

平成14年1月全国人口推計の考え方

推計の手法と仮定設定

国立社会保障・人口問題研究所

図表1 新推計の基本的考え方

(1) 基準人口

基準人口は、平成12(2000)年10月1日現在の男女年齢各歳別人口とする。

(2) 推計期間

推計の期間は、2001年から2050年の期間である(2051年以降は参考推計)。

(3) 推計方法

推計の方法は、コーホート要因法(cohort component method)を用いる。

なお、コーホート要因法に必要なデータは次の通りである。

- ① 男女・年齢別基準人口(国勢調査人口)
- ② 女子の年齢別出生率の将来仮定値
- ③ 男女・年齢別生残率(将来生命表)の将来仮定値
- ④ 男女・年齢別国際人口移動数(率)の将来仮定値
- ⑤ 出生性比(出生児の男女比)の将来仮定値

(4) 推計の種類

出生率に関して、中・高・低 3つの将来仮定値を置き、三種類の人口推計を行う。

(5) 出生率の仮定

将来の年齢別出生率は、コーホートの年齢別出生率を推定し、仮定する。仮定設定は別に示す。

(6) 生残率の仮定

死亡率のリレーショナルモデル(修正リー・カーター法)によって将来生命表を作成し、将来の生残率を仮定する。死因別死亡率を用いない理由は、死因コード分類の変更によりデータの時系列的連続性に欠けるためである。

(7) 国際人口移動の仮定

近年の国際移動の実態から、日本人の国際移動に関しては、国際間の純移動率を用い、外国人の国際移動に関しては、過去の趨勢から外国人の純移動数(入国超過数)の総量を推定し、仮定する。

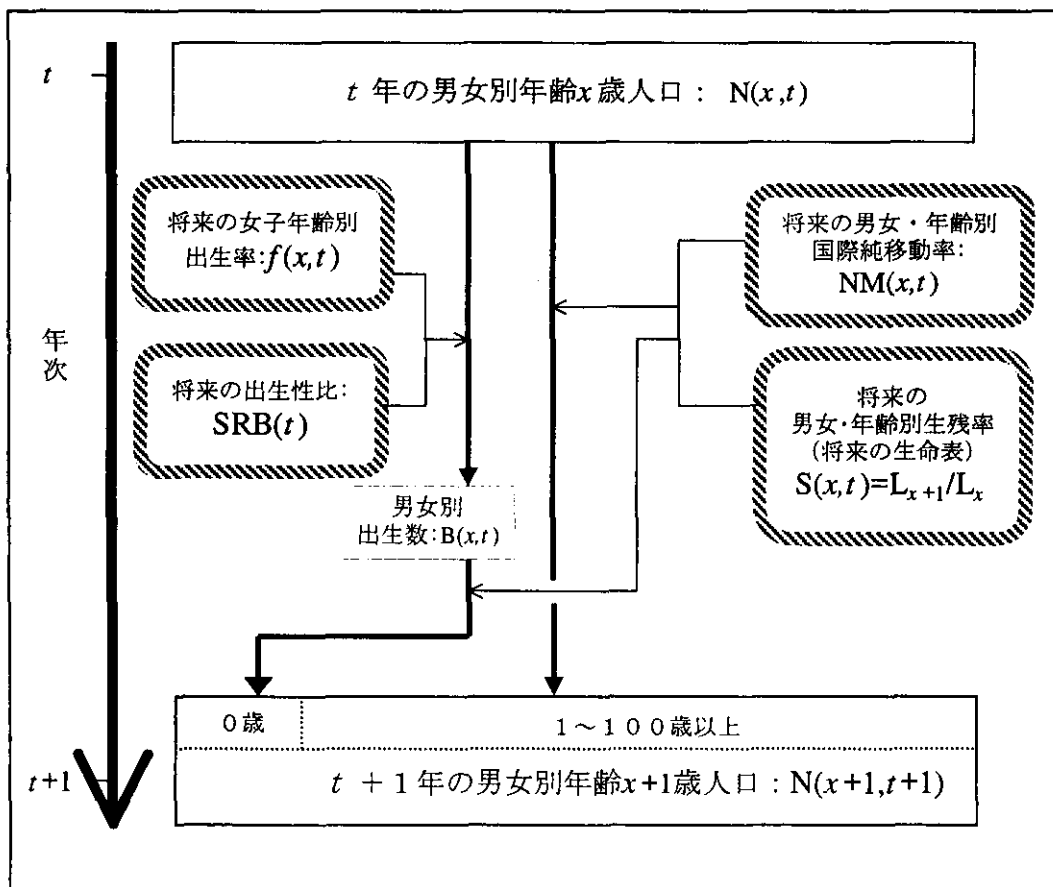
(8) 出生性比の仮定

過去の趨勢から今後の出生性比を仮定する。

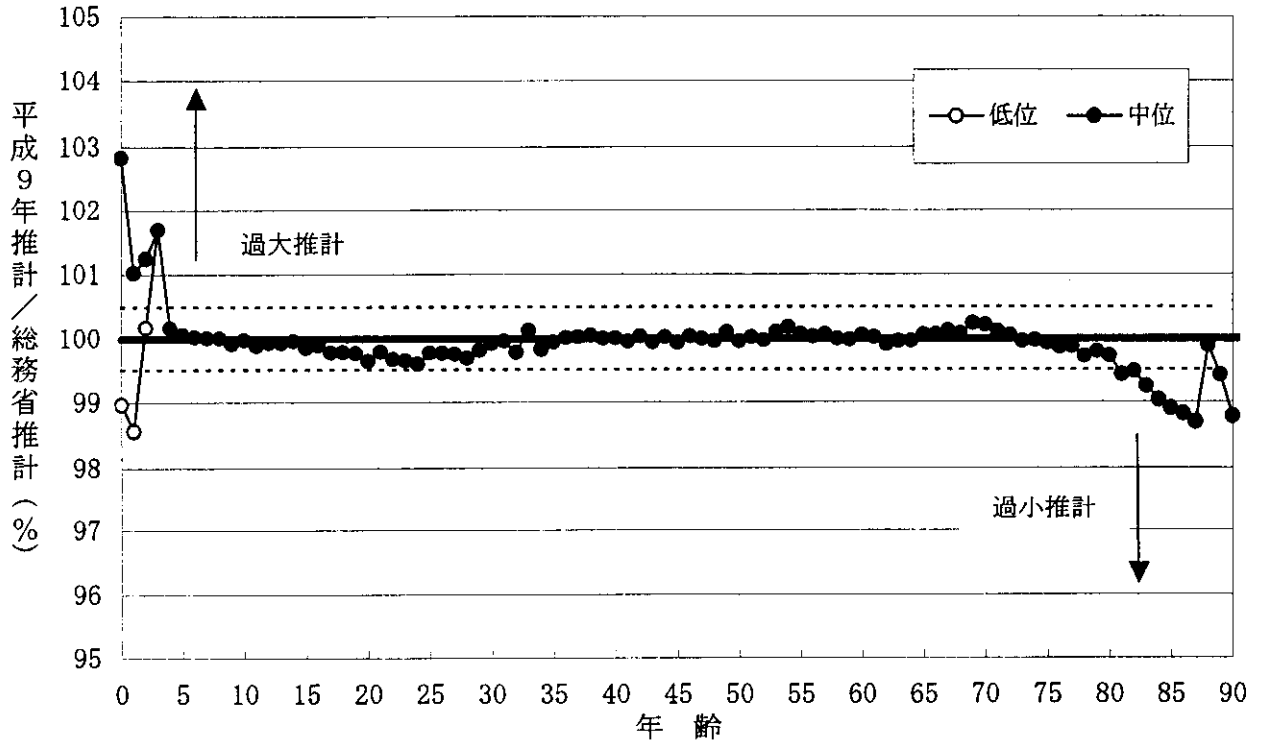
図表2 将来人口推計に用いる基礎変数

- ①男女・年齢別基準人口(国勢調査人口): $N(x,t)$
- ②女子の年齢別出生率の将来仮定値: $f(x,t)$
- ③男女・年齢別生残率(将来生命表)の将来仮定値: $S(x,t)=L_{x+1}/L_x$
- ④男女・年齢別国際純移動数(率)の将来仮定値: $NM(x,t)$
- ⑤出生性比(出生児の男女比)の将来仮定値: $SRB(t)$

図表3 コーホート要因法による人口推計の手順



図表4 平成9年推計と総務省推計人口の比較：1999年男女計人口



図表5 1999年中位推計と総務省人口の比較：
1999年男女計人口

誤差要因	誤差率
0～4歳人口の差	1.4%
出生率による誤差	1.9%
長期仮定による誤差	1.2%
偶然変動による誤差	
外国人出生率の見積もり誤差	0.7%
国際人口移動による誤差	-0.5%
生残率による誤差	0.0%
5～64歳人口の差	-0.1%
国際人口移動による誤差	-0.1%
生残率による誤差	0.0%
65歳以上人口の差	-0.1%
国際人口移動による誤差	0.4%
生残率による誤差	-0.5%

図表6 推計の改善策

<p>出生率(長期仮定)</p> <p>認識: 近年、夫婦の出生行動にタイミングの遅れが出てきていることや、結婚と出生の結びつきにも変動が出ているなど、平成9年推計を行った当時にはみられなかった新たな状況の変化が出ていることが考えられる。</p> <p>対応: 目標コーホートの仮定設定を見直し、新たな結婚・出生行動を分析して、晩婚化、生涯未婚率の見通し、さらに夫婦完結出生児数の水準を設定する。</p>
<p>出生率(外国人を含む出生率への補正)</p> <p>認識: 平成9年推計では、外国人の出生率と日本人の出生率は同じであると仮定したが、その結果、両者の違いによる誤差がみられた。</p> <p>対応: 誤差を小さくするために、外国人出生率を加味した補正を行う。</p>
<p>国際人口移動の仮定</p> <p>認識: 平成9年推計では、過去5年間の入国超過率を一定と仮定したが、その後の入国超過率は、年次によってバラツキがみられ、結果として、年齢別人口に誤差が生じた。</p> <p>対応: 外国人人口と日本人人口の国際人口移動を分けて推計する手法を導入</p>
<p>生残率の仮定</p> <p>認識: 平成9年推計では、高年齢で、やや生残率の仮定が低かった。その結果、1%程度の過小推計がみられた年齢もある。実際の誤差人口数で見れば、高年齢で2,000人前後の誤差が生じていた。</p> <p>対応: 高年齢の適合性の高いモデルによって将来生命表を作成する。</p>

図表7 将来出生率の見通しの比較

A. 目標コーホートの仮定に関する考え方の比較

要因		平成9年推計 1980出生コーホート	新推計 1985出生コーホート
生涯未婚		平均初婚年齢の上昇にともない未婚化は進行するとの認識。	平均初婚年齢の上昇にともない未婚化は、勢いを衰えさせながら進行するとの認識。
離死別効果		離婚率は上昇しつつも、同時に再婚率も上昇。離別者の平均子ども数はほぼ安定。	離婚率は上昇しつつも、同時に再婚率も上昇。離別者の平均子ども数はほぼ安定。
夫婦完結出生児数	晩婚化効果による出生力低下	晩婚化が進行し、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減少するとの認識。	晩婚化が進行し、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減少するとの認識。
	晩婚化以外の要因による出生力低下	推計時点で顕著な傾向がみられず。	1960年代の出生コーホートで、顕著な低下を認知。

B. 目標コーホートの仮定設定値

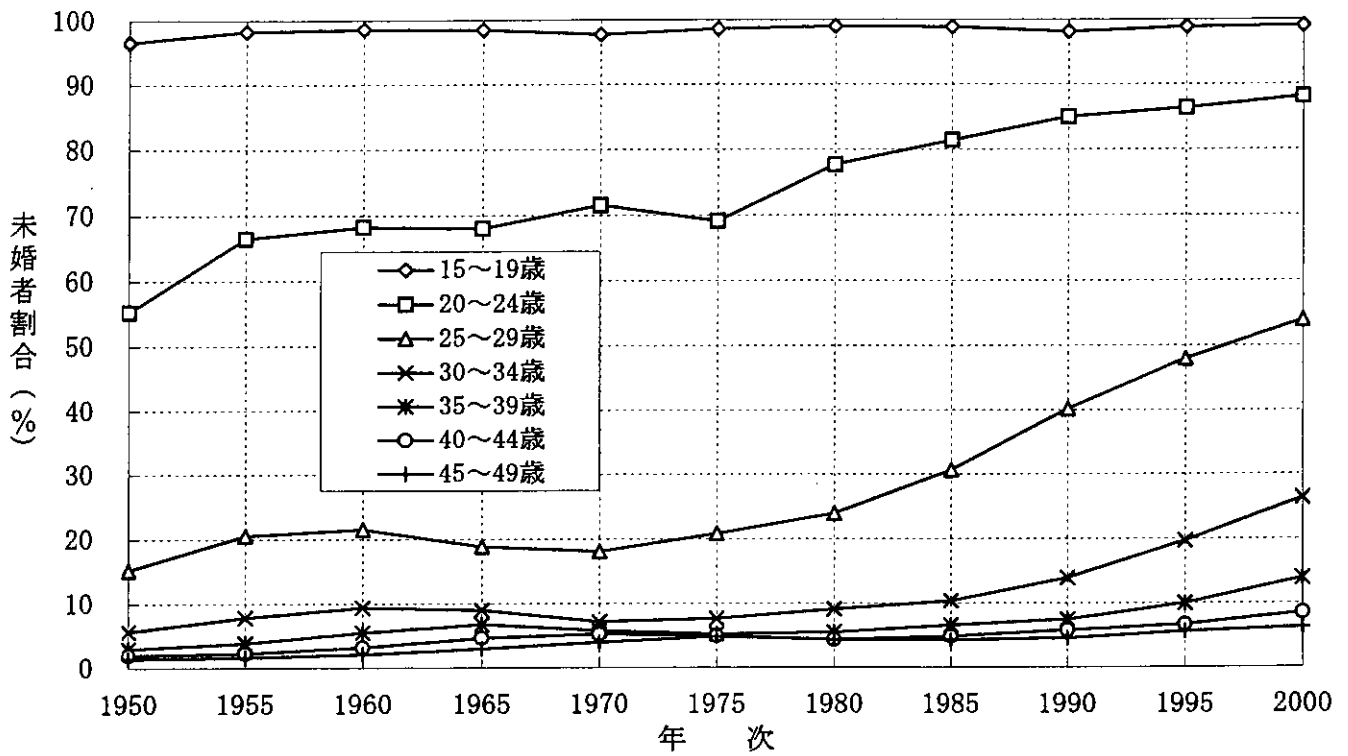
要因		平成9年推計 1980出生コーホート	新推計 1985出生コーホート
生涯未婚		50歳時の未婚率: 4.6%(1941-45年生まれ)→13.8%	50歳時の未婚率: 5.2%(1946-50年生まれ)→16.8%
離死別効果		離死別効果係数 $w = 0.954$	離死別効果係数 $w = 0.971$
夫婦完結出生児数		1.96人	1.72人
	晩婚化効果による出生力低下	初婚年齢の上昇にともなう低下: 2.18人(1943-47年生まれ)→1.96人	初婚年齢の上昇にともなう低下: 2.13人(1948-52年生まれ)→1.89人
晩婚化以外の要因による出生力低下効果		結婚出生力低下係数 $k = 1$ (効果なし)	結婚出生力低下係数 $k = 0.911$

目標コーホートの出生率

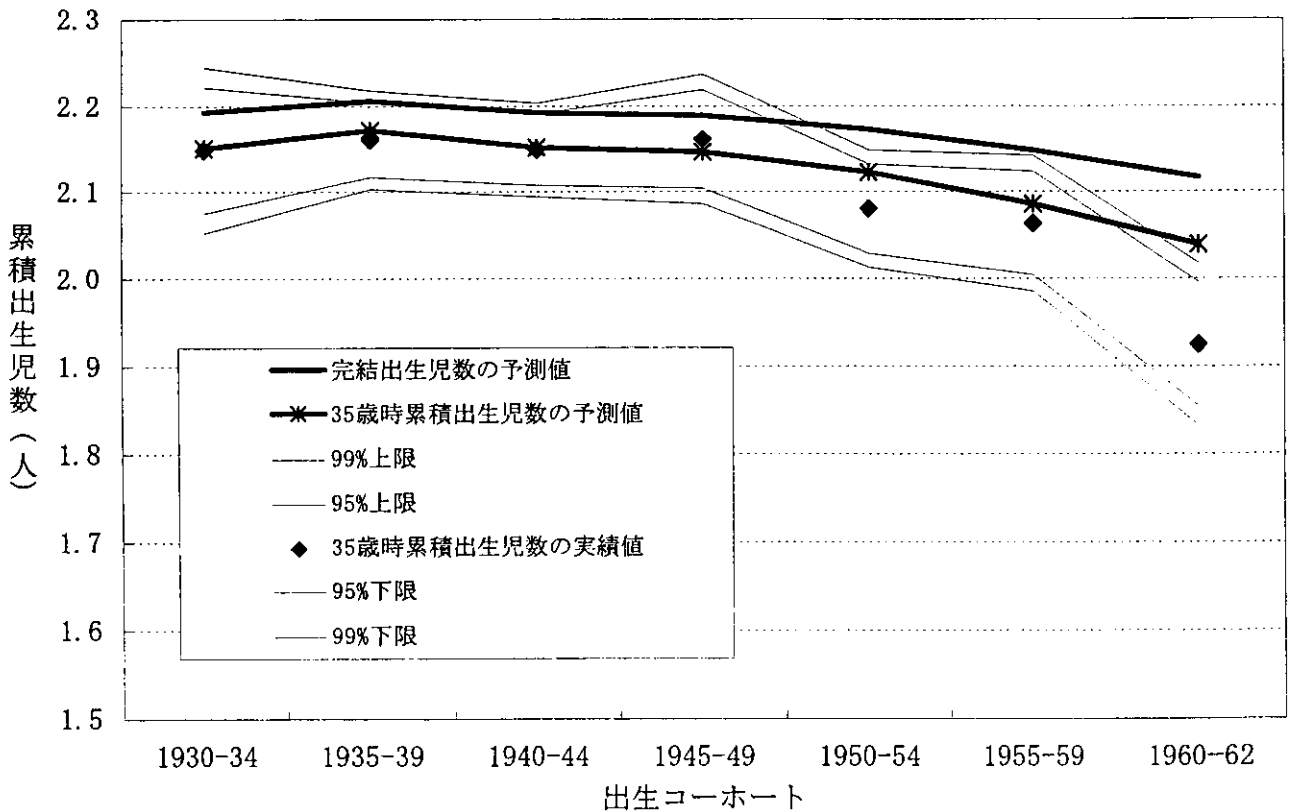
$$CTFR(1985) = (1 - \text{生涯未婚率}) \times \text{夫婦完結出生児数} \times \text{結婚出生力低下係数} \times \text{離死別効果係数}$$

$$CTFR(1985) = (1 - 0.168) \times 1.89 \times 0.911 \times 0.971 = 1.39$$

図表8 年齢階級別にみた未婚率:国勢調査



図表9 完結出生児数の予測値、および35歳時累積出生児数の予測値ならびに実績値:出生動向基本調査



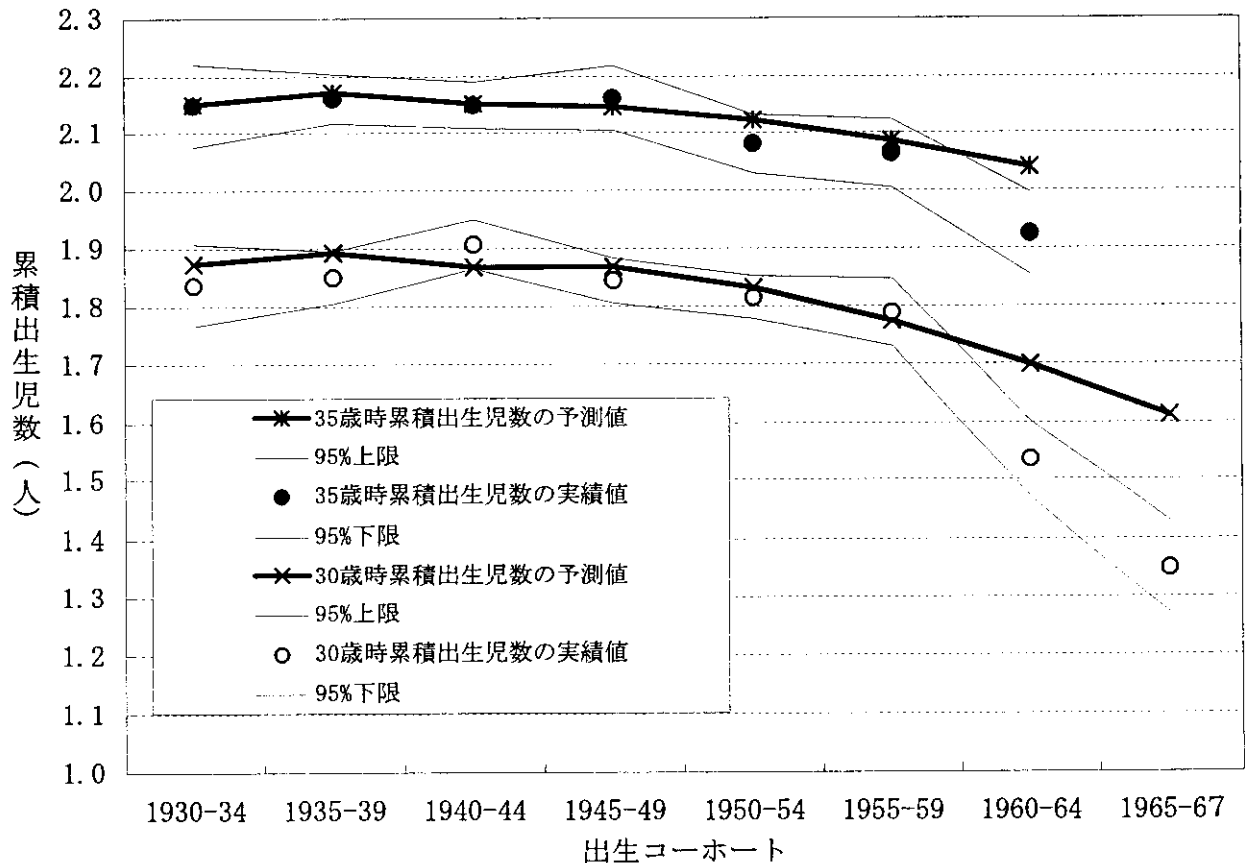
図表10 初婚年齢分布からの予測値と実績値との乖離に関するt検定結果：
出生動向基本調査

帰無仮説 H_0 : 実績値=予測値

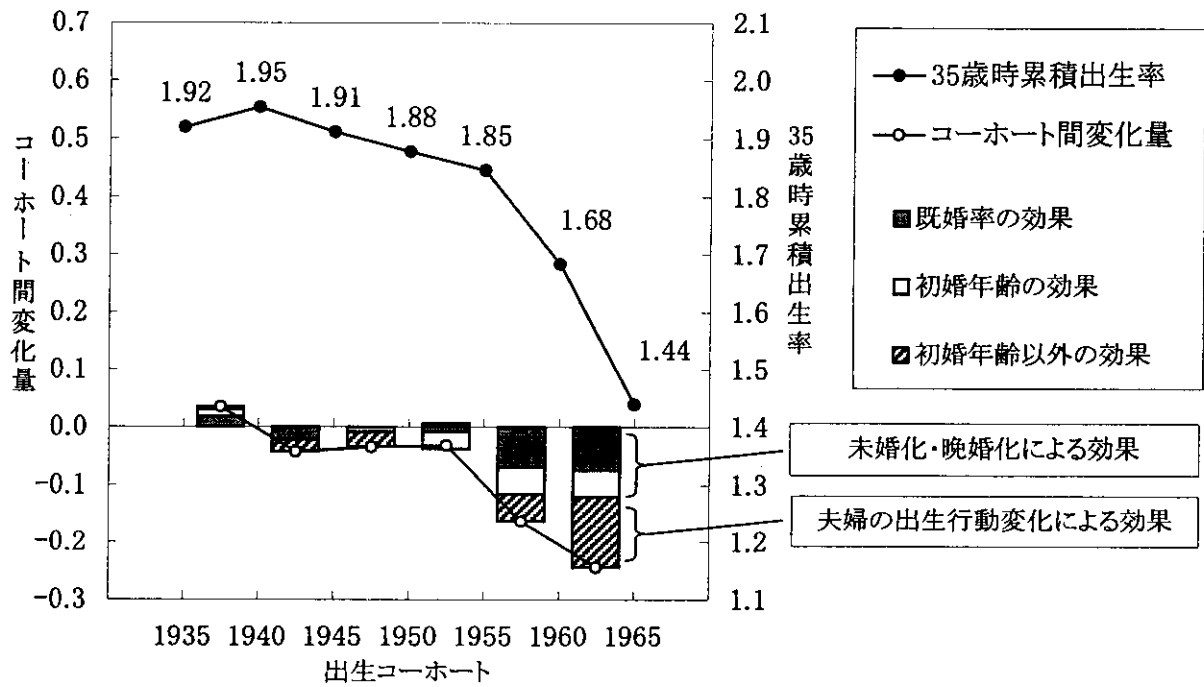
出生 コーホート	調査年次 (回)	35歳時 実績値	35歳時 予測値	自由度	t値	p値
1930-34	1982年(8回)	2.149	2.151	571	-0.060	0.949
1935-39	1982年(8回)	2.161	2.172	1,350	-0.510	0.611
1940-44	1982年(8回)	2.149	2.152	1,548	-0.120	0.903
1945-47	1982年(8回)	2.162	2.146	723	0.520	0.603
1950-52	1987年(9回)	2.081	2.123	941	-1.600	0.110
1955-57	1992年(10回)	2.064	2.086	828	-0.730	0.466
1960-62	1997年(11回)	1.925	2.040	613	-3.180	0.002 ***

*** : t検定 (両側1%)

図表11 30歳時および35歳時累積出生児数の予測値と実績値：
出生動向基本調査



図表12-1 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要素分解



図表12-2 35歳時コーホート累積出生率のコーホート間変化量の要素分解

年次	1935~40年	1940~45年	1945~50年	1950~55年	1955~60年	1960~65年
35歳時累積出生率 (期首)	1.92	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68
35歳時累積出生率 (期末)	1.95	1.91	1.88	1.85	1.68	1.44
コーホート間変化量	0.03	-0.04	-0.03	-0.03	-0.16	-0.24
既婚率の効果	0.02	-0.02	0.00	-0.01	-0.07	-0.07
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	0.01	0.00	-0.01	-0.03	-0.05	-0.05
初婚年齢以外の効果	0.00	-0.02	-0.03	0.01	-0.05	-0.12
寄与率 (%)						
既婚率の効果	51.3	47.3	0.6	23.9	42.3	30.3
既婚女子出生率の効果						
初婚年齢の効果	36.5	3.3	23.3	95.5	28.2	18.8
初婚年齢以外の効果	12.2	49.4	76.1	-19.5	29.4	50.9

注: (x歳時)コーホート累積出生率は以下のように分解できる。

$$\begin{aligned}
 \frac{\text{既往出生数}}{\text{コーホート人口}} &= \frac{\text{既婚者数}}{\text{コーホート人口}} \times \frac{\text{初婚年齢分布から予測される出生数}}{\text{既婚者数}} \times \frac{\text{既往出生数}}{\text{初婚年齢分布から予測される出生数}} \\
 &= \text{既婚率(累積初婚率)} \times \frac{\text{初婚年齢分布から予測される既婚者の平均出生児数}}{\text{既婚者数}} \times \text{予測値の実現率}
 \end{aligned}$$

コーホート間の変化量を要素分解した場合、右辺第1項がコーホート累積出生率に影響を与える既婚率の変化による効果、第2項が初婚年齢の変化による効果、第3項が初婚年齢以外の変化による効果と考えることができる。累積出生率、既婚率については人口動態統計より算出。初婚年齢分布から予測される既婚者の平均出生児数については、出生動向基本調査によって、出生過程がほぼ完結し、傾向が安定しているコーホート(1932-57年)について算出した初婚年齢別35歳時累積出生児数を標準値とし、離死別効果係数で調整した後、35歳時までの初婚年齢の分布で重みづけすることによって算出。

図表13 結婚経過年別にみた累積出生児数
 妻の初婚年齢23-27歳、結婚7年を経過した初婚同士夫婦について：
 第8～第11回出生動向基本調査

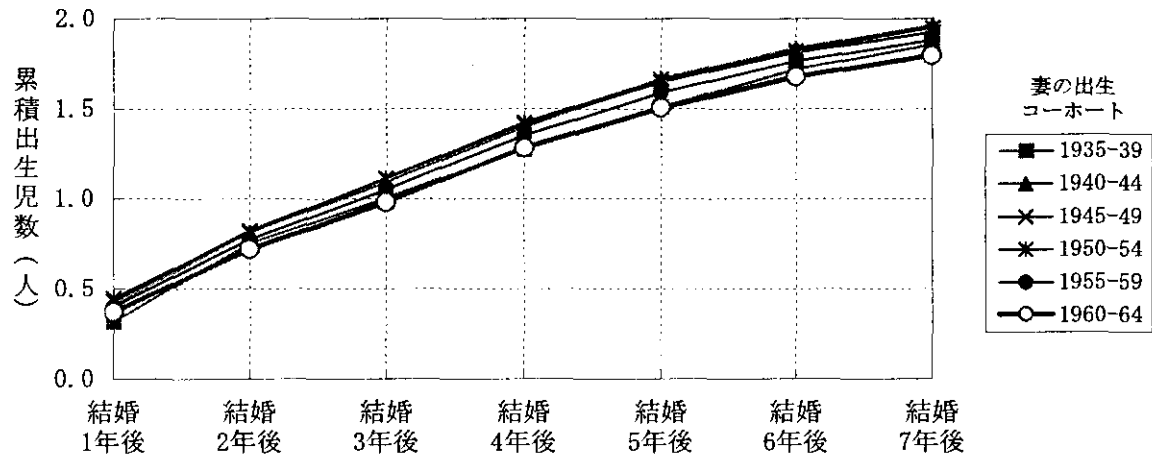
1) 結婚5年後の累積出生児数および子ども数分布

妻の 出生コホート	N	平均 初婚年齢	結婚 5年後の 累積出生児数	結婚5年後の子ども数(%)				
				なし	1人	2人	3人	4人以上
1935-39	950	24.5	1.51	6.5	39.4	50.7	3.3	0.1
1940-44	2,031	24.5	1.67	5.4	27.9	61.3	5.2	0.1
1945-49	3,346	24.4	1.65	5.8	28.8	60.3	5.1	0.1
1950-54	2,910	24.5	1.66	5.9	27.0	62.1	4.9	0.0
1955-59	1,755	24.5	1.59	9.5	27.0	58.6	4.8	0.1
1960-64	833	24.5	1.51	10.6	33.0	51.7	4.6	0.1

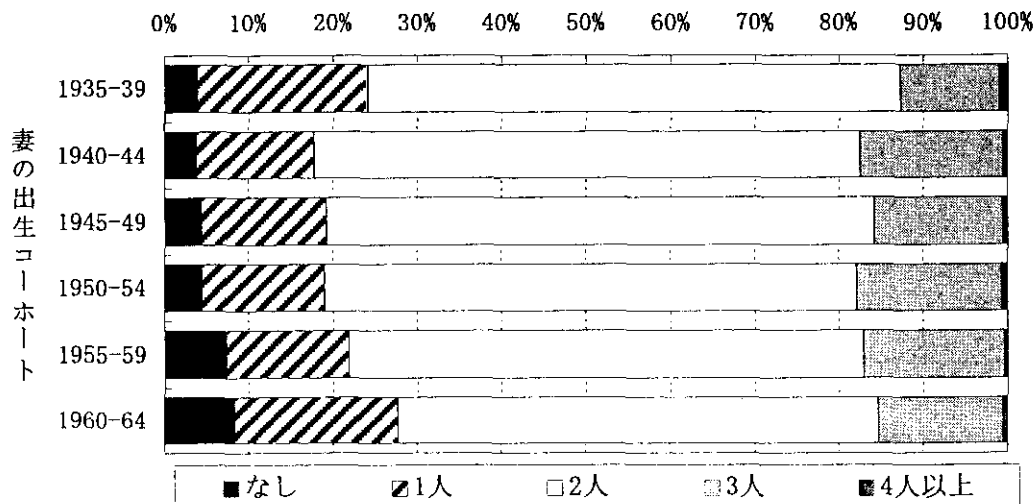
2) 結婚7年後の累積出生児数および子ども数分布

妻の 出生コホート	N	平均 初婚年齢	結婚 7年後の 累積出生児数	結婚7年後の子ども数(%)				
				なし	1人	2人	3人	4人以上
1935-39	950	24.5	1.86	3.9	20.2	63.2	11.7	1.1
1940-44	2,031	24.5	1.96	3.8	13.9	64.8	16.9	0.5
1945-49	3,346	24.4	1.93	4.4	14.8	65.0	15.2	0.6
1950-54	2,910	24.5	1.95	4.5	14.5	63.1	17.2	0.7
1955-59	1,755	24.5	1.88	7.4	14.5	61.1	16.6	0.4
1960-64	833	24.5	1.80	8.4	19.3	57.0	14.8	0.5

図表14 結婚経過年別累積出生児数



図表15 結婚7年後の子ども数分布



図表16 コーホート合計特殊出生率の算定式

コーホート
 合計特殊出生率 = (1 - 生涯未婚率) × {夫婦完結出生児数 × 結婚出生力低下係数} × 離死別効果係数
 = (1 - 生涯未婚率) × 修正夫婦完結出生児数 × 離死別効果係数

注：生涯未婚率は50歳時の未婚者割合で、年齢別初婚率の年齢累積値（累積初婚率）を1から引いて求めた値である。夫婦完結出生児数は50歳時の既婚女子の平均出生児数である。また、離死別効果係数は離婚や死別によって出生率が影響される度合いを示す係数で、過去のコーホート合計特殊出生率と出生動向基本調査によって得られた夫婦出生児数から推定して求められる。

$$CTFR(t) = (1 - \Pi_{50}(t)) \cdot [CEB^{\alpha}(t) \cdot k(t)] \cdot w$$

$$= (1 - \Pi_{50}(t)) \cdot CEB^{\beta}(t) \cdot w$$

ただし、 $CTFR(t)$ は t 年出生コーホート全体のコーホート合計特殊出生率、 $\Pi_{50}(t)$ は同じく t 年出生コーホートの生涯未婚率、 $k(t)$ は結婚出生力低下係数、 w は離死別効果係数であり、 $CEB^{\alpha}(t)$ は夫婦完結出生児、 $CEB^{\beta}(t)$ は修正夫婦完結出生児数である。

参考：前回推計のコーホート合計特殊出生率の算定式

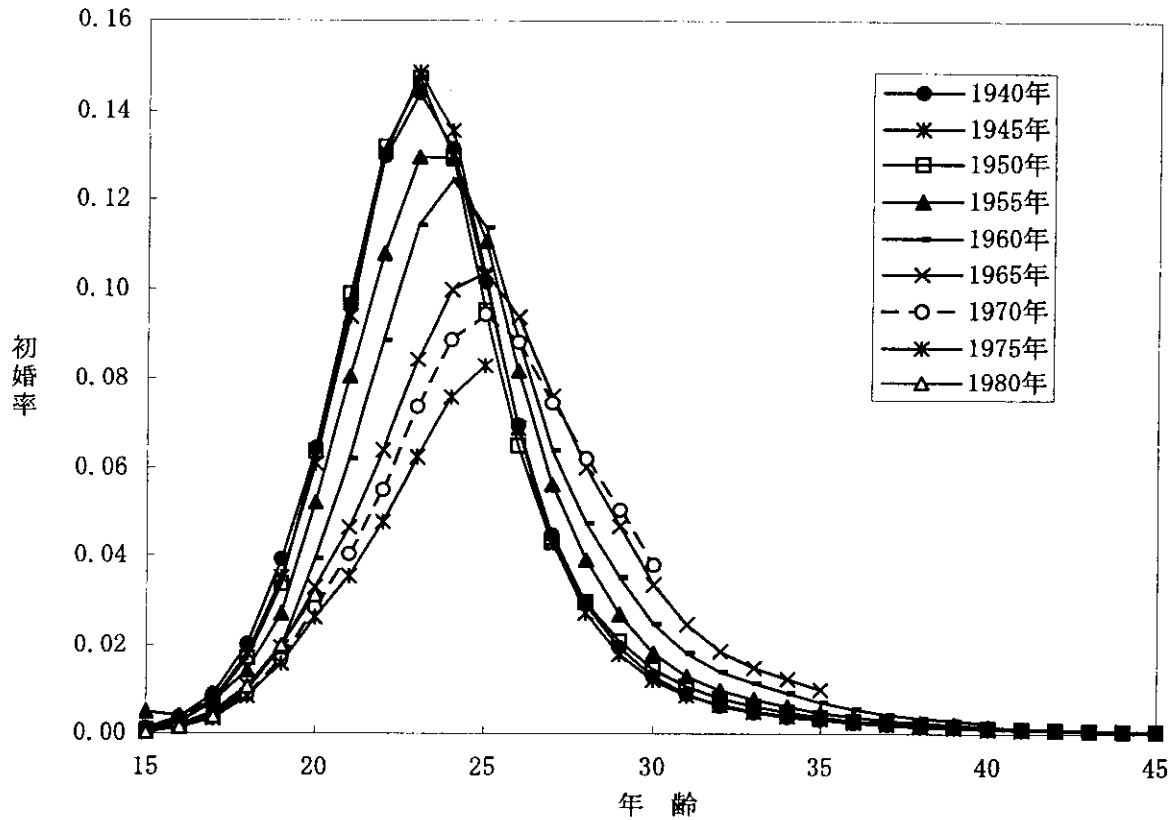
コーホート合計特殊出生率 = (1 - 生涯未婚率) × 夫婦完結出生児数 × 離死別効果係数

図表17 離死別効果係数の推定

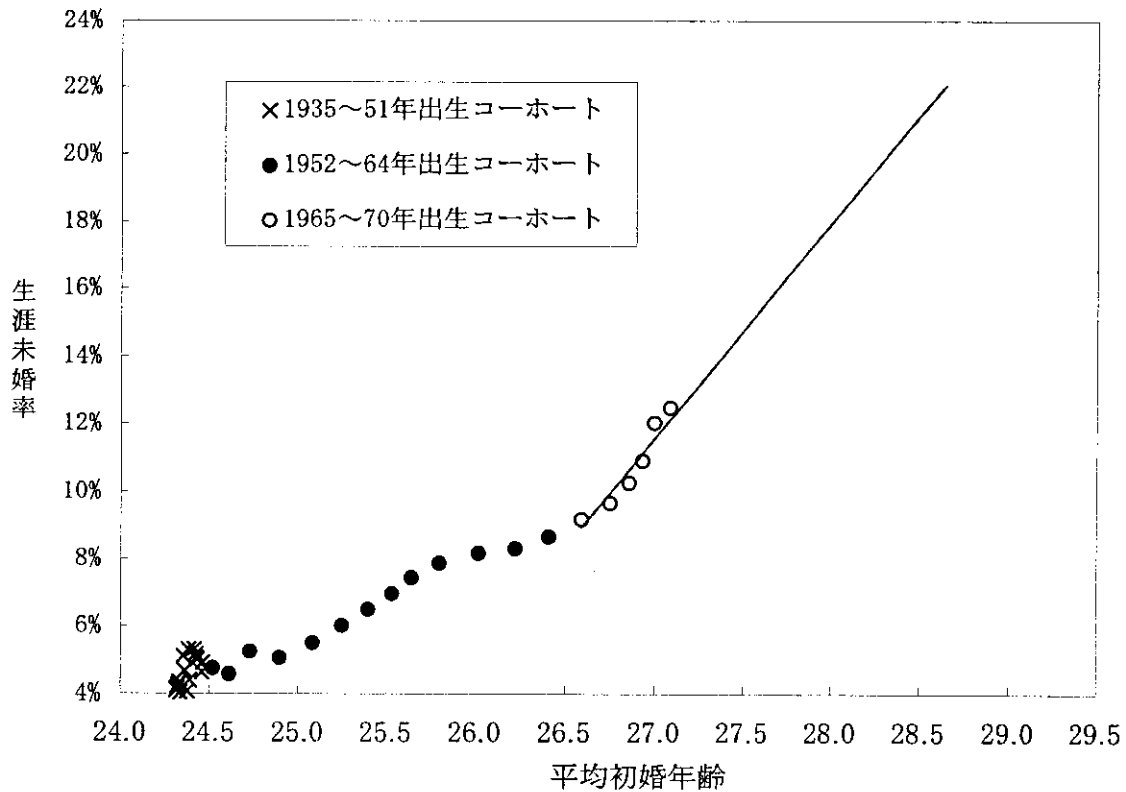
出生 コーホート	夫婦完結出生児数 ¹⁾ (出生動向基本調査)	コーホート出生率 (人口動態統計)	50歳時既婚率 (人口動態統計)	コーホート出生率 (出生動向基本調査)	離死別 効果係数
	(1)	(2)	(3)	(1) × (3) (4)	(2) / (4)
1935	2.20	2.02	0.95	2.09	0.966
1936	2.20	2.05	0.96	2.11	0.972
1937	2.20	2.01	0.96	2.11	0.952
1938	2.21	2.07	0.96	2.12	0.977
1939	2.12	2.01	0.96	2.03	0.986
1940	2.33	2.02	0.96	2.23	0.905
1941	2.15	2.05	0.96	2.05	0.997
1942	2.26	2.07	0.96	2.16	0.955
1943	2.15	2.02	0.96	2.05	0.986
1944	2.22	2.04	0.95	2.12	0.965
1945	2.14	2.00	0.95	2.03	0.987
1946	2.15	1.93	0.95	2.03	0.948
1947	2.14	1.97	0.95	2.02	0.974
1948	2.08	2.01	0.95	1.97	1.020
1949	2.13	1.96	0.95	2.02	0.970
1935年～1949年の平均値					0.971

1) 1935～37年コーホートは第8回、1938～42年コーホートは第9回、1943～47年コーホートは第10回、1948～49年コーホートは第11回調査による。

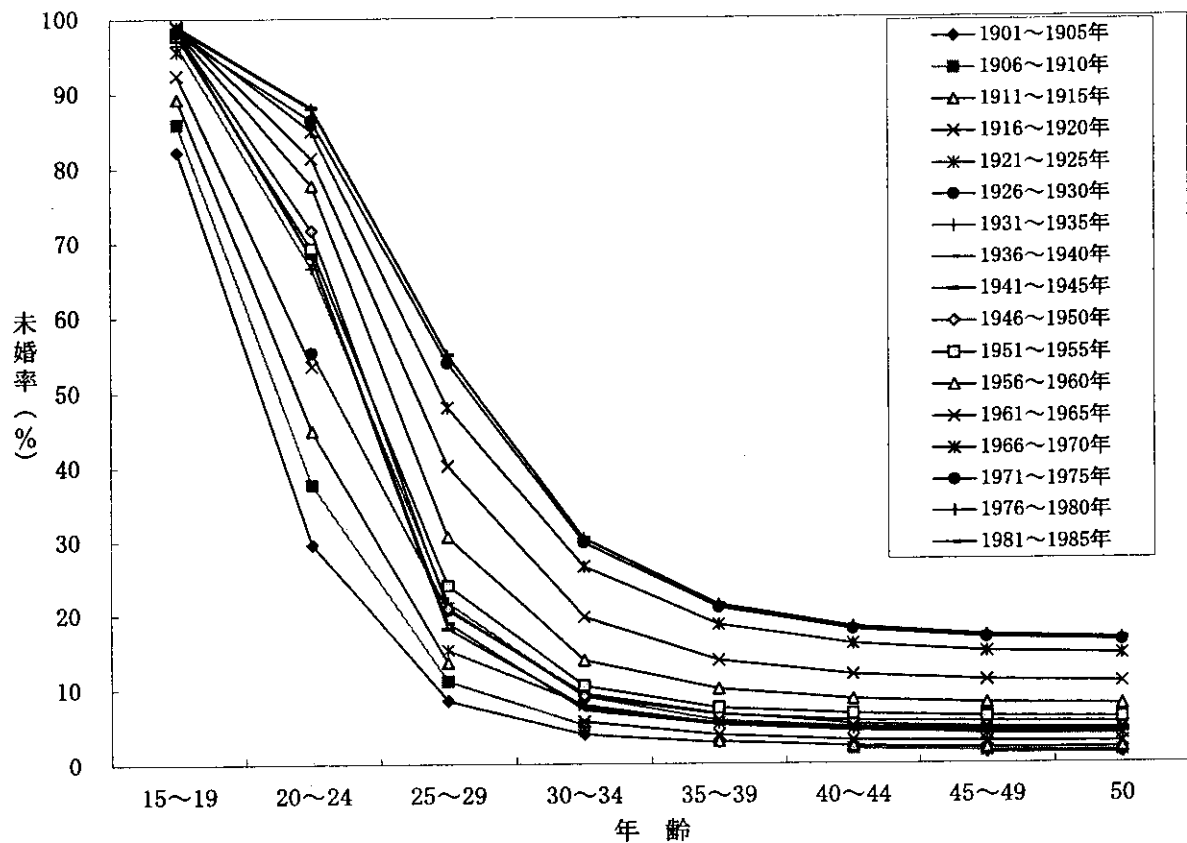
図表18 女子の出生コホート別年齢別初婚率



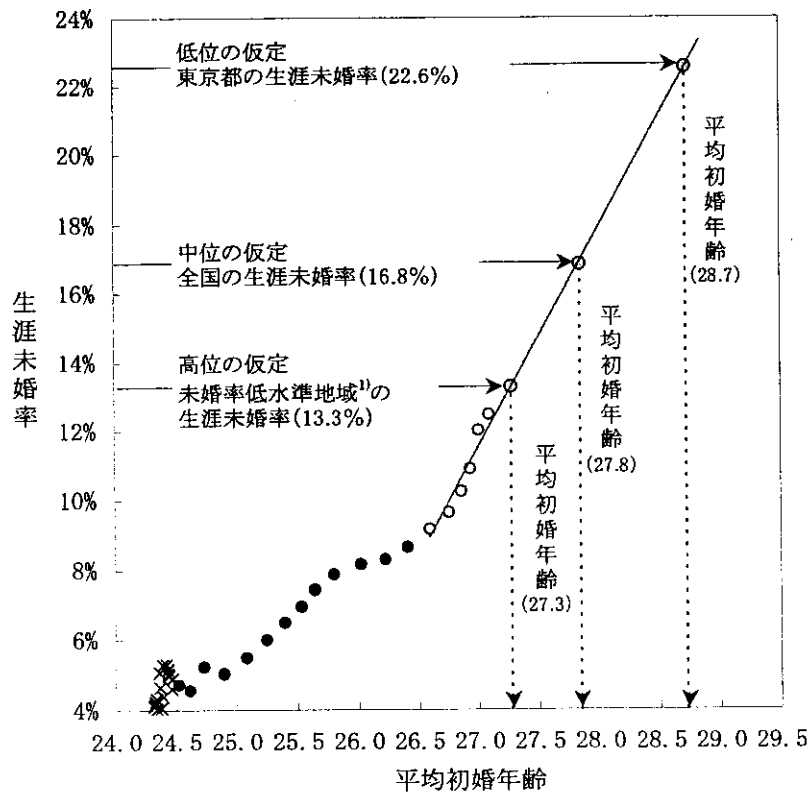
図表19 1935年出生コホート以降の平均初婚年齢と生涯未婚率の関係



図表20 国勢調査にもとづく女子の出生コホート別未婚率の推定：
先行コホートの年齢間変化率法による延長推定（全国）

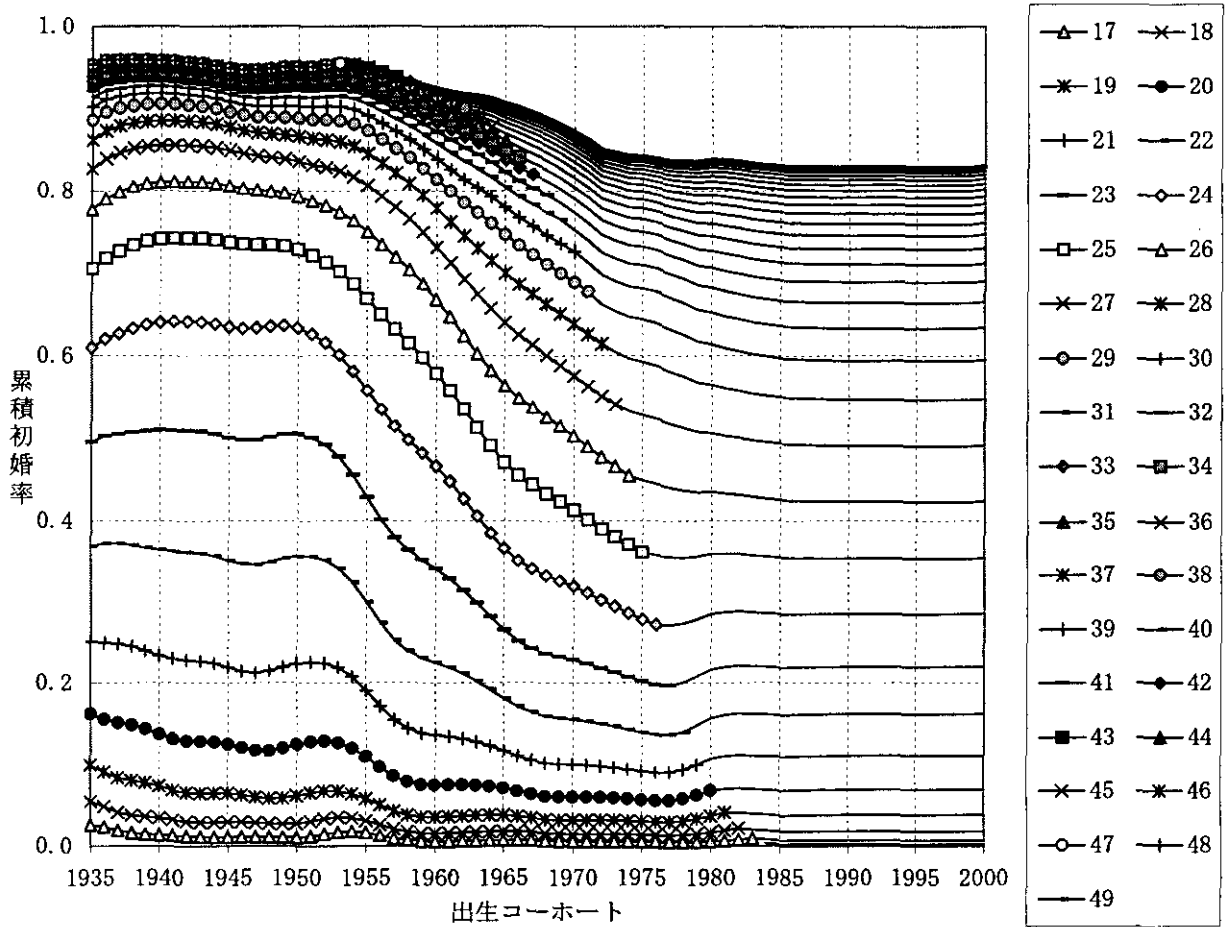


図表21 1985年出生コホートの平均初婚年齢と生涯未婚率

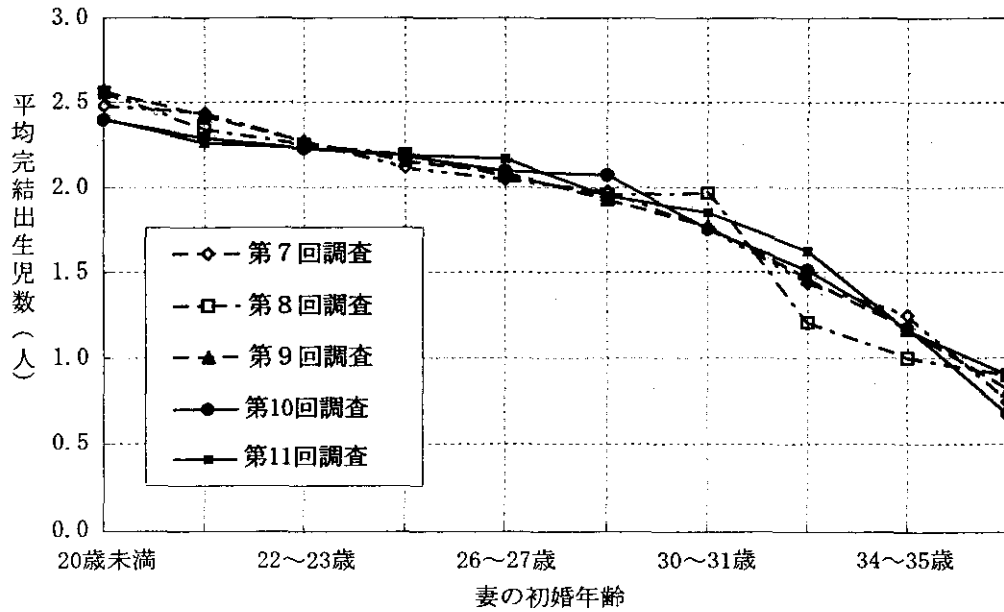


1) 山形、福島、茨城、栃木、群馬、福井、山梨、岐阜、三重、滋賀の10県。

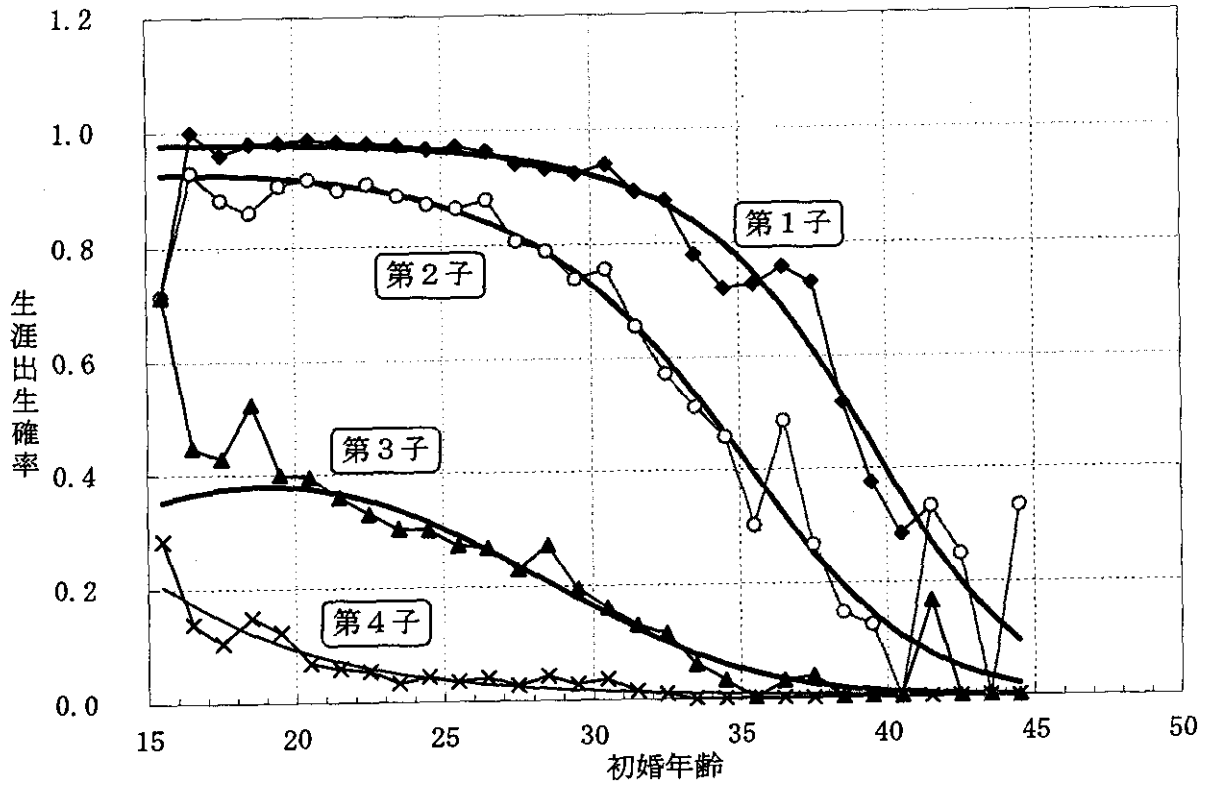
図表22 年齢別にみた出生コーホートの累積初婚率：
中位の仮定にもとづく



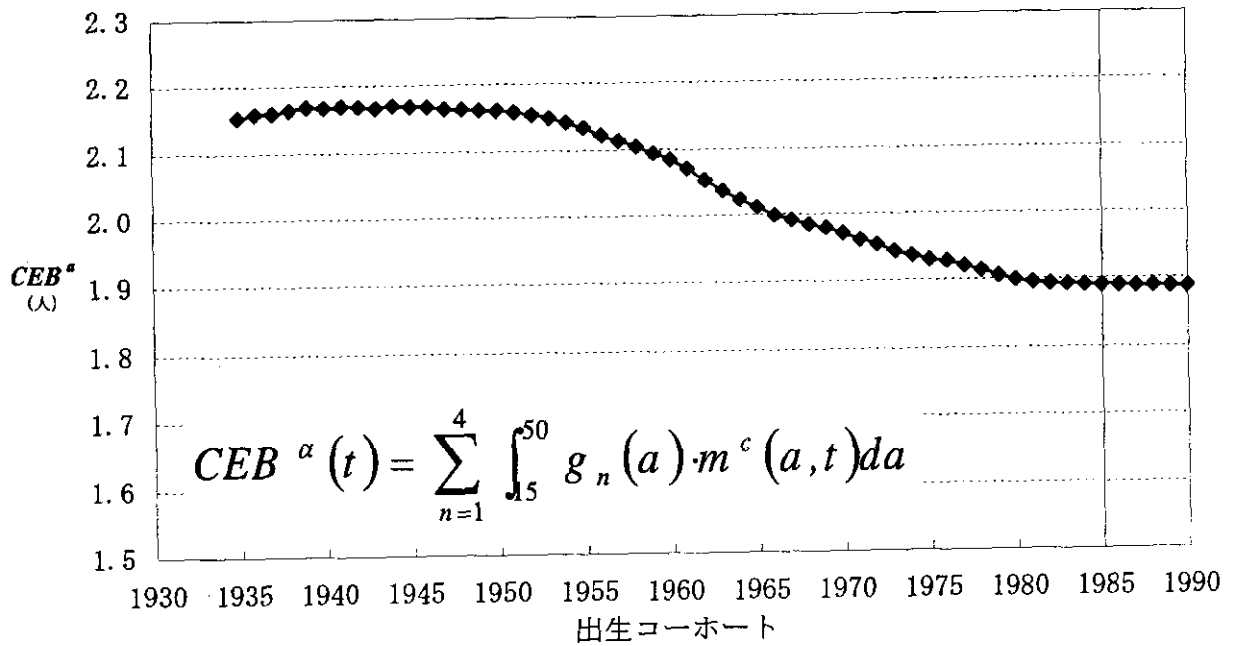
図表23 各回調査による初婚年齢別にみた平均完結出生児数：
第7～11回出生動向基本調査



図表24 初婚年齢別にみた出生順位別生涯出生確率：
第7～11回出生動向調査結果およびモデル値



図表25 初婚年齢分布（中位仮定）にもとづく
夫婦完結出生児数の予測値 (CEB^a)



$CEB^a(t)$: t 年出生コホートの夫婦完結出生児数

$g_n(a)$: 初婚年齢 a 歳の有配偶女子における第 n 子の生涯出生確率

$m^c(a, t)$: t 年出生コホートの50歳時既婚女子に占める初婚年齢 a 歳の割合