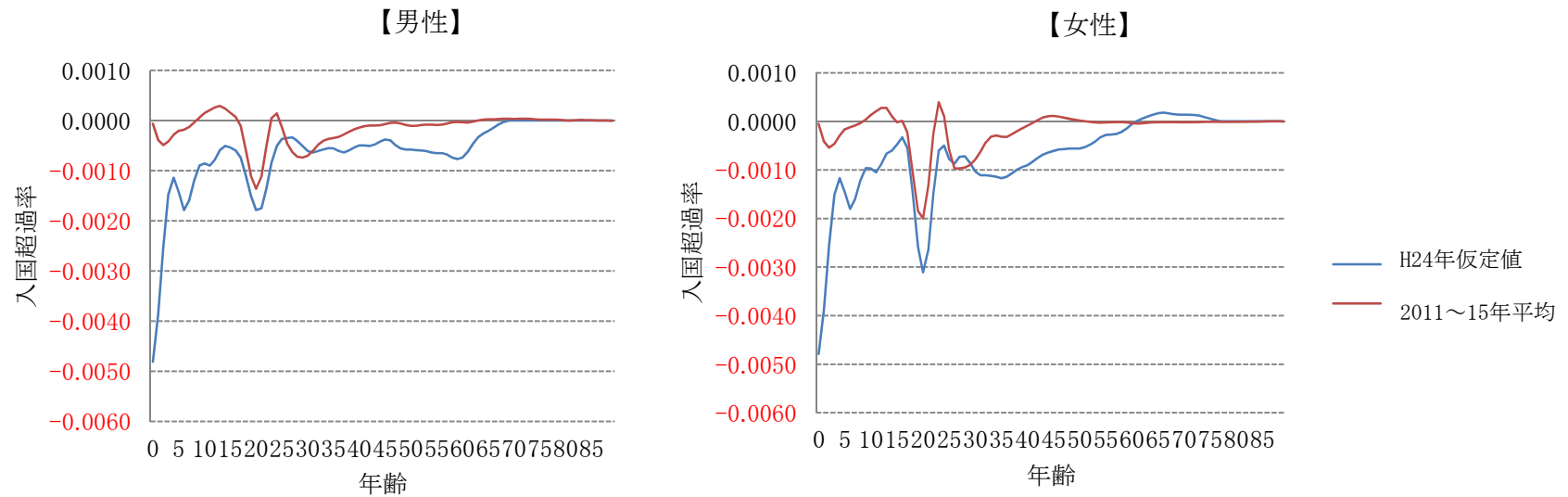
- ・ 過去の平均値が今後も続くものと仮定。

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、絶対値は平成24年仮定値よりも小さくなる傾向が見られる。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。

※ 2011年～2015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24年仮定値と実績値



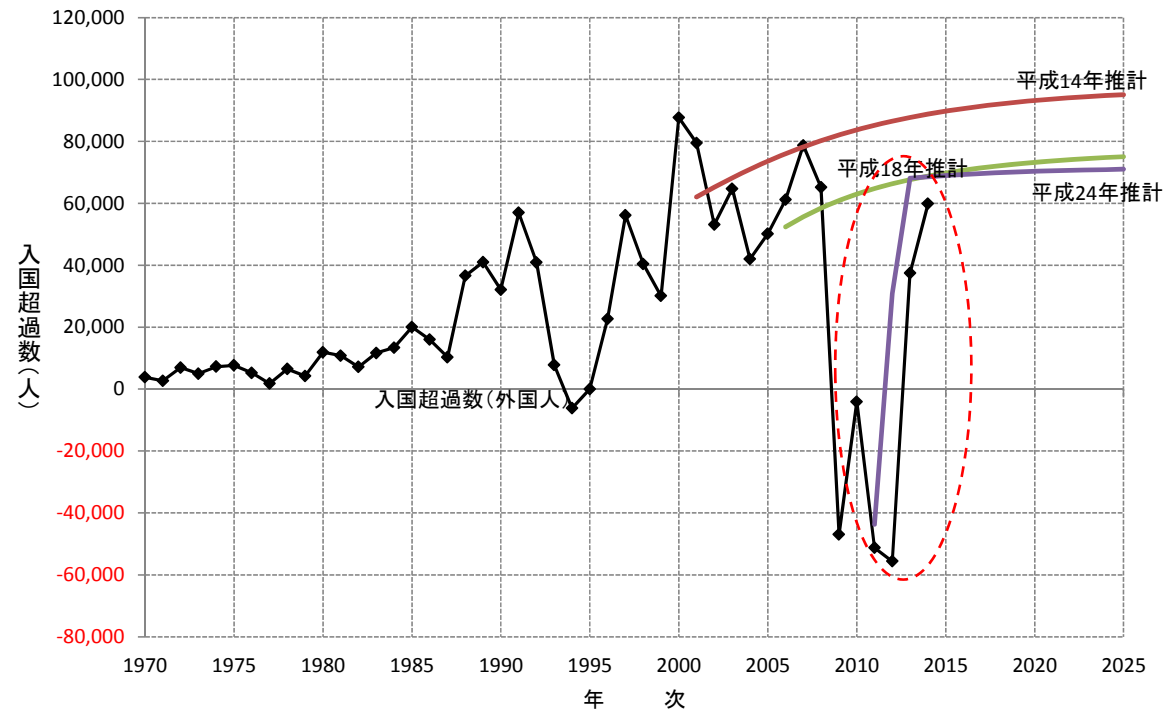
概ね出国超過の傾向は継続しているが、入国超過率の絶対値は小さくなる傾向が見られる。

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、不規則な上下動を繰り返しつつも、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るから、過去の入国超過数の動向による長期的な趨勢に従うとして仮定設定。

※ 男女合計について投影を行い、過去の男女構成、年齢別分布を用いて、男女・年齢(各歳)別入国超過数を推計。ただし、2035年以降は2035年男女・年齢(各歳)別入国超過率が一定で続くと仮定。

入国超過数(外国人)の推移



平成24年推計で見込まれていたよりも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年推計と類似している。

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24年推計時点に見られたとおり、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。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、長期的には概ね入国超過数が増加する傾向であったが、平成24年推計の直近年次で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という特殊事情も見られた。このため、将来推計では短期的な出国超過の影響を2012年まで見込んでいた。その後の実績値を観察すると、平成24年推計で見込まれていたよりも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、長期的には入国超過数の増加基調に回帰するとみられる。

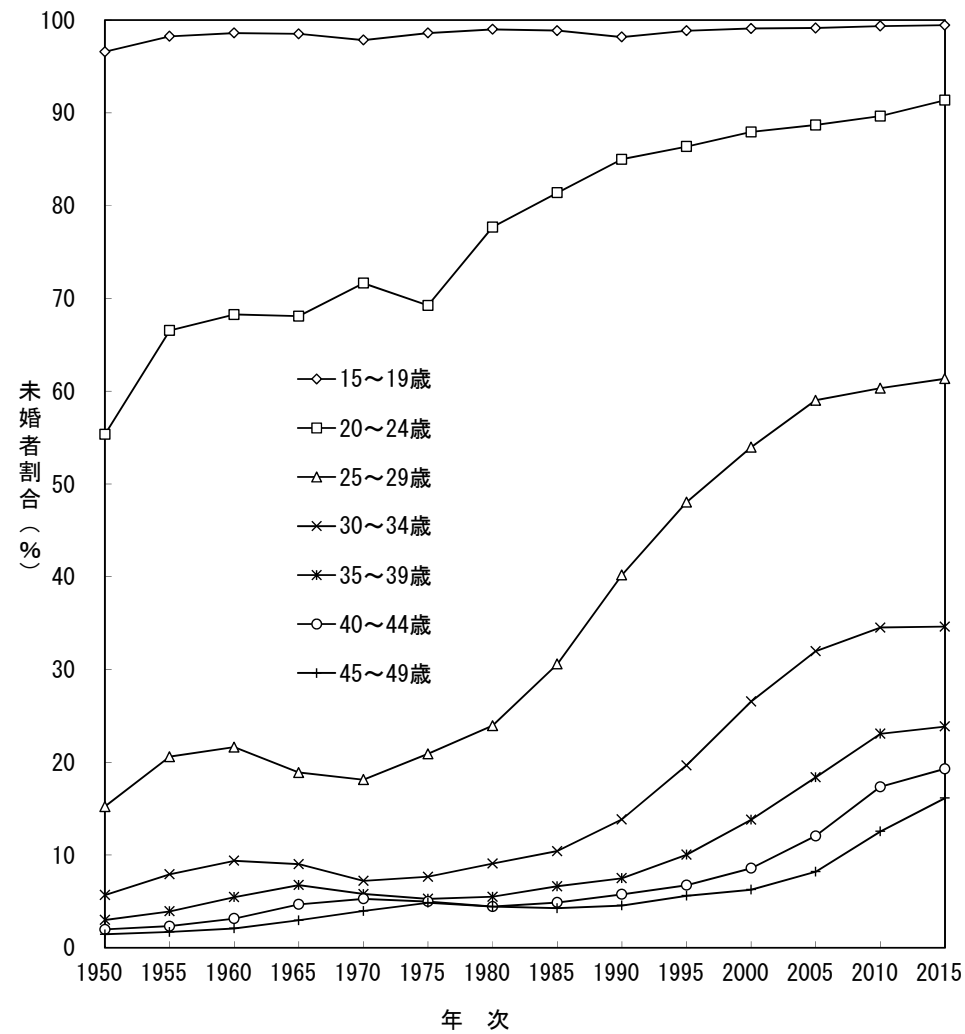
要因	平成24年推計時点で見られた傾向	平成24年推計時点の実績値		現在の傾向	実績値
日本人の国際人口移動	概ね出国超過の傾向が見られる。男女別の入国超過の年齢パターンは比較的安定的。	入国超過数の1年あたり平均値(男性)	-36千人	概ね出国超過の傾向だが、平成24年推計時点よりも絶対値が小さくなる傾向が見られる。男女別の年齢パターンは比較的安定的。	-12千人
		入国超過数の1年あたり平均値(女性)	-44千人		-15千人
外国人の国際人口移動	不規則な上下動を繰り返しつつも、長期的には概ね入国超過数が増加する傾向。ただし、 <u>直近年次ではリーマンショックや東日本大震災に起因する大規模な出国超過という特殊事情も見られた。このため、将来推計では短期的な出国超過の影響を2012年まで見込んだ。</u>	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)	35千人	<u>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。</u>	30千人
		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)	33千人		19千人

注：1. 「日本人の入国超過数の1年あたり平均値」は、「平成24年推計時点」については2006～2009年、「現在の傾向」では2011～2014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24年推計時点」については2006～2008年、「現在の傾向」では2013～2014年の平均値。

參考資料

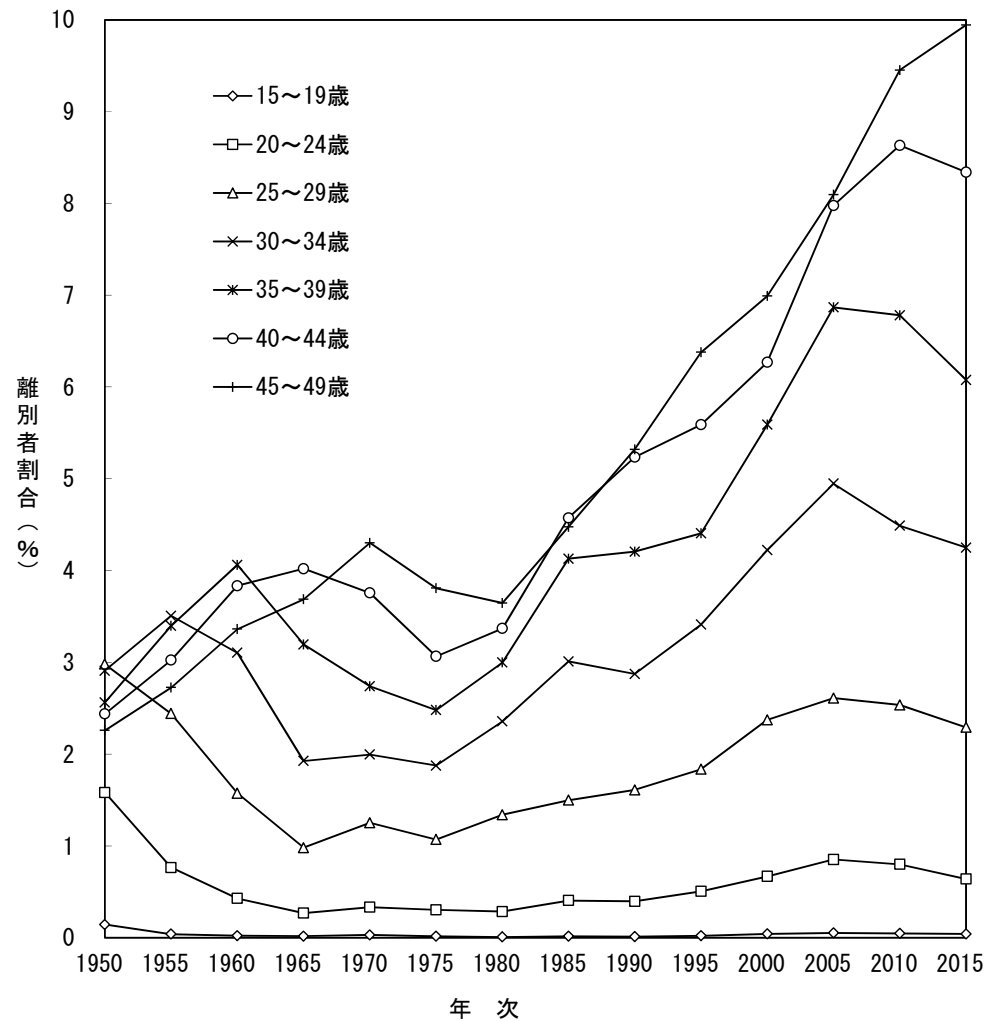
年齢階級別にみた女性の未婚者割合の年次推移



資料:総務省統計局『国勢調査報告』

注:率の分母になる年齢別人口には配偶関係不詳を含まない。

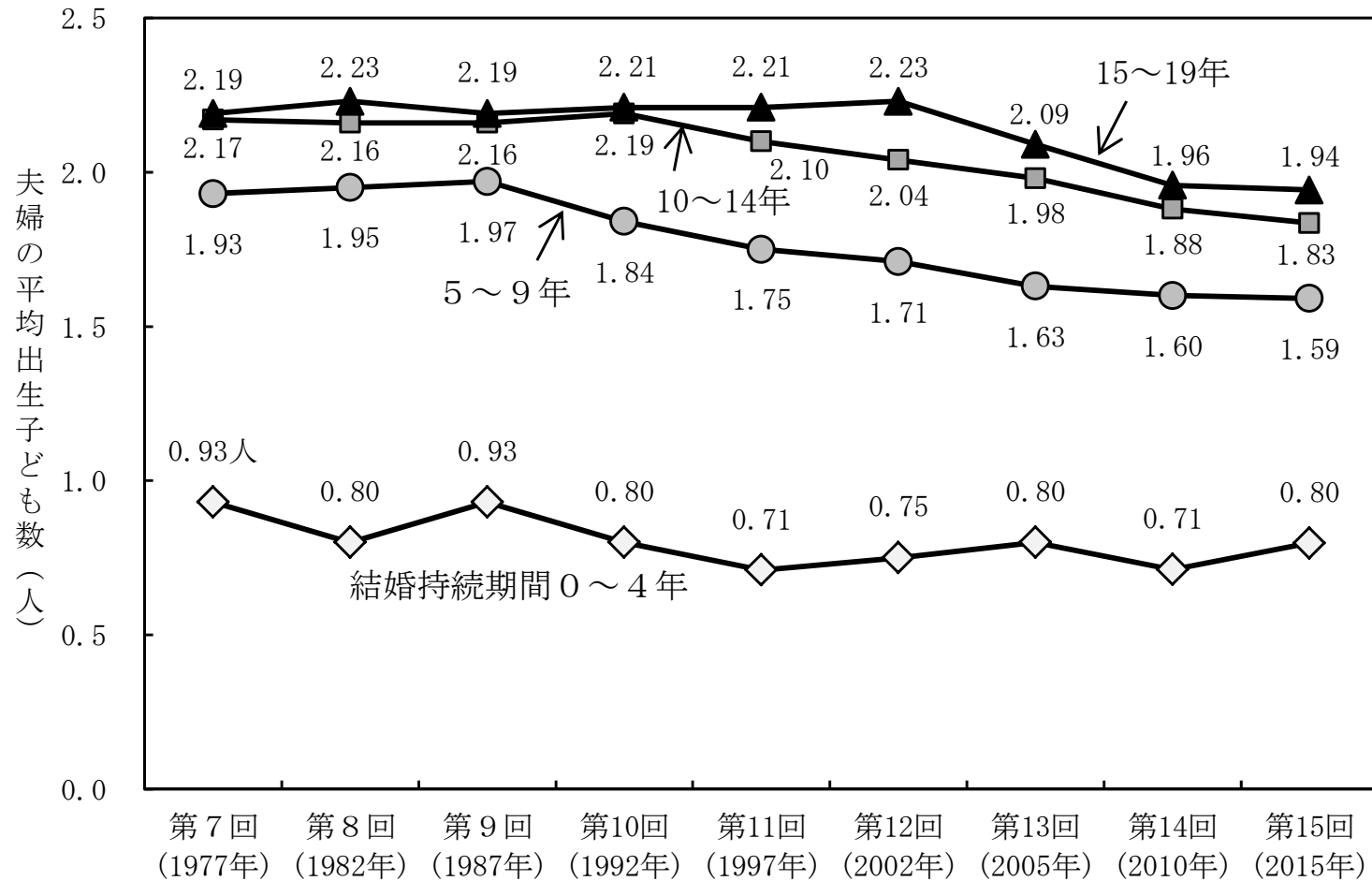
年齢階級別にみた女性の離別者割合の年次推移



資料:総務省統計局『国勢調査報告』

注:率の分母になる年齢別人口には配偶関係不詳を含まない。

結婚持続期間別にみた夫婦の平均出生子ども数



資料：国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

注：対象は初婚どうしの夫婦（出生子ども数不詳を除く）。