

日本の将来推計人口

— 新推計の基本的考え方 —

平成23年10月21日

国立社会保障・人口問題研究所

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

I. 手法に関する考え方

— 前回推計以降の人口動向と手法の選択 —

II. 将来人口推計の課題

— 東日本大震災の影響（死亡仮定） —

— 社会経済変動の捉え方 —

新将来人口推計の基本的枠組みと基準人口

◎ 推計の枠組み（コーホート要因法）

- 推計期間：2011～2060年（参考推計期間 2061～2110年）
- 男女年齢(各歳)別：0～104歳、105歳以上一括（前回同様）
- 男女年齢(各歳)別 総人口を推計

※ 平成22(2010)年までの実績データに基づき推計を行う。
ただし、2011年の月別データや推計値を参考とする。

◎ 基準人口

- 平成22(2010)年国勢調査に基づく
同年10月1日 男女年齢(各歳)別総人口

※ 男女年齢(各歳)別、総人口について、国籍・年齢不詳件数について按分補正を適用したもの。按分補正手法については、総務省統計局における(現在)推計人口と共通のものとする。

出生の仮定設定について

◎ 出生仮定値設定コーホートの種類

- 参照コーホート：1995年生まれ（前回1990年生まれ）
- 最終コーホート：2010年生まれ（前回2005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

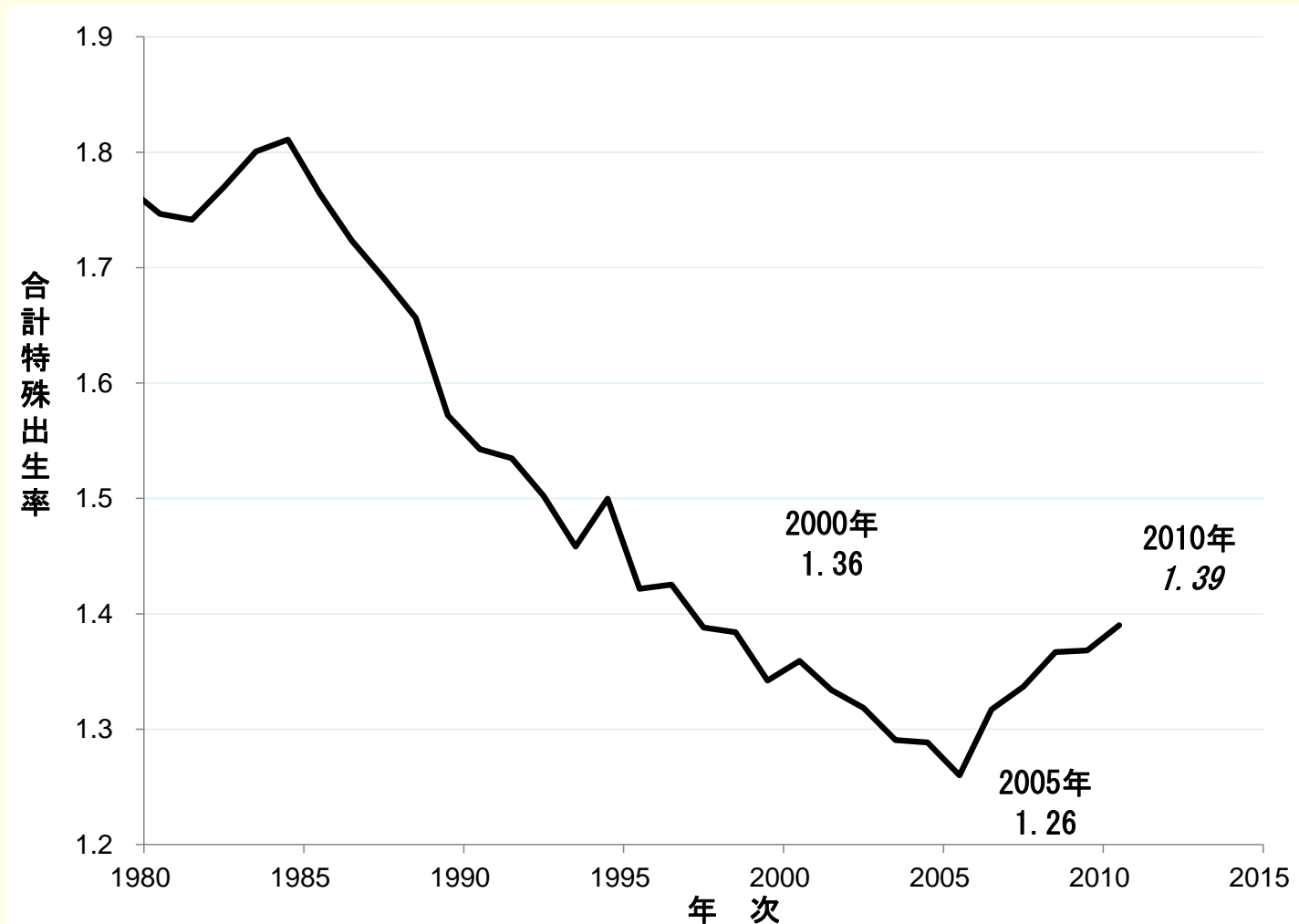
- 総人口（外国人含む）の出生率の投影

※ 外国人の出生年齢パターンを把握し、日本人人口の出生率との関係により投影を行う。

近年の出生率の動向

合計特殊出生率は、2005年に史上最低の1.26を記録した後、翌年からV字型の回復を示している。

合計特殊出生率の年次推移：1980年～2010年

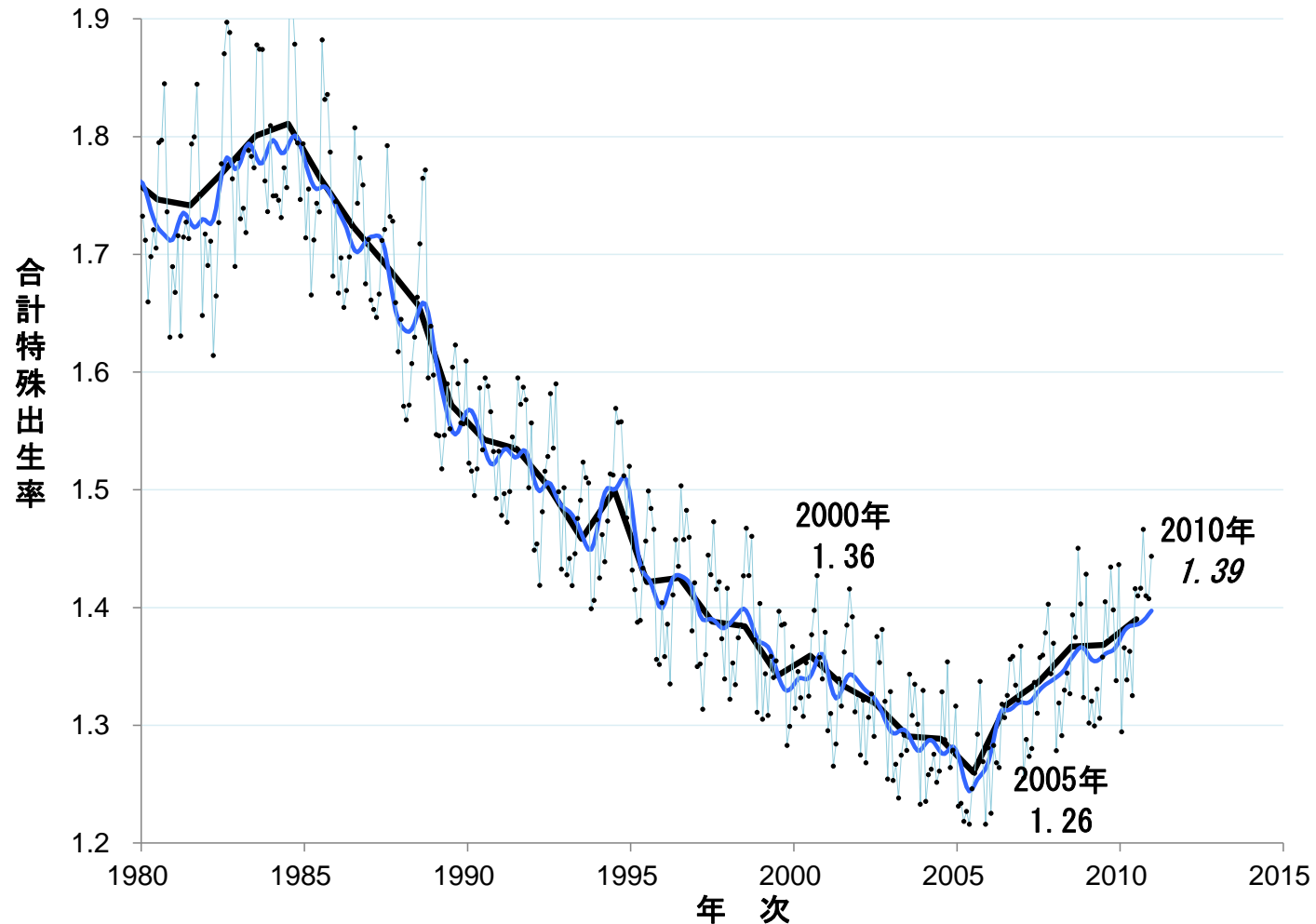


資料：人口動態統計。2010年の値は概数値（平成22年国勢調査人口確定後に確定）。

近年の出生率の動向

月別合計特殊出生率を観察すると、出生率の推移には比較的大きな季節変動が含まれていることがわかる。

合計特殊出生率の年次推移：1980年～2010年（月別変動を追加）

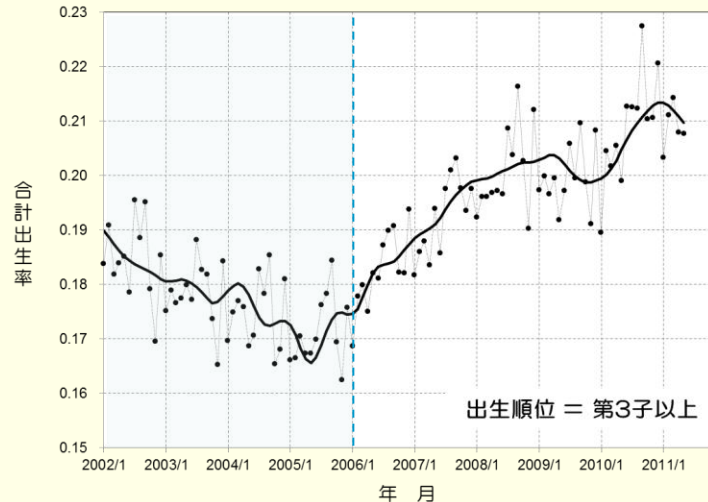
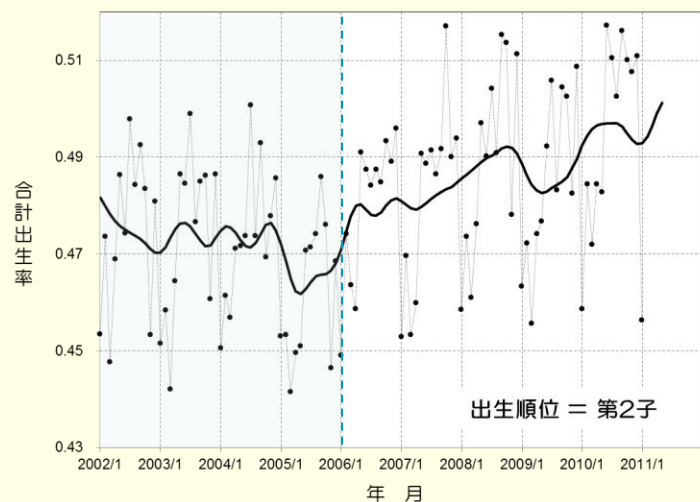
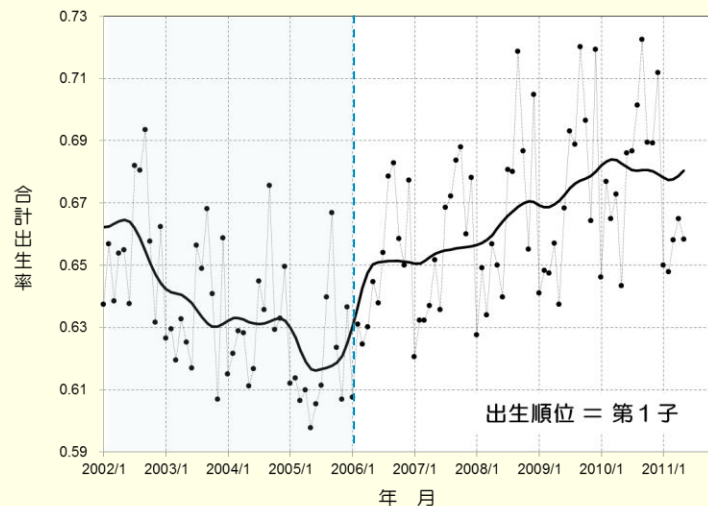
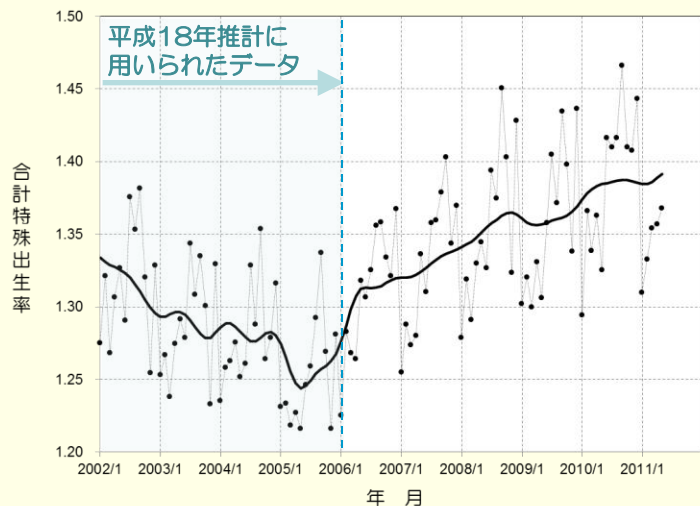


資料：人口動態統計。注：細線でつながれた黒点は年換算された月別合計特殊出生率。青の実線線はその季節調整値（センサス局X11法による）。

近年の出生率の動向

近年の出生率回復は詳細に見ると複数のフェーズから成っている。ただしすべての出生順位で変動が同調している。

月別にみた、合計特殊出生率、出生順位別合計出生率の推移：2002年～2011年5月



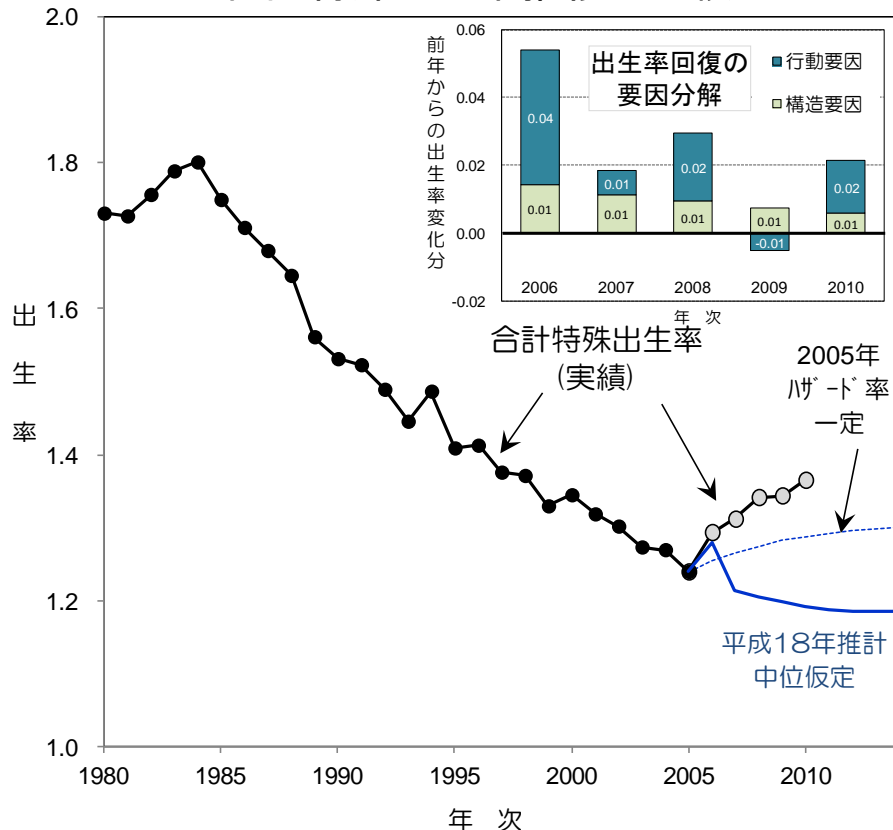
一時的な社会経済変動にともなう出生行動変化の存在が認められる。

注：細線でつながれた黒点は年換算された月別合計(特殊)出生率。実線はそれらを季節調整(センサス局X11法による)したトレンド。

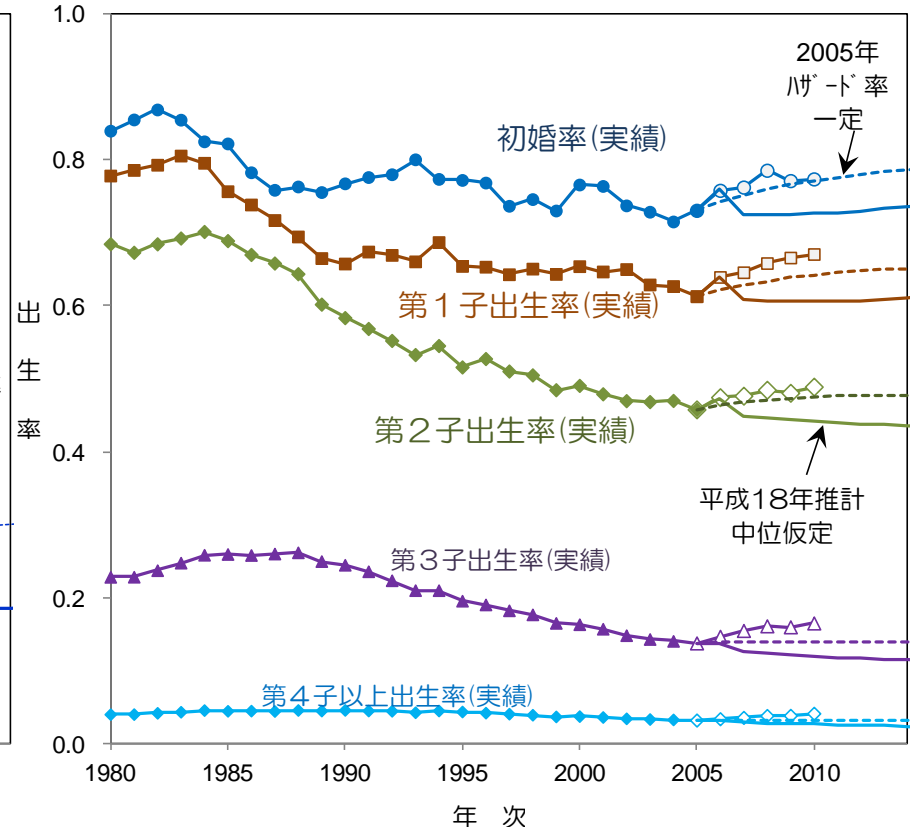
初婚率、出生順位別出生率の動向

平成18年推計中位仮定では期間出生率は一時的な反転の後、低下傾向が継続すると仮定されたが、実際はその後回復傾向が続いている。この回復には4つの要因を考えることができる。①先行する期間の出生率低迷のリバウンド(構造要因1)、②晩婚・晩産化終息によるテンポ効果(構造要因2)、③期間効果(一時的な行動要因)、④コーホート出生力上昇(行動要因)である。構造要因①②の効果は2005年のハザード率一定としたシミュレーションで分離される。

合計特殊出生率推移の比較



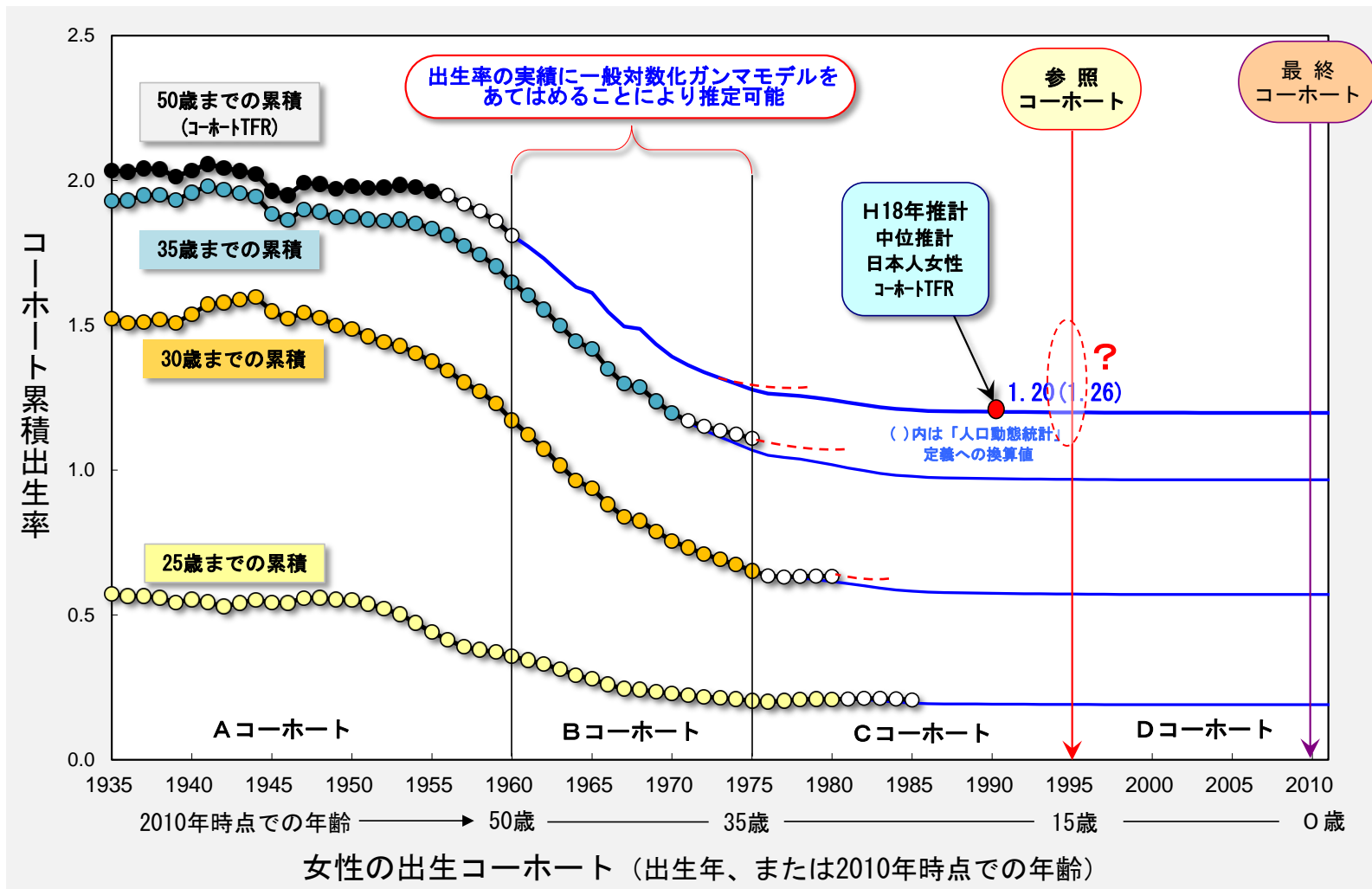
初婚率、出生順位別出生率推移の比較



注:実績値は人口動態統計(再集計)による日本人女性の事象に限定した初婚率ならびに出生率。実線は平成18年推計中位仮定による当該出生率の将来推移。波線は2005年の年齢別出生ハザード率を一定とした当該率の推移であり、女性の年齢構造変化のみによる出生率推移を表す。

コーホート出生率－2010年時点実績と平成18年推計の投影

コーホート指標の推移は期間指標に比べて変動が少ない(期間変動要因を含まないため)。新推計の出生仮定設定においては、コーホート出生率の実績値推移(マーク)に平成18年推計以降新たに得られたデータ(白抜きマーク)を含め、その推移を投影する。データが少なく統計的推定が難しい若い世代(C、Dコーホート)については、先行推移に含まれるコーホート変化の把握に加え、参照コーホートまでの出生率以外の関連指標の分析を通して仮定が設定される。



新推計における出生仮定設定

◎ 近年の出生動向

- ・出生率は2006年以降、回復傾向。要因の可能性は次の①～④。

	構造要因	行動要因
期間効果	① 先行する期間の出生率低迷のリバウンド	③ 景気変動やブームなど社会経済変動にともなう一時的出生行動変化
コーホート効果	② コーホートの晩婚・晩産化終息によるテンポ効果	④ コーホートの完結出生力の上昇

※人口の中長期的推計に重要な要因は④。①②は短期的推計に反映。③は長期的推計の仮定設定では扱わず、短期の不確実性の評価にのみ用いられる。

→ 動向の詳細分析により、構造要因と行動要因を分離。最終的な仮定設定には、③と④の分離が重要となる

◎ 新推計における対応

- ・出生仮定設定手法の枠組みは変えず

(1)手法の洗練

(2)参照コーホートの仮定値の再検討、精査を行う



(1)期間変動に関する不確実性の表現方法の洗練(確率推計の応用)

(2)テンポ効果の精査によるコーホートTFRの改訂

死亡の仮定設定について

◎ 将来生命表の作成

- ・ 将来生命表：男女・年齢（各歳－0-105歳）
- ・ 投影期間：2010年～2060年

※ 総人口に対して日本人人口と同一の生命表を仮定

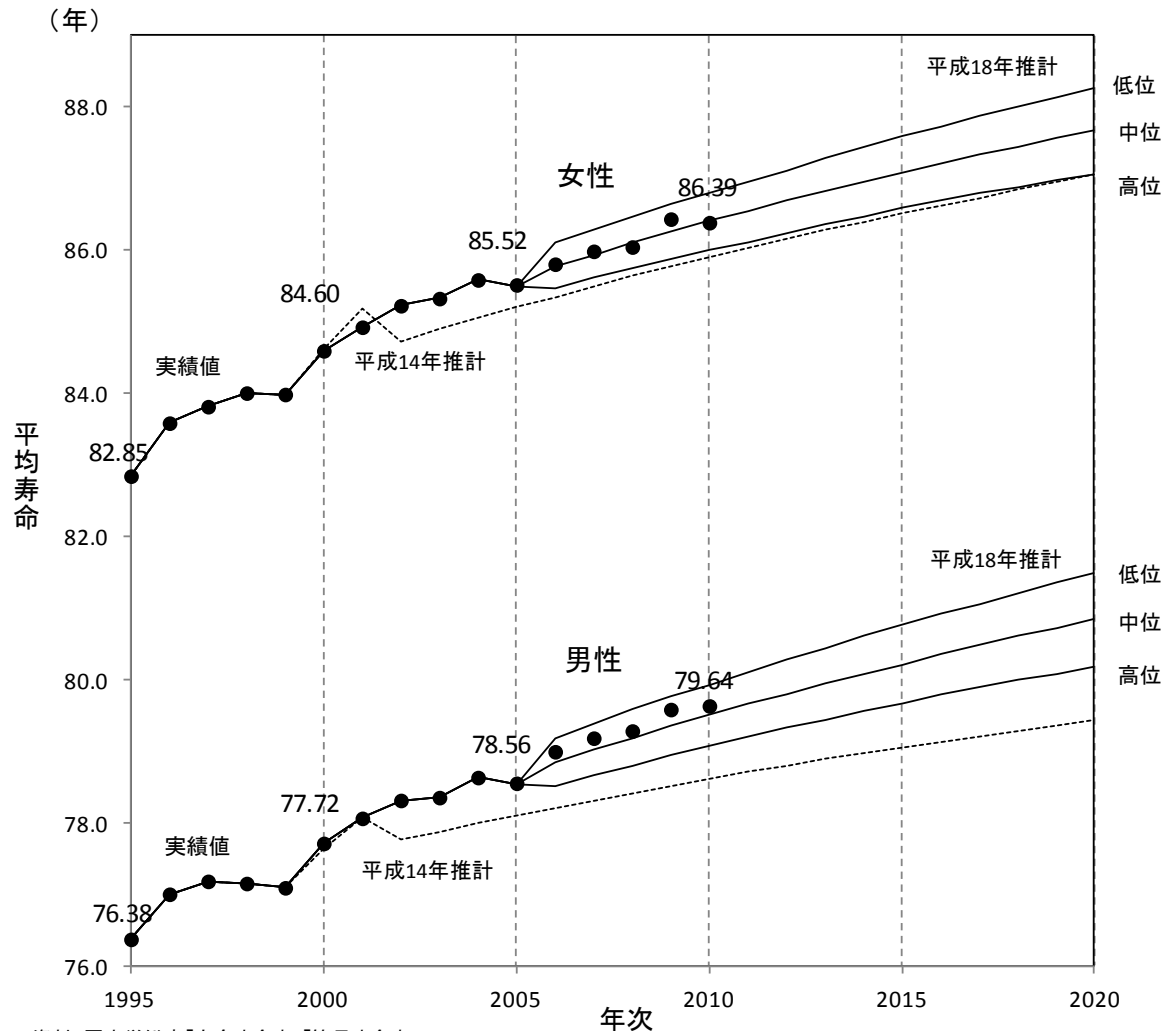
◎ 年齢別死亡率モデル

- ・ 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

近年の死亡率の動向と将来推計値

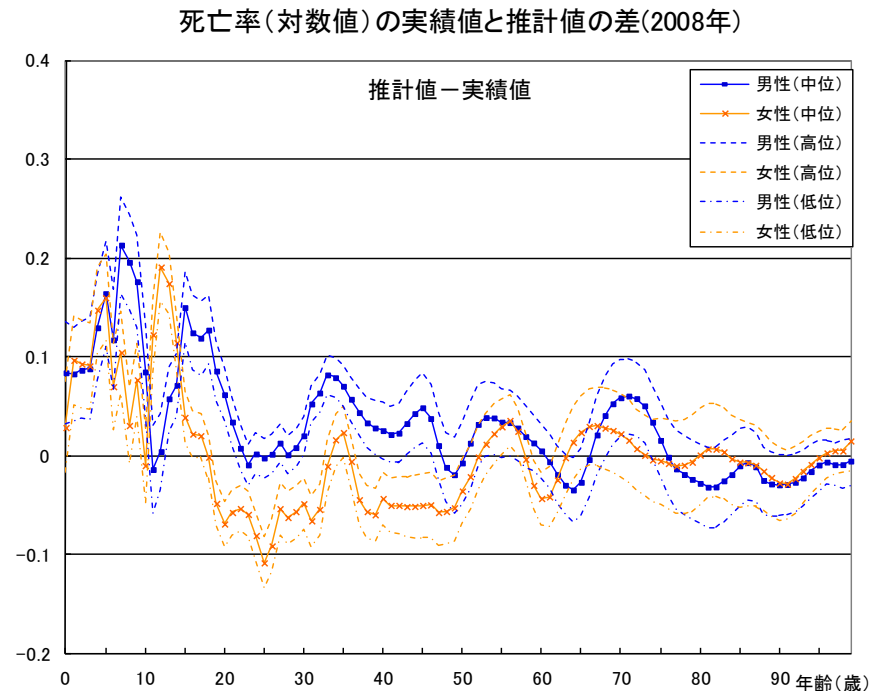
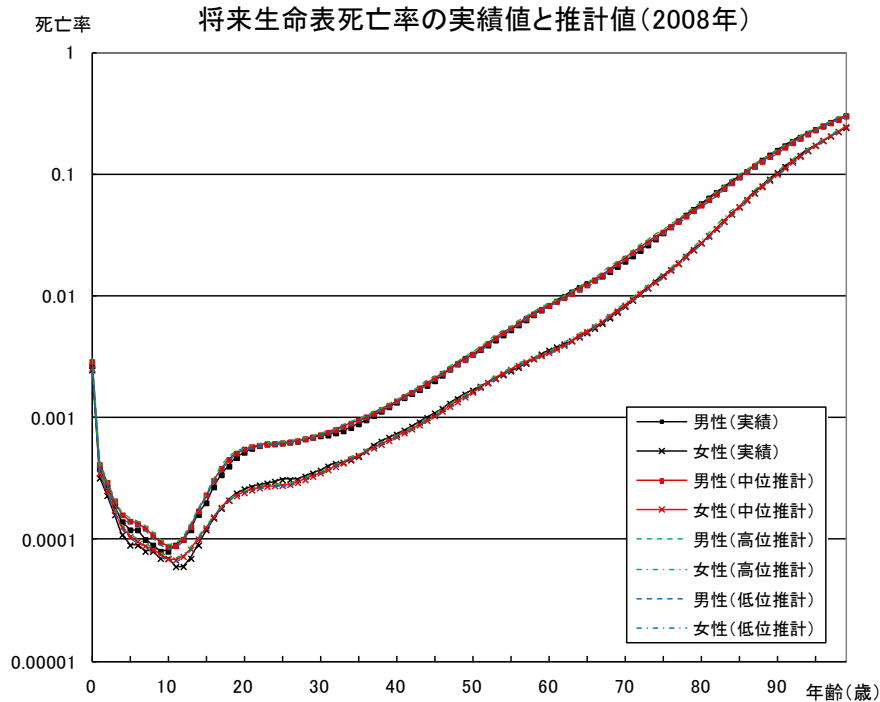
平成18年推計で用いられた修正リー・カーター・モデルによる平均寿命の将来推計値と2006年以降の実績値の推移は、比較的よい適合を示している。2010年における中位推計値／実績値は、男性79.51年／79.64年、女性86.41年／86.39年となっている。



資料: 厚生労働省「完全生命表」「簡易生命表」、
 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」(平成14年1月推計、平成18年12月推計)

近年の死亡率の動向と将来推計値

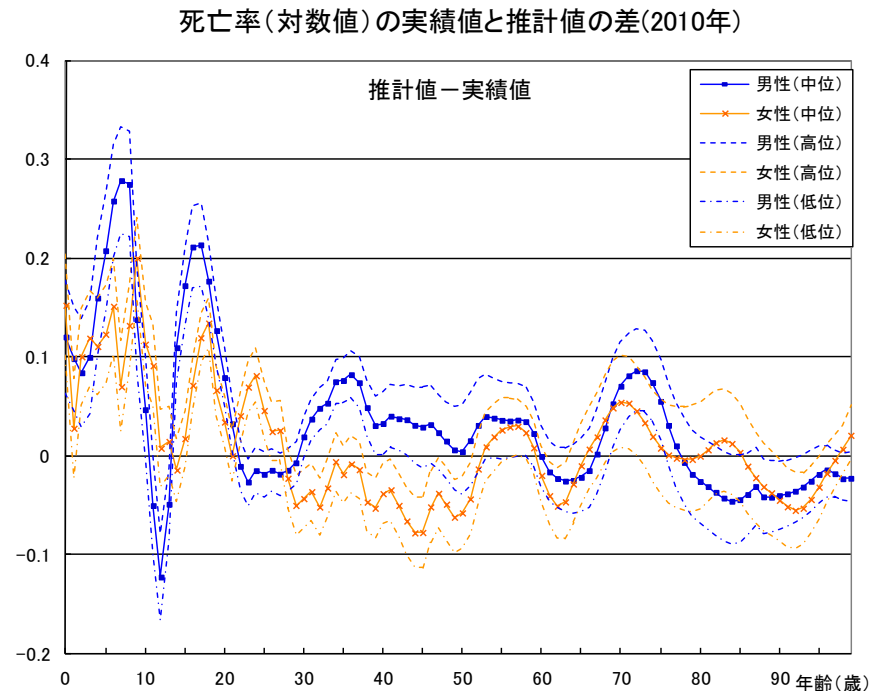
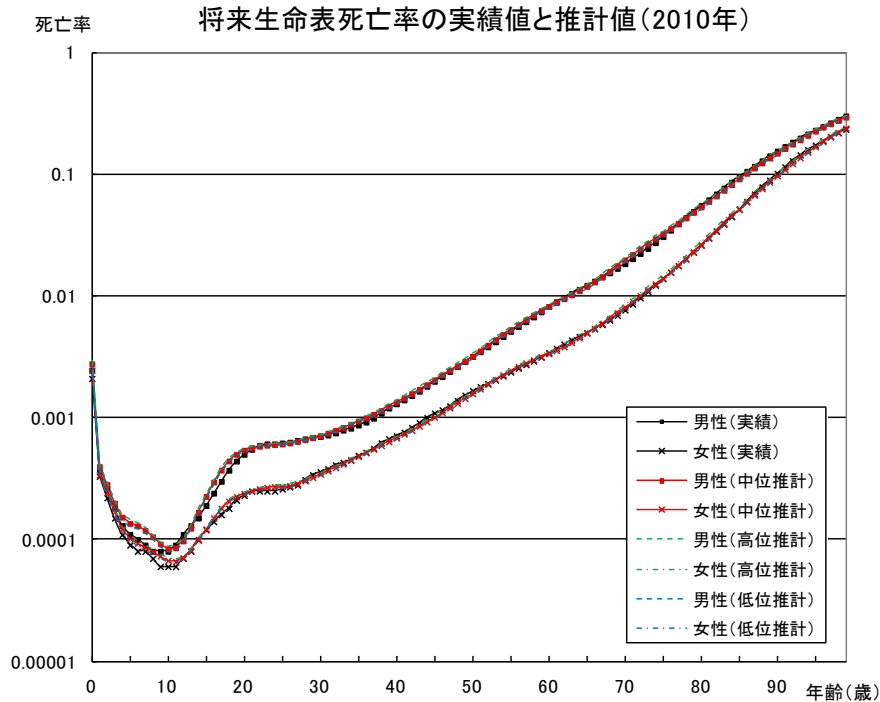
平成18年推計で用いられた修正リー・カーター・モデルによる年齢別死亡率の将来推計値と2006年以降の実績値は比較的良好に適合して推移してきている。



資料:厚生労働省「簡易生命表」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成18年12月推計)」

近年の死亡率の動向と将来推計値

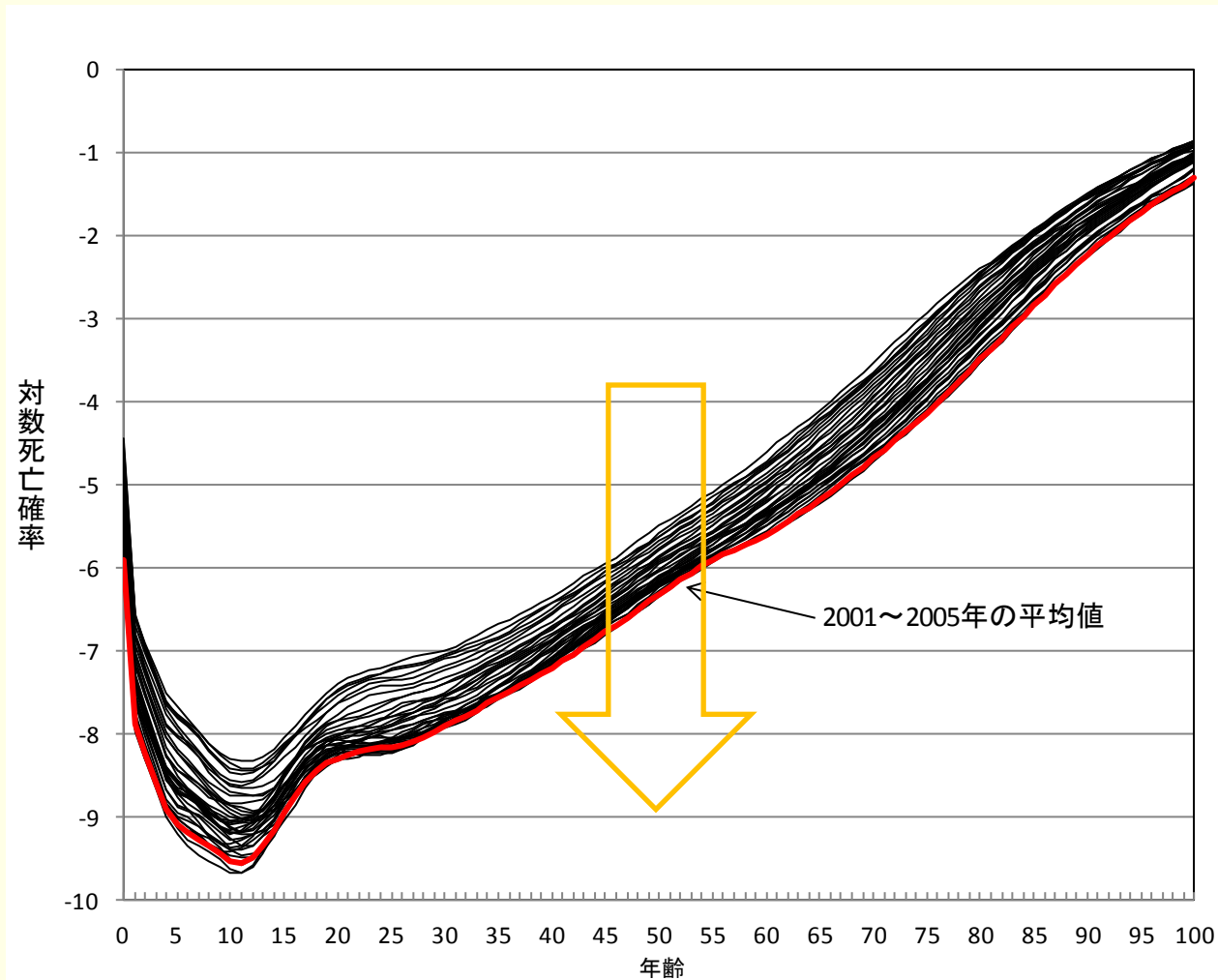
平成18年推計で用いられた修正リー・カーター・モデルによる年齢別死亡率の将来推計値と2006年以降の実績値は比較的良好に適合して推移してきている。



資料:厚生労働省「簡易生命表」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成18年12月推計)」

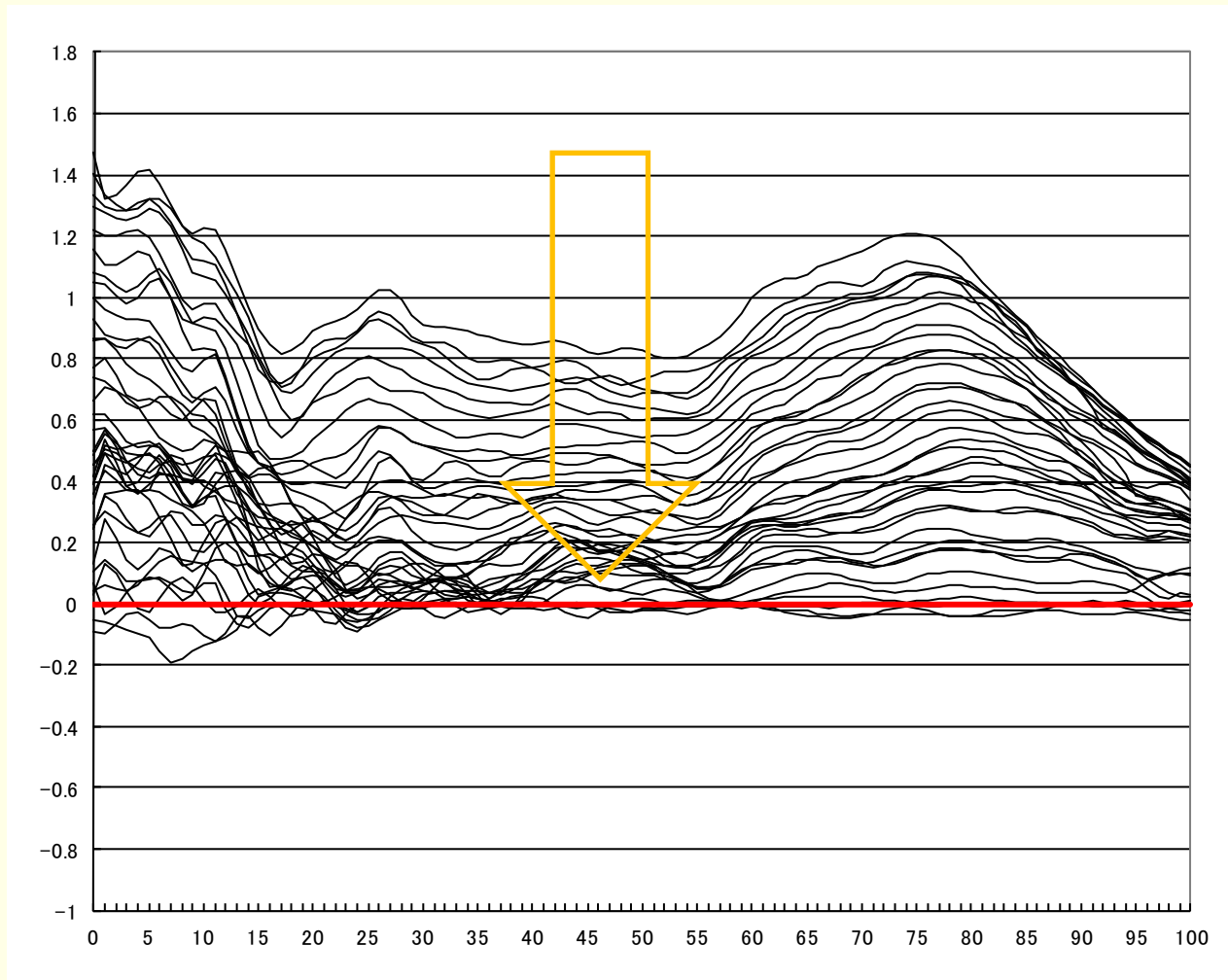
死亡スケジュール

年次別に見た年齢別死亡確率（対数値, 女性, 1970~2005年）



死亡確率の相対的水準

年次別に見た年齢別死亡確率の相対的水準（対数值, 女性, 1970~2005年）



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り、現在国際機関や各国が行う将来推計においては標準的なモデルとして広く用いられている。

平成18年推計では、このリー・カーター・モデルをわが国の世界に先行する特異な死亡状況(老化過程の遅延)に適合させるため、高齢層での死亡率曲線の高齢側へのシフトを表現するための改良を施した修正リー・カーター・モデルを開発し、将来生命表の作成を行っている。

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

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

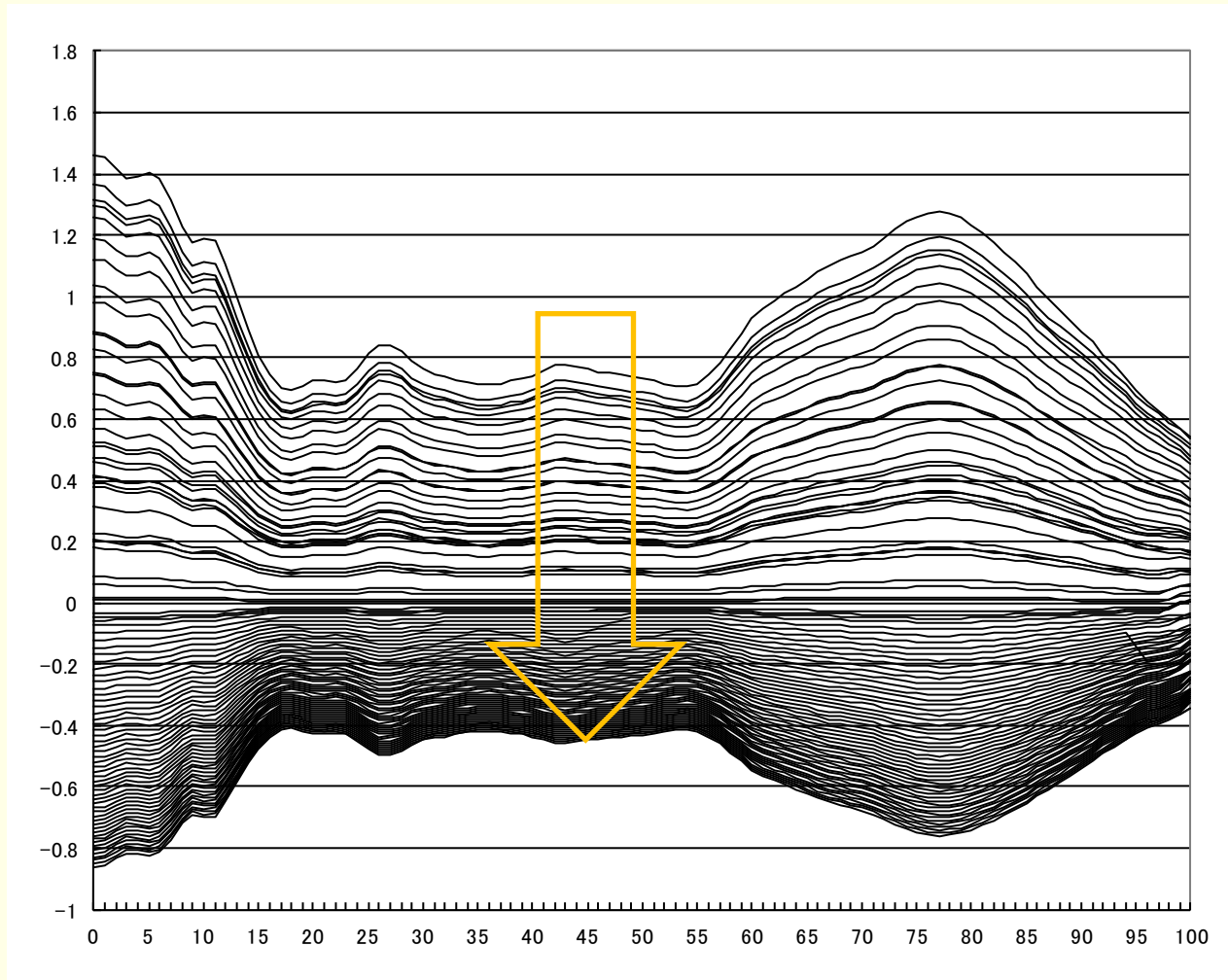
k_t 死亡の一般的水準(死亡指数)

b_x k_t が変化するときの年齢別死亡率の変化

$\varepsilon_{x,t}$ 平均0の残差項

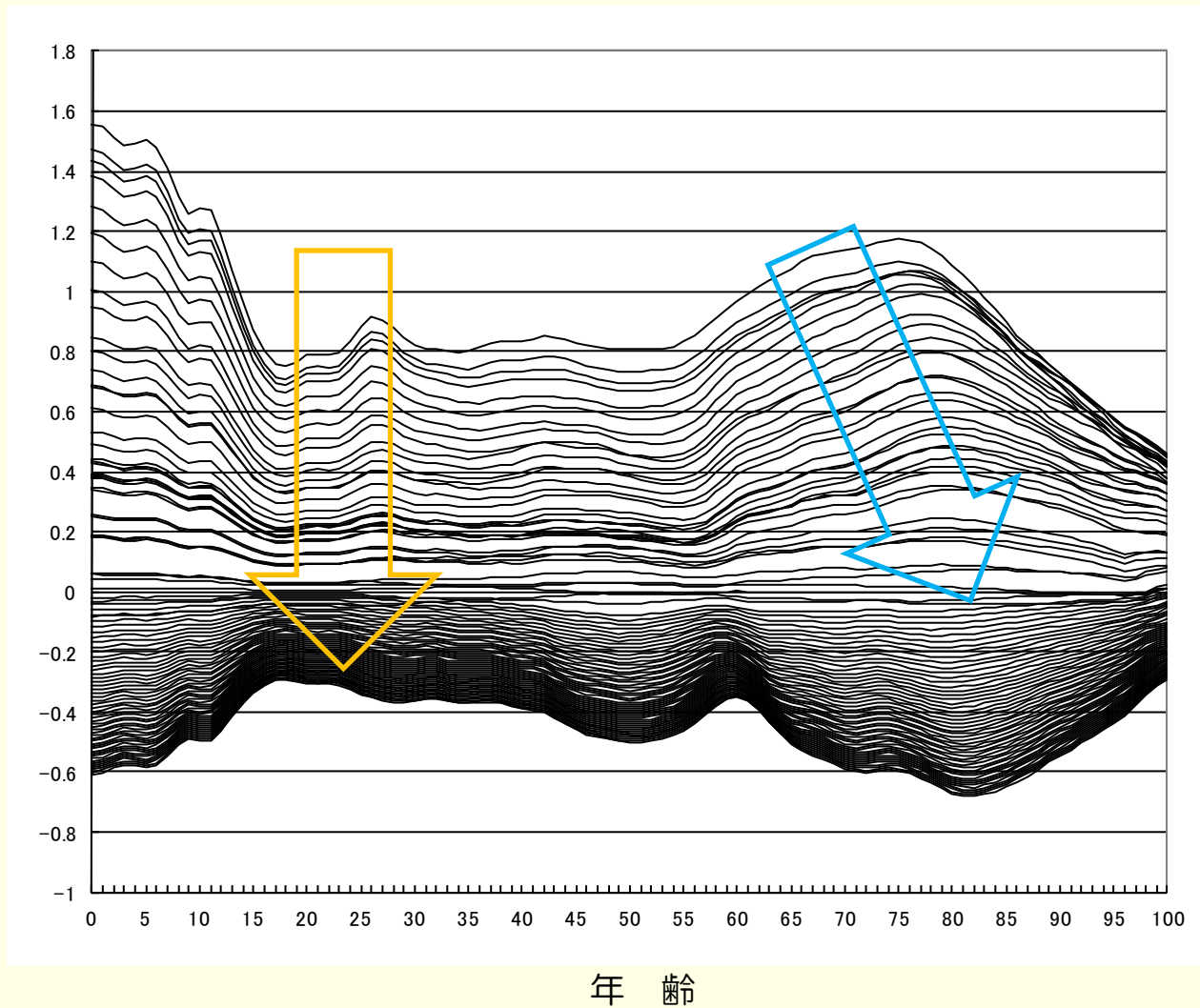
相対的水準の投影

リー・カーター・モデルによる相対的水準の投影（対数值, 女性）



相対的水準の投影

平成18年推計の修正リー・カーター・モデルによる相対的水準の投影（対数值, 女性）



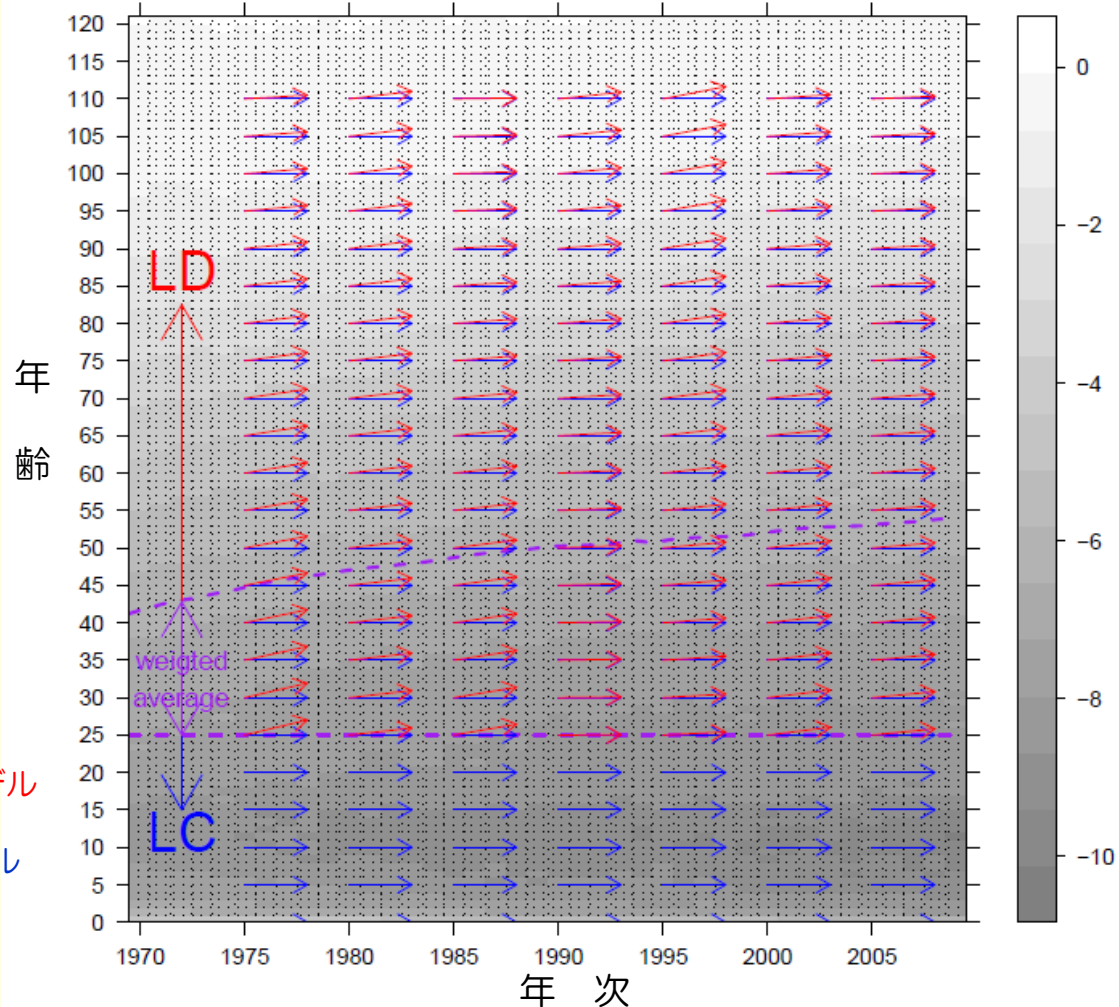
レキシス平面における対数死亡率曲面の接ベクトル場

修正リー・カーター・モデルとは、死亡率曲線の高齢部分の年齢シフト量を推定し、これを考慮した上でリー・カーター・モデルを適用する手法である。今回はこの修正リー・カーター・モデルを用いつつ、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とする手法の洗練を行った。

対数死亡率曲面上の死亡率改善方向をレキシス平面に投影したものを矢印によって示す。

LD: 線形差分モデル

LC: リー・カーターモデル



対数死亡率曲面上の接ベクトル場の例

新推計における死亡仮定設定

◎ 近年の死亡動向

- ・概ね仮定に沿った動向

- 平均寿命は2006年より順調な伸長を示す

- 2011年における東日本大震災の直接的影響を考慮

◎ 新推計における対応

- ・死亡仮定設定手法の枠組みは変えず

- (1)手法の洗練

- (2)実績値の追加にともなう仮定値の調整



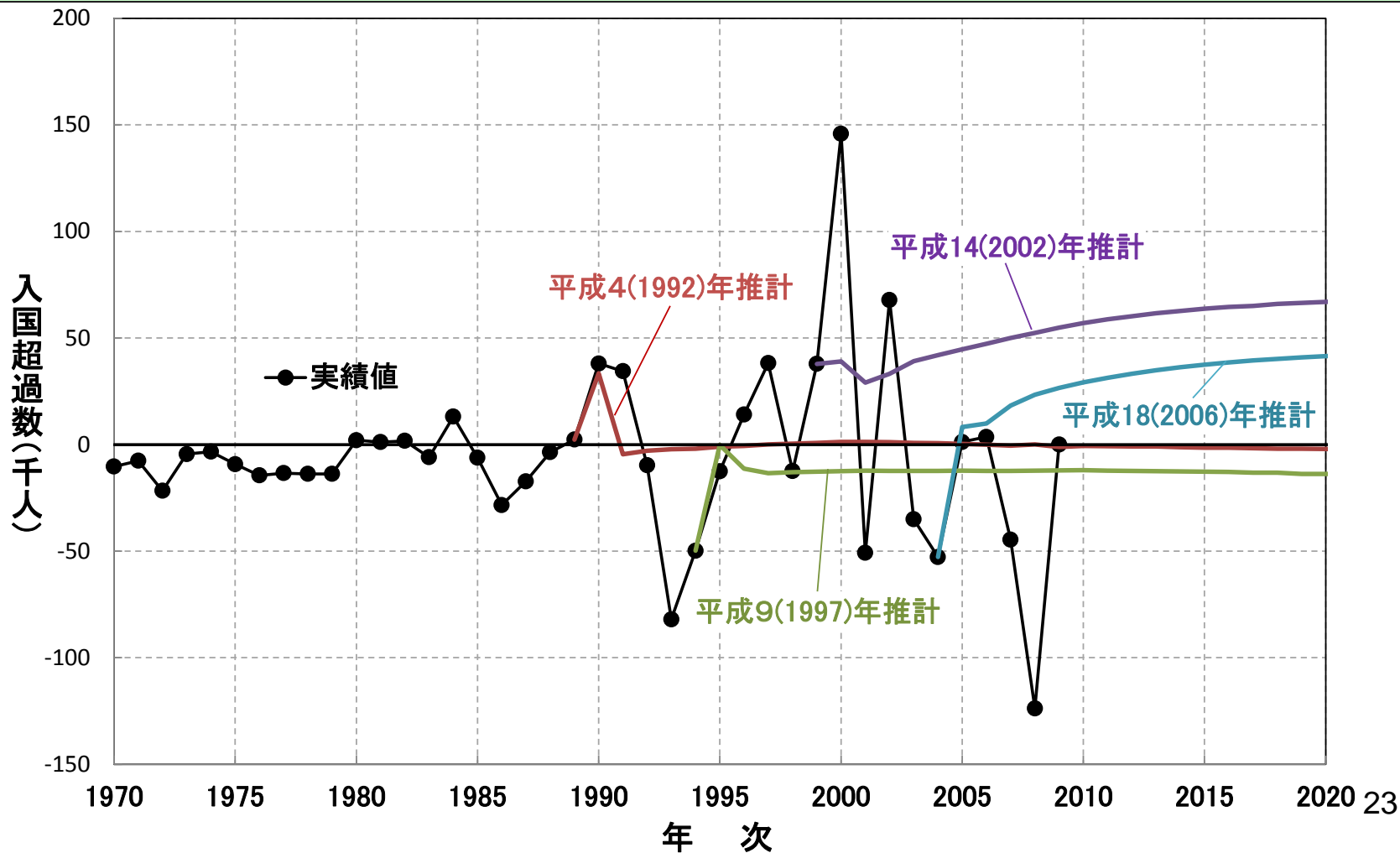
- (1)数理モデルの手法洗練(対数死亡率曲面上の接ベクトル場の利用)

国際人口移動

日本人と外国人

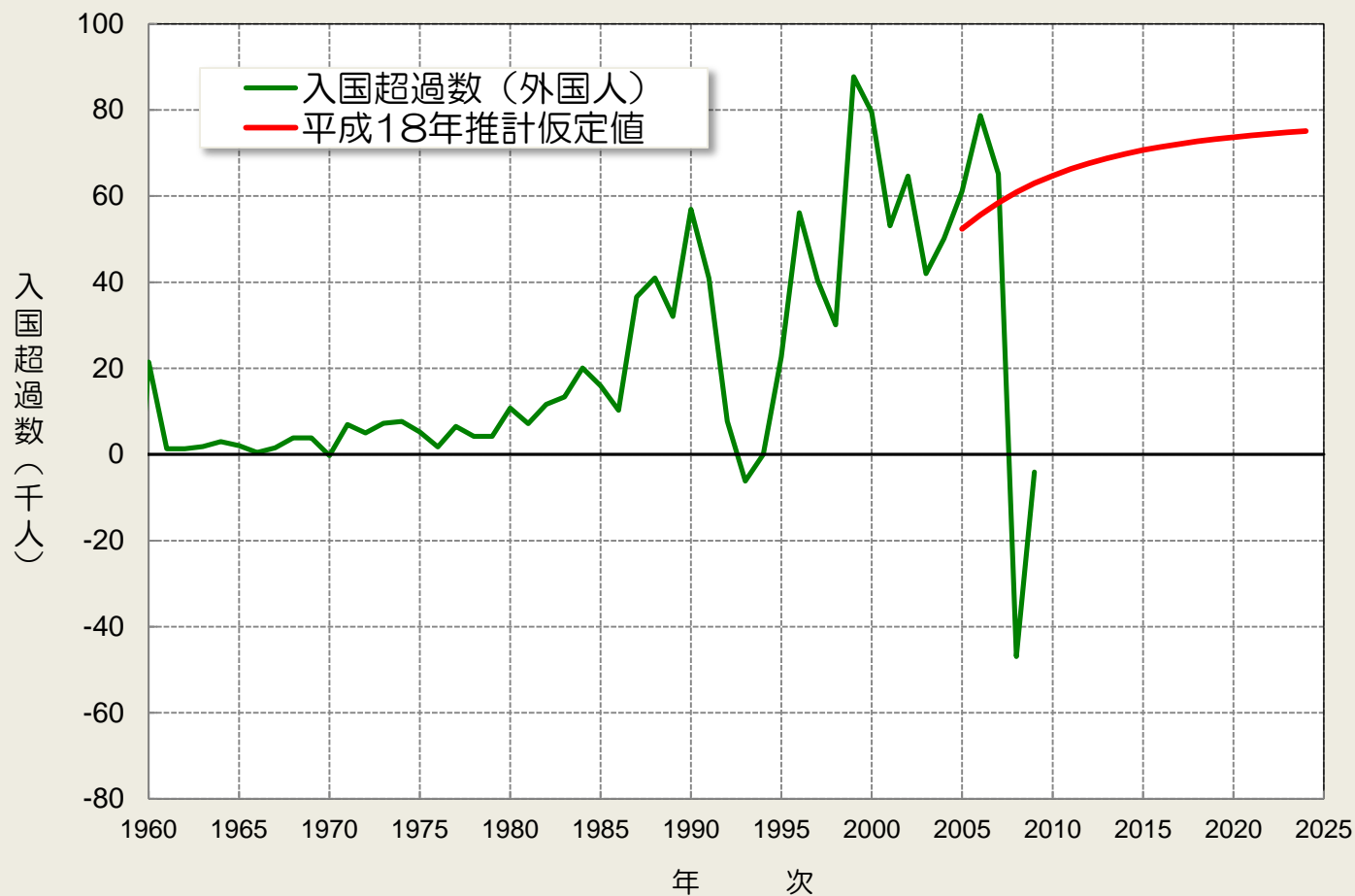
国際人口移動の仮定の変遷：平成4年推計以後

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。



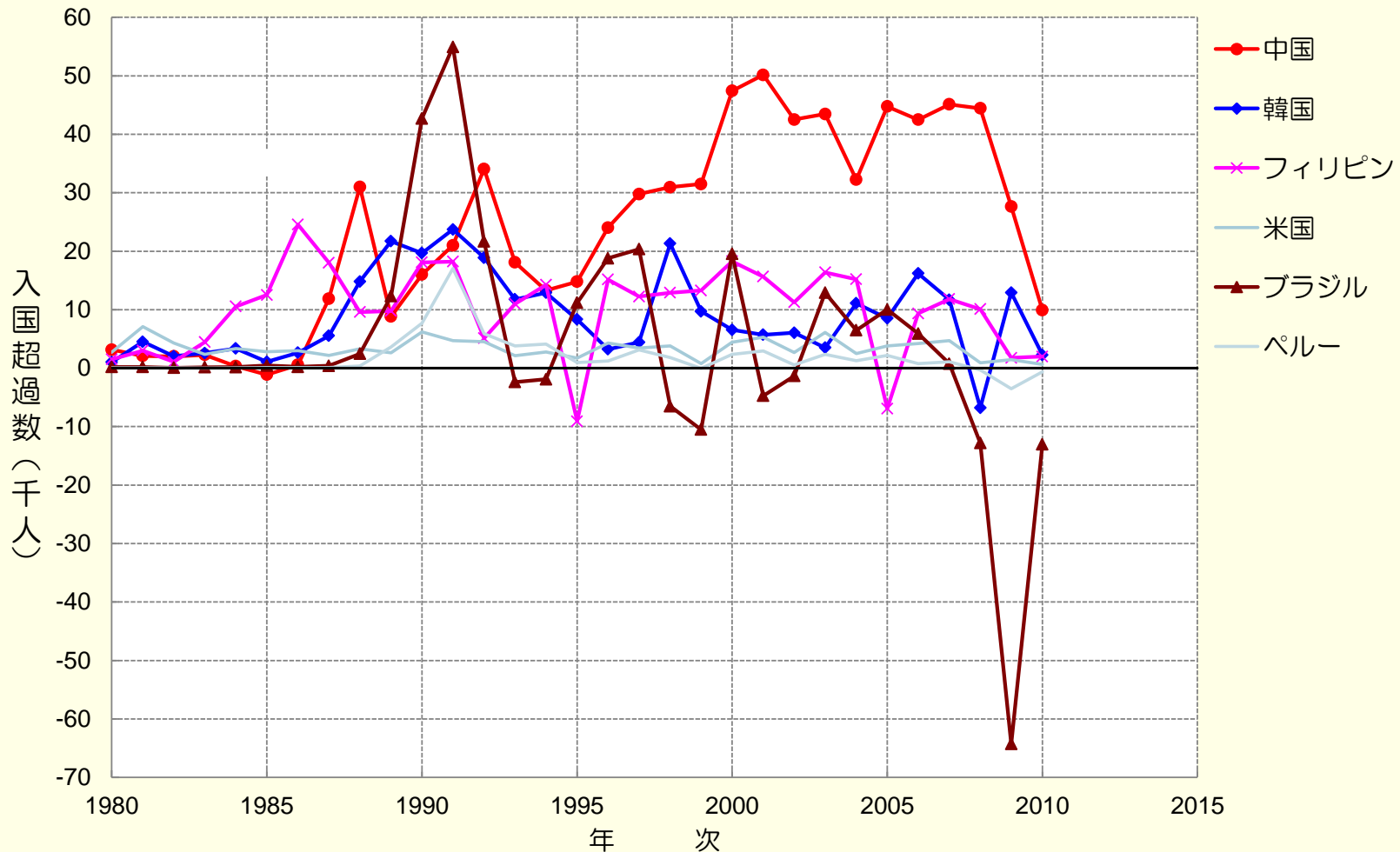
国際人口移動の動向と平成18年推計仮定値：外国人

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、前回の推計における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。



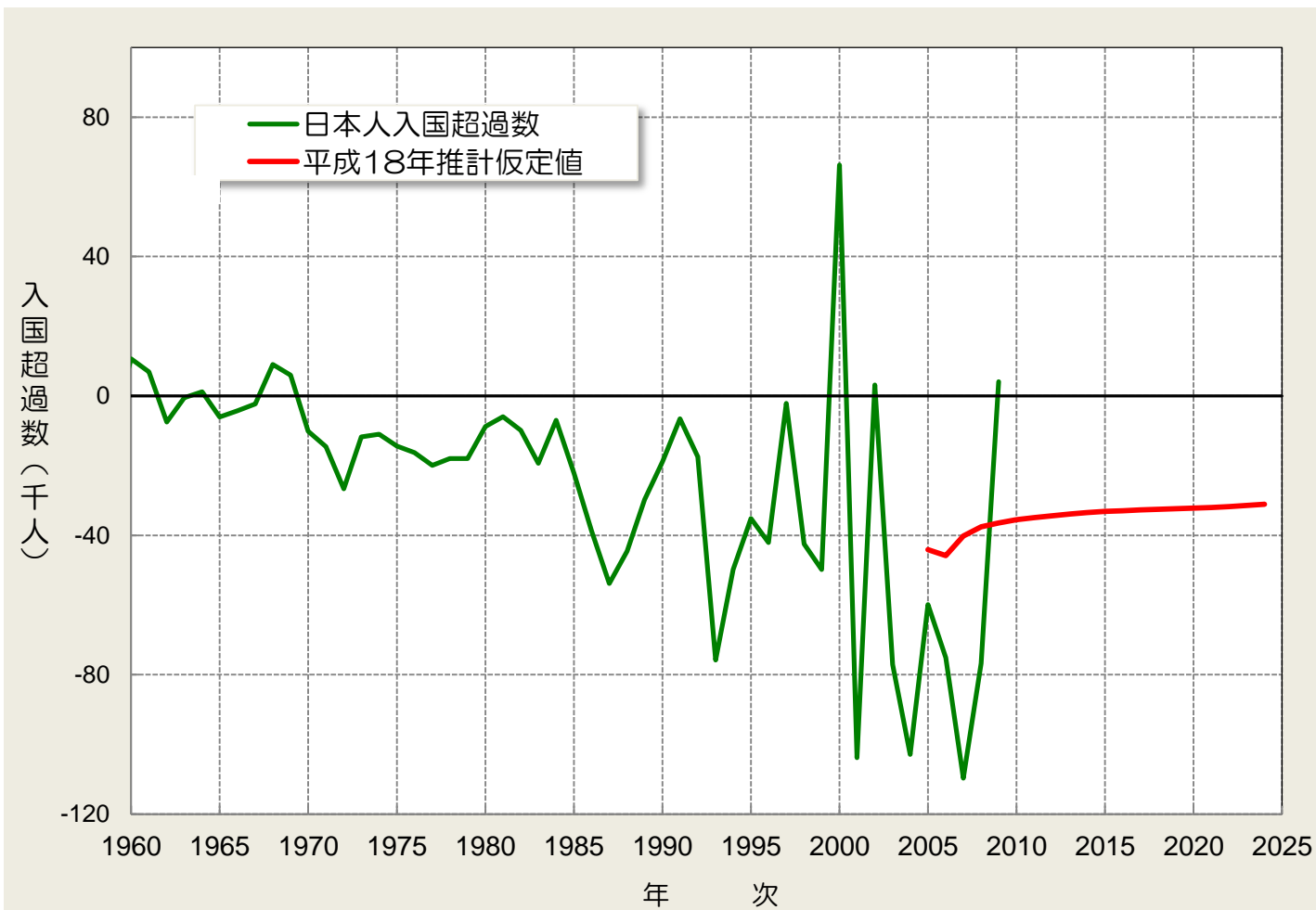
国際人口移動の動向：外国人

わが国の国際人口移動における主要な国別に、入国超過数の実績推移を示したものである



国際人口移動の動向：日本人

わが国の国際人口移動における日本人の入国超過数の実績推移を示したものである



新推計における国際人口移動設定

◎ 近年の国際人口移動の動向

- ・世界的経済不況(リーマンショック)による変動
 - 外国人労働者(日系ブラジル人等)の帰国
 - 2011年以降における東日本大震災の影響を考慮

◎ 新推計における対応

- ・国際人口移動の仮定設定手法の枠組みは変えず
 - (1)手法の洗練
 - (2)仮定値の再検討、精査を行う



- (1) 主要国籍別の移動動向を反映
- (2) 短期的には震災の影響も含め現下の趨勢、長期的には過去からの趨勢を反映

Ⅱ. 将来人口推計の課題

— 東日本大震災の影響 (死亡仮定) —

東日本大震災の将来人口推計上の取扱い

新将来人口推計における東日本大震災の影響の取扱いについては、本推計が**人口学的投影**であり、**定期的に見直しを行う**ものであることに鑑み、以下の様な基本的考え方に基づいて行うものとする。

1. 人口学的投影は、基準時点(平成22年10月1日・国勢調査時点)までの実績データを用いて行うことが原則であり、長期の人口動態率の推移は、このデータの示す過去から現在に至る趨勢に基づいて設定することを基本とする。
2. ただし、基準時点以降において、推計に用いる他の基礎データと比較しても信頼性に遜色ない定量データが有り、これを考慮すると「1」で導かれた長期的趨勢と比較して、明らかな変動(短期的期間変動の範囲を超えるもの)が生ずると認められる場合には、必要最小限の期間に対してその影響を考慮し、その後長期的趨勢に回帰するものとする。

－ 死亡の仮定設定について －

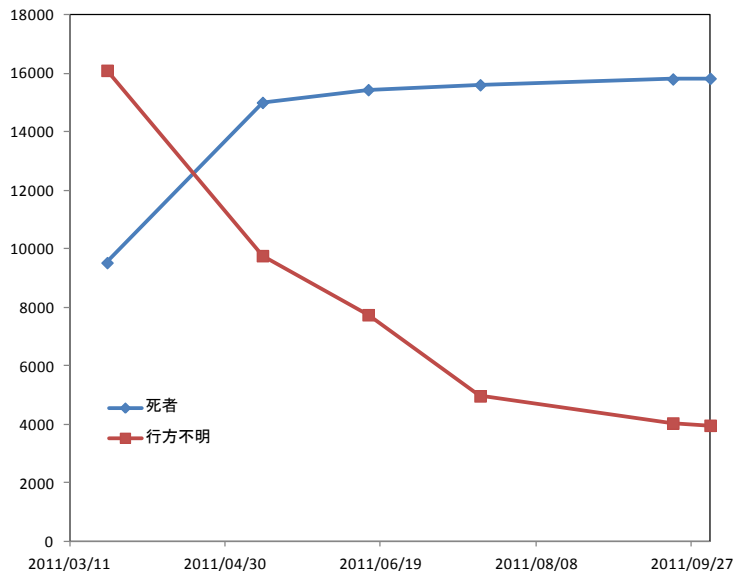
東日本大震災の死亡動向への影響については、警察庁がとりまとめている死亡数のデータによって把握することができる。仮定設定への反映については、2011年についてこのデータを用いることで、震災の影響を考慮した生命表を作成し、これを推計に用いることとする。ただし、2012年以降は長期的趨勢に回帰する取扱いとする。

東北地方太平洋沖地震の被害状況(平成23年10月3日現在)

	死者	行方不明	(参考)2010年死亡数
北海道	1	0	55,404
青森県	3	1	16,030
岩手県	4,664	1,628	15,756
宮城県	9,487	2,092	21,932
秋田県	0	0	14,288
山形県	2	0	14,084
福島県	1,604	238	22,747
東京都	7	0	104,238
茨城県	24	1	28,615
栃木県	4	0	19,712
群馬県	1	0	20,385
埼玉県	0	0	55,487
千葉県	20	2	50,014
神奈川県	4	0	67,760
全国	15,821	3,962	1,197,012

資料：警察庁(死亡数は厚生労働省「人口動態統計」)

東北地方太平洋沖地震の死者数・行方不明者数の推移



資料：警察庁

震災被害の死亡者数とその影響を考慮した生命表の試算

震災による死亡者数・行方不明者数の性・年齢別状況については、警察庁がとりまとめたものものと、岩手県、宮城県、福島県の各県警がとりまとめたものが公表されているが、全数は把握されていない。また、死亡者数はかなり早い段階から収束しつつあるのに対し、行方不明者数はその後も減少傾向にある。

これらのことから、今回、将来人口推計においてこれらの影響を考慮した生命表を評価する観点から、平成18年の死亡中位推計を基本ケースとし、以下の2つの前提に基づいた試算を行うこととした。

[試算A]

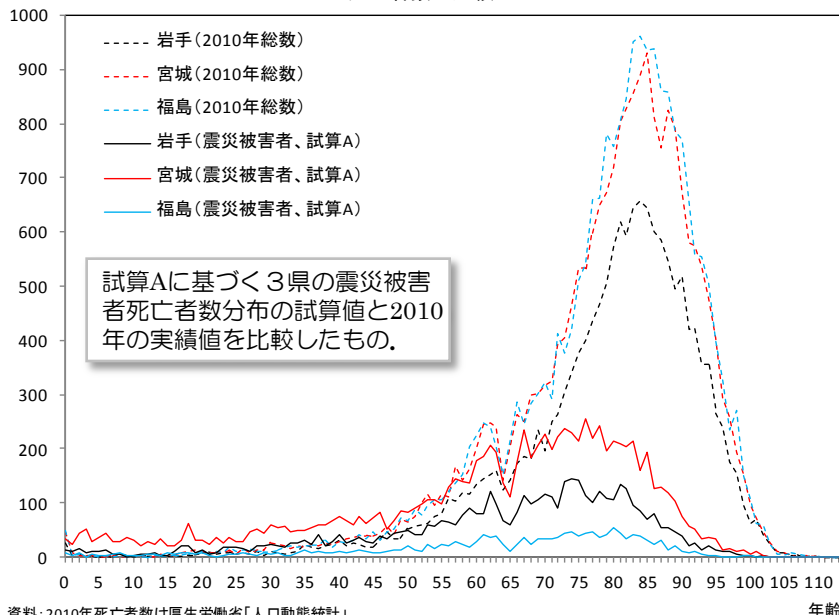
震災による死亡者総数は、警察庁とりまとめ(平成23年10月3日現在、以下同じ)の死亡者数(15,821人)とし、死亡者の性・年齢別分布については、被災3県は県警公表値、それ以外については警察庁公表値を用いる(いずれも性・年齢不詳のケースを除く)。

[試算B]

震災による死亡者総数は、警察庁とりまとめの死亡者数と行方不明者数の和(19,783人)とし、性・年齢別分布については、被災3県は県警公表値、それ以外の地域については警察庁公表値を用いる(性・年齢不詳のケースを除く)。

いずれの場合も、2011年の生命表では、死亡率(mx)が震災による性・年齢別死亡者数試算値の平成18年推計の性・年齢別死亡者数に対する比だけ上昇するとして生命表を作成する。

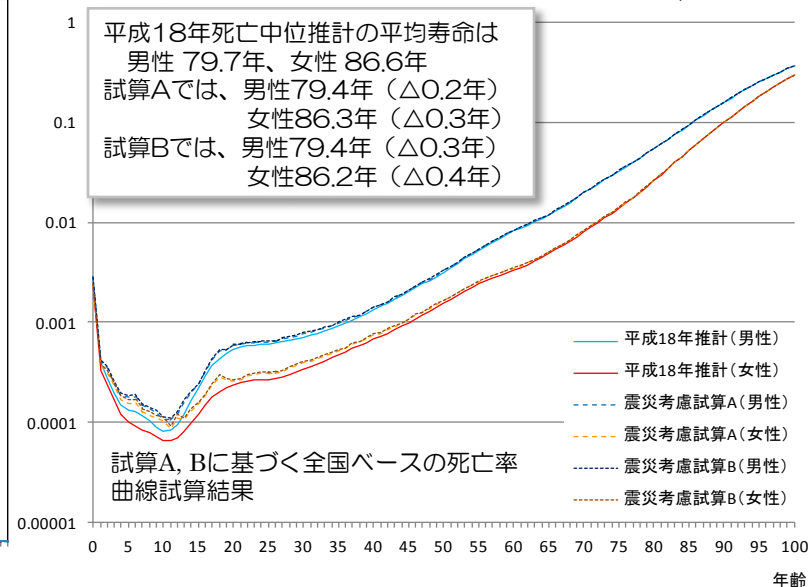
(A) 死亡者数の比較



試算Aに基づく3県の震災被害者死亡者数分布の試算値と2010年の実績値を比較したものの。

資料：2010年死亡者数は厚生労働省「人口動態統計」
震災被害者の死亡者数は試算Aの方法により推計

震災の影響を考慮した死亡率曲線の試算(平成18年死亡中位推計ベース, 2011年)



平成18年死亡中位推計の平均寿命は
男性 79.7年、女性 86.6年
試算Aでは、男性79.4年 (Δ0.2年)
女性86.3年 (Δ0.3年)
試算Bでは、男性79.4年 (Δ0.3年)
女性86.2年 (Δ0.4年)

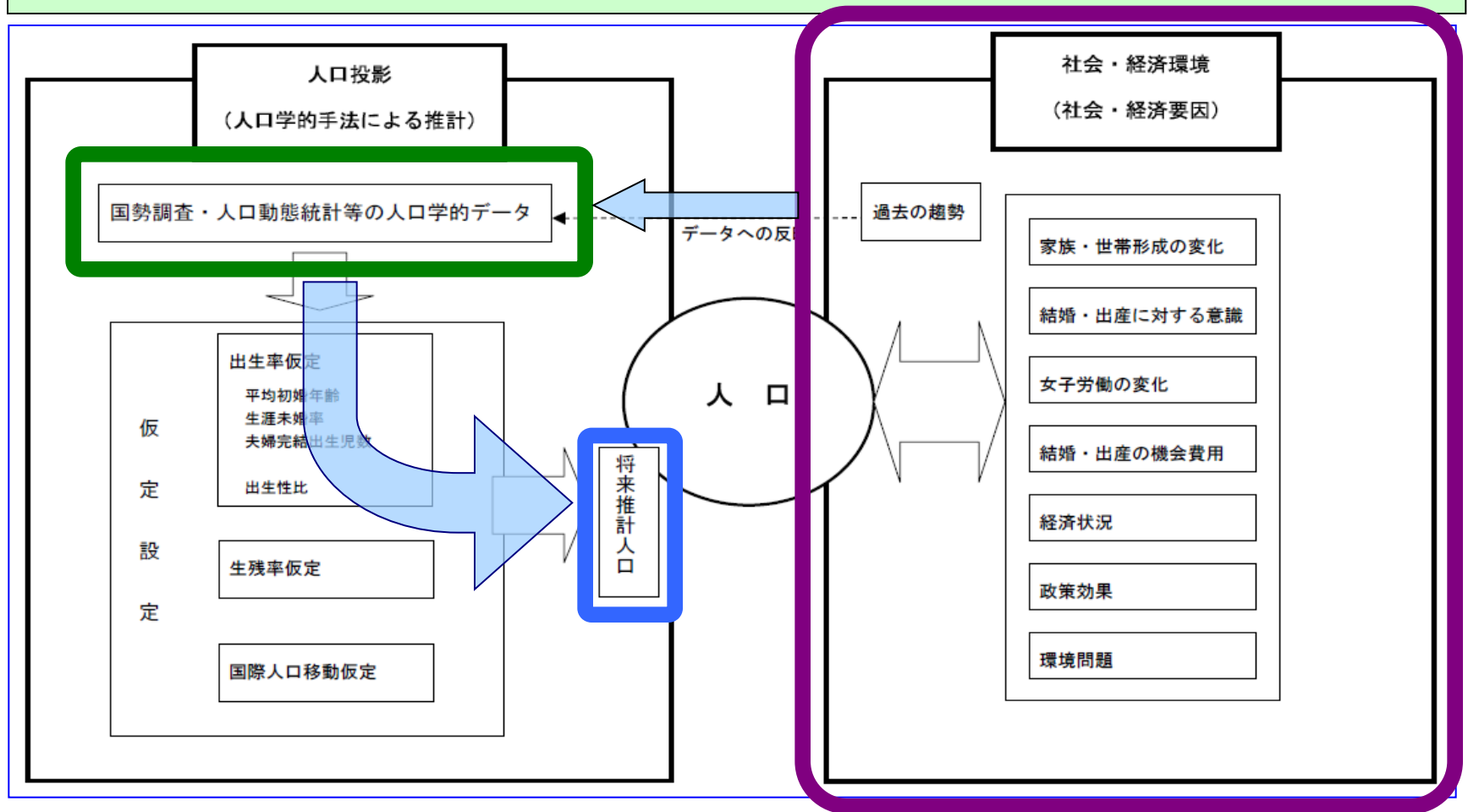
試算A, Bに基づく全国ベースの死亡率
曲線試算結果

Ⅱ. 将来人口推計の課題

－ 社会経済変動の捉え方 －

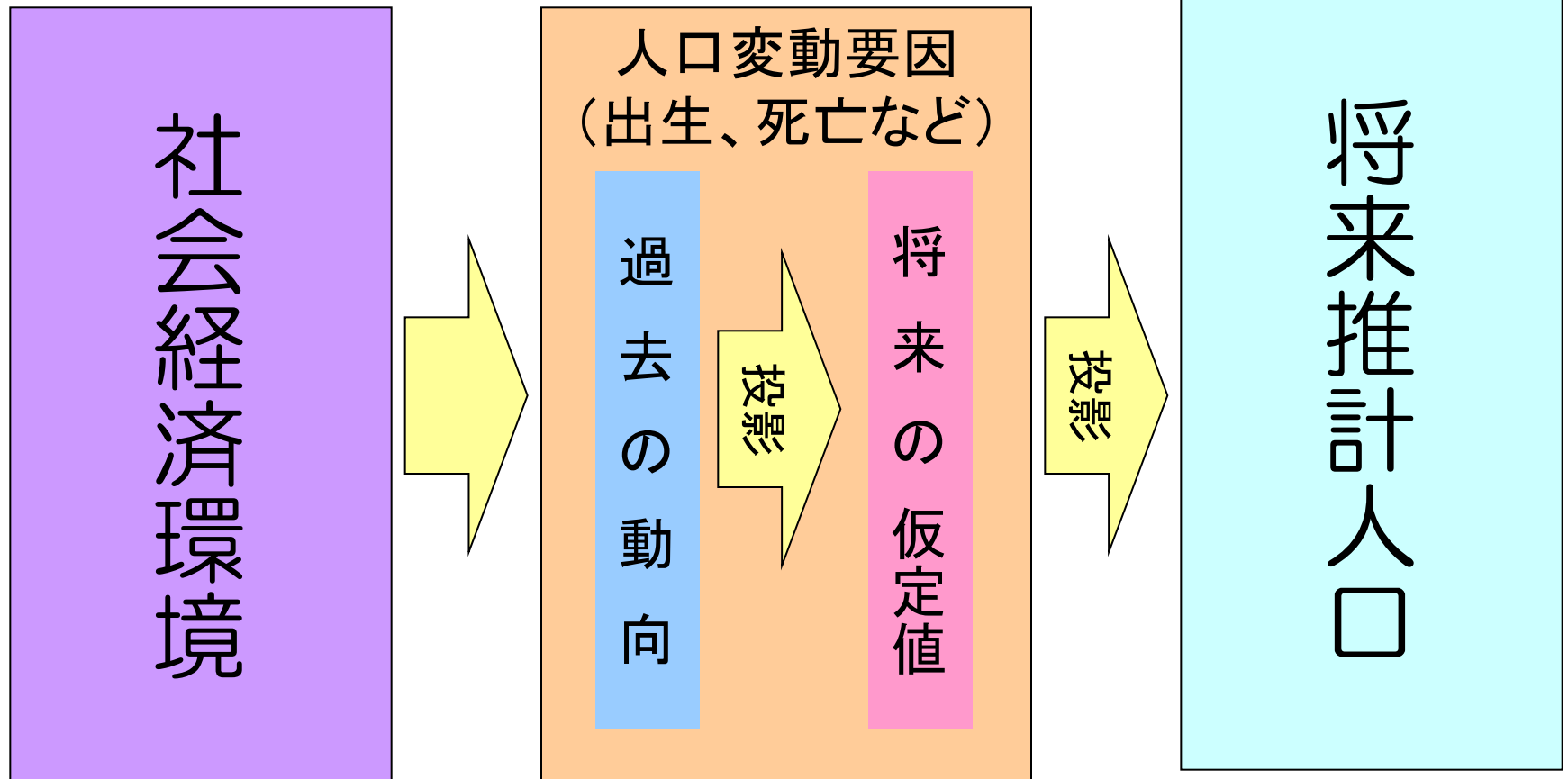
将来人口推計と社会経済要因との関係

- ◎ 社会経済環境の過去の趨勢は、観測された人口学的データの変化に反映される。
- ◎ 将来人口推計は、そうした人口学的データや指標を投影することによって行われる。



将来人口推計と社会経済要因との関係

- ◎ 社会経済環境の過去の趨勢は、観測された人口学的データの変化に反映される。
- ◎ 将来人口推計は、そうした人口学的データや指標を投影することによって行われる。



将来人口推計と社会経済要因との関係

- ◎ 社会経済環境の過去の趨勢は、観測された人口学的データの変化に反映される。
- ◎ 将来人口推計は、そうした人口学的データや指標を投影することによって行われる。

社会経済環境

相互の
関係は
複雑で
ある
要因の
数が
多く、

- 出生、寿命、人口移動などの人口変動要因との定量的関係は明らかではなく、また安定的なものでもない。

→ 社会経済要因の仮定を人口推計に反映させることは困難。

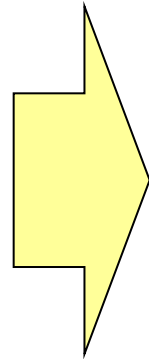
- 人口推計の前提として、社会経済要因の長期にわたる将来推計を行うことは、人口推計以上に難しいだろう。

→ 社会経済要因を取り入れることにより、人口推計の精度は必ずしも向上しない。また、客観性、中立性が確保が困難。

将来人口推計と社会経済要因との関係

- ◎ 社会経済環境の過去の趨勢は、観測された人口学的データの変化に反映される。
- ◎ 将来人口推計は、そうした人口学的データや指標を投影することによって行われる。

社会経済環境



人口変動要因との定量的関係は明らかではない

● 出生促進策の効果に関する論争

フランス

養育親手当て (APE1994～2003年)

→ 第2子出生増加への寄与について

Piketty(2003)(2005)

出生増加分の2～3割

Laroque et Salanie(2003)

第2子出生増加分の4分の3

Ragache(2004)

第2子出生増加分の7%程度

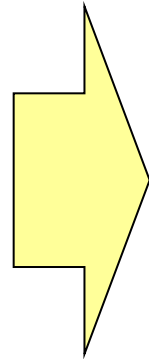
Laroque et Salanie(2005)

第2子出生増加分の10.9%

将来人口推計と社会経済要因との関係

- ◎ 社会経済環境の過去の趨勢は、観測された人口学的データの変化に反映される。
- ◎ 将来人口推計は、そうした人口学的データや指標を投影することによって行われる。

社会経済環境



人口変動要因との定量的関係は明らかではない

● 出生促進策の効果に関する論争

カナダ・ケベック州
ベビーボーナス制度 (1988～97年)

Duclos et al.(2001),
出生促進効果わずかにあり

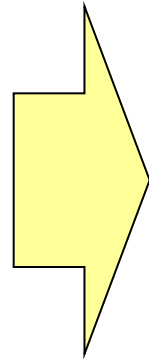
Milligan(2005):
出生促進効果かなりあり

カナダ統計局(1998)、赤地(2001)
出生促進効果なし

将来人口推計と社会経済要因との関係

- ◎ 社会経済環境の過去の趨勢は、観測された人口学的データの変化に反映される。
- ◎ 将来人口推計は、そうした人口学的データや指標を投影することによって行われる。

社会経済環境



人口変動要因との定量的関係は明らかではない

●経済不況の異なる影響

1990年代経済不況下の出生率

スウェーデン

経済不況の影響を受けて出生率はめまぐるしくアップダウンした。

Hoem(2000), Andersson(2000), Rønsen and Skrede(2008)

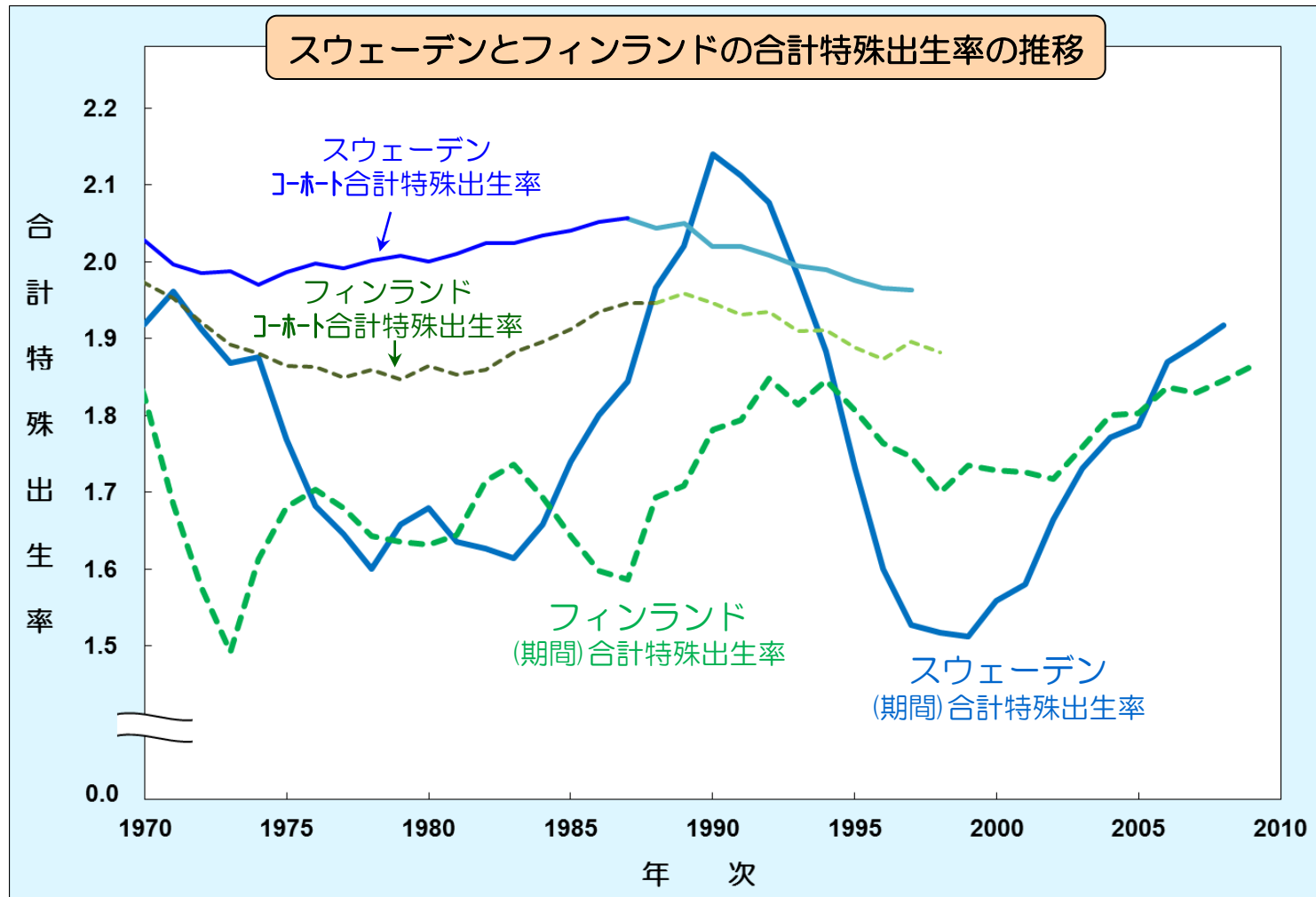
フィンランド

出生率はそれほど反応せず下落を示さなかった。在宅育児手当の支給が実施されていたためとされる。

Vikat(2004)

社会経済変動と出生率変動：国による違い

社会経済環境が比較的近い国でも出生率の動向とその社会経済変動への反応は異なることがある。スウェーデンは期間出生率の変動が大きい国である。とりわけ1990年代には景気変動の影響を受けて出生率が大きな幅で上下した。これに対しフィンランドでは同時期に急な変動(低下)を示さなかった。在宅育児手当制度などの効果が指摘されている。ただし、出生動向の背後に存在するコーホート出生率の推移は、両国とも長期に安定していることが確認される。

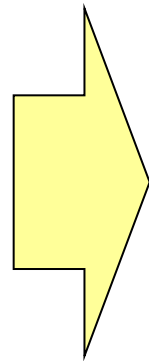


注：コホート合計特殊出生率は各女性コホートが29歳となる年次にプロット。最新10年については40歳までのデータを用い、同指標を推定した。データは、Human Fertility Database より。

将来人口推計と社会経済要因との関係

- ◎ 社会経済環境の過去の趨勢は、観測された人口学的データの変化に反映される。
- ◎ 将来人口推計は、そうした人口学的データや指標を投影することによって行われる。

社会
経済
環境



● 公的な将来人口推計は、広範な目的に対する基準としての役割を持ち、客観性・中立性が要件となる。したがって、人口との関係が明らかとなっていない社会経済要因や目標的要素を含む政策についての仮定は用いるべきではなく、人口変動要因の投影によって作成することが重要である。

→ 各国の推計で、直接取り入れている例はない

※ 研究分野において、社会経済要因と人口との関係やそれらの将来変化をモデル化して、シミュレーションを行うことは、学問的な発展のため重要である。

社会経済要因と出生率の関係についての実証分析事例

● 経済指標と出生率

執筆者	主な知見	文献出所
Myrskylä, Kohler and Billari(2009)	TFR（合計特殊出生率）と HDI（人間開発指標）の関係は J カーブを描き、HDI 0.85~0.9 を境にして、逆相関から正相関へと変わる。すなわち、当初は経済社会の発展とともに出生率は低下するが、一定以上の発展段階に達すると、出生率は上昇へと反転する。	Nature, Vol.460, pp.741-743.
Luci & Thévenon(2010)	OECD 諸国の分析に基づき、仕事と家庭の両立がしやすく、女性の就業増加を伴う経済成長に成功した国では出生率は上昇に向かうと結論。	Documents de Travail, No.167, INED. または Population and Societies, No.481 (2011), INED. に解説
Hoem(2000) Andersson(2000) Rønsen and Skrede(2008)	1990 年代スウェーデンの出生率は経済不況を反映してアップダウンした。	Hoem, Demographic Research 4 (2). Andersson, European Journal of Population 16(4): pp. 293-333. Rønsen, and Skrede, Vienna Yearbook of Population Research, 2009, pp.103-123.
Vikat(2004)	フィンランドでは在宅育児手当が行われていたため、1990 年代の経済不況期に出生率がそれほど反応せず下落しなかった。スウェーデンと対照的である。	Demographic Research Special Collection 3, Article 8: 175-212.
Rindfuss et al.(2003) Castles(2003) Engelhardt et al.(2004a,b) Kögel(2004) 山口(2009)	欧米先進諸国において 1980 年代以降、女性の労働力率と出生率の相関が負の相関から正の相関へ転換、あるいは負の相関が有意でなくなった。	Rindfuss, Population Research and Policy Review, 22, pp.411-438. Castles, Journal of European Social Policy, 13:3, pp.209-227. Engelhardt et al, Population Studies 58: 109-120. Engelhardt et al, European Journal of Population 20:35-62. Kögel, Journal of Population Economics 17: 45-65. 山口『ワークライフバランス：実証と政策提言』日本経済新聞出版社(第 3 章).
Da Rocha and Fuster(2006)	1990 年代に、スウェーデン、東ドイツ、スペイン、イタリアでは男女就業率と出生率がともに低下。	Da Rocha, and Fuster, International Economic Review, Vol. 47(4), pp.1187-1222.

● 政策効果と出生率：現金給付策

執筆者	主な知見	文献出所
Ermisch, John (1988)	イギリスにおいて児童手当の増額は出産の早期化および第3子出生を促す。	Ermisch, The Journal 01 Human Resources, 23:4, pp.563-576.
Blanchet and Ekert-Jaffé(1994)	ヨーロッパ先進諸国において家族への現金給付策は出生率へ弱い正効果。	pp. 79-104, in John Ermisch and Naohiro Ogawa (eds.), The Family, the Market and the State in Ageing Societies. Clarendon Press, Oxford.
Zhang et al. (1994)	カナダにおいて、子どもに対する税額控除、家族手当は出生率に有意な正の効果。	Journal of Human Resources 29, pp. 181-201.
Whittington et al. (1990) Wittington(1992)	アメリカにおいて、子どもに対する税額控除は出生率に有意な正の効果。	Whittington et al, The American Economic Review, 80:3, pp.545-556. Whittington, Demography, Vol. 29, No. 2, pp. 215-226.
塚原(1995)	児童手当と育休手当は出生確率に有意な正の効果、しかし定量的効果は小さい。	『日本経済研究』No.28, pp.148-161。
Gauthier and Hatzius (1997)	OECD22カ国のデータを分析し、家族手当施策は出生率に小さいが正の効果。(25%の家族手当増額はTFRを0.07押し上げる)	Population Studies, 51:3, pp.295-306.
Laroque and Salanié(2004)	1994年の養育費改革で第2子11%増加。	CEPR Discussion paper, DP4064.
森田(2005)	児童手当は出生率に対してわずかな正の効果。	「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会-2つの神話と1つの真実』日本評論社。
Laroque and Salanié(2008)	フランスにおいて現金給付は出生決定に正の効果。	CESifo Working Paper Series no.2339.
Aassve and Lappegård(2009)	ノルウェーにおいて在宅育児手当は出産タイミング（特に第2子）を有意に早めた。	European Journal of Population, Vol.25, No.1, pp.67-88.

● 保育サービス供給の効果

執筆者	主な知見	文献出所
Kravdal(1996)	昼間保育の供給は第3子出生にわずかな正の効果。	Population Research and Policy Review, 15: 201-218.
滋野・大日(1999)	早期保育実施率(6ヶ月未満児)が出生率に有意な正の効果。	『季刊社会保障研究』Vol.35, No.2, pp.192-207.
Hank and Kreyenfeld(2002)	ドイツにおいて公的中间保育の供給は出生に有意な効果はみられない。	Discussion Paper 290, DIW, Berlin.
Del Boca(2002)	イタリアにおいて保育供給は出生率に有意な正の効果。	Journal of population economics, 15(3), pp.549-573.
永瀬・高山(2002)	3~5歳児の保育園通園者割合が高い(幼稚園・自宅保育が少ない)ほど、1歳児の待機率が低いほど、有配偶女性の無子率が低下。	日本労働研究機構『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 II: 「就業構造基本調査」による実証分析』調査研究報告書 No.145.
Andersson et al(2004)	スウェーデンにおいて保育供給は出生に有意な効果が見られない。	Journal of European Social Policy 14(4): 407-418.
Rindfuss et al.(2007)	ノルウェーで昼間保育の利用可能性増大は出生に対して有意な正の効果。	Demography 44(2): 345-372.

● 育児休業制度

執筆者	主な知見	文献出所
樋口(1994)	育休制度が普及している産業で働く女性の方が子どもを持つ確率が高い。	「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会。
滋野・松浦(2003)	育休規定のある企業に勤務する女性は、ない場合に比べて第1子出生率が高い。	『季刊社会保障研究』Vol.39, No.1, pp.43-54.
Rønsen(2004)	ノルウェーとフィンランドで、育休制度は出生率に対して正の効果(とくにフィンランド)	Demographic Research, Vol.10, Article10, pp.265-286.
Andersson(2001) Andersson et al.(2006)	スウェーデンの育休制度におけるスピードプレミアム(早期復帰奨励)は第1子と第2子の出生を早期化。	Andersson, European Journal of Population, 16: 293-313. Andersson et al, Demographic Research 14(4): 51-70.
Oláh(2003) Duvander and Andersson(2006)	スウェーデンにおける第1子出生時の父親の育休取得が第2子・第3子の出生を促す。	Oláh, Population Research and Policy Review 22: pp. 171-200. Duvander and Andersson. Marriage and Family Review 39(1-2): 121-142.
Duvander et al.(2010)	父親の育休取得は、追加出生に正の効果(1子・2子家族とも)。母親のより長い育休取得は第3子出生に正の効果。	Journal of European Social Policy 20(1): 45-57.