

---

 資 料
 

---

## 将来人口推計の評価と見直しについて

高橋重郷・金子隆一・石川 晃  
池ノ上正子・三田房美

### 1. はじめに

本資料は、現在研究所において進められている全国人口の将来推計プロジェクトに関連し、主として出生率仮定に関する過去の評価を行い、それに基づき新推計における出生率仮定の考え方を整理しようとするものである<sup>1)</sup>。ところで、近年の合計特殊出生率は、主として結婚行動の変化を背景として低迷が続いており、前回人口推計（平成4年9月）公表後の合計特殊出生率は平成4年推計で仮定した将来出生率より若干低い水準で推移している。今回全国人口の将来推計を進めるにあたって、これまでの将来人口推計において採用されたモデルや考え方を見直し、より精度の高い出生率仮定を設定し、将来人口推計の精度改善を図ることとしている。本資料では、その一環として、まず過去3回の人口推計における出生率仮定の設定法について簡単に要約し、ついで前回推計の出生率仮定設定の問題点の整理を行う。そして最後に、新推計において行う出生率仮定設定の基本的な考え方を述べることにしたい。

### 2. 過去の将来人口推計における出生率仮定

#### (1) 昭和56（1981）年および昭和61（1986）年将来人口推計の出生率仮定

昭和56年、および昭和61年の将来人口推計における出生率仮定は、基本的に当時の出生率の趨勢に対する学問的理解の枠のなかで採用された手法である。昭和56年当時における出生率の趨勢は昭和49年まで2.0を上回る水準で推移していたが、昭和50年に初めて2.0を割り込み、その後も出生率低下が進んでいた。しかしながら、推計時点において、結婚の変動、すなわち結婚年齢の上昇と、それに伴う出生率低下の関係が学問的にみて必ずしも明らかでなかった時期に相当する。さらに、出生率に対する結婚変動の影響が関連する統計においても十分認識する段階にはいたっていなかった<sup>2)</sup>。そのため、昭和56年推計における出生率の仮定設定に際して、結婚変動の影響・効果を仮定設定段階で明示的に考慮することが出来なかった。一方で、コーホート別にみた出生率（コーホート合計特殊出生率）の水準が比較的安定して推移していた。このような状況のもとで、将来の年齢別出生率の仮定値は、コーホート出生率を各年齢ごとに趨勢延長する方法が採用されていた。昭和56年推計において仮定された将来の合計特殊出生率は、その後人口動態統計によって現実に観察された合計特殊出生率との間に乖離が生じた。

また、出生率が長期的に向かう水準の設定方法としては、当時の国連ならびにほとんどの先進諸国

1) 本資料は、第60回人口問題審議会（1996年7月24日）ならびに第61回人口問題審議会（1996年10月8日）において報告した内容に加筆修正したものである。

2) 厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口—全国男女年齢別、昭和55～155年—昭和56年11月推計』研究資料第227号、1982年4月。

における公的人口推計の慣例にならって、人口置き換え水準（合計特殊出生率で2.08～2.09という水準）を設定する方法がとられた<sup>3)</sup>。

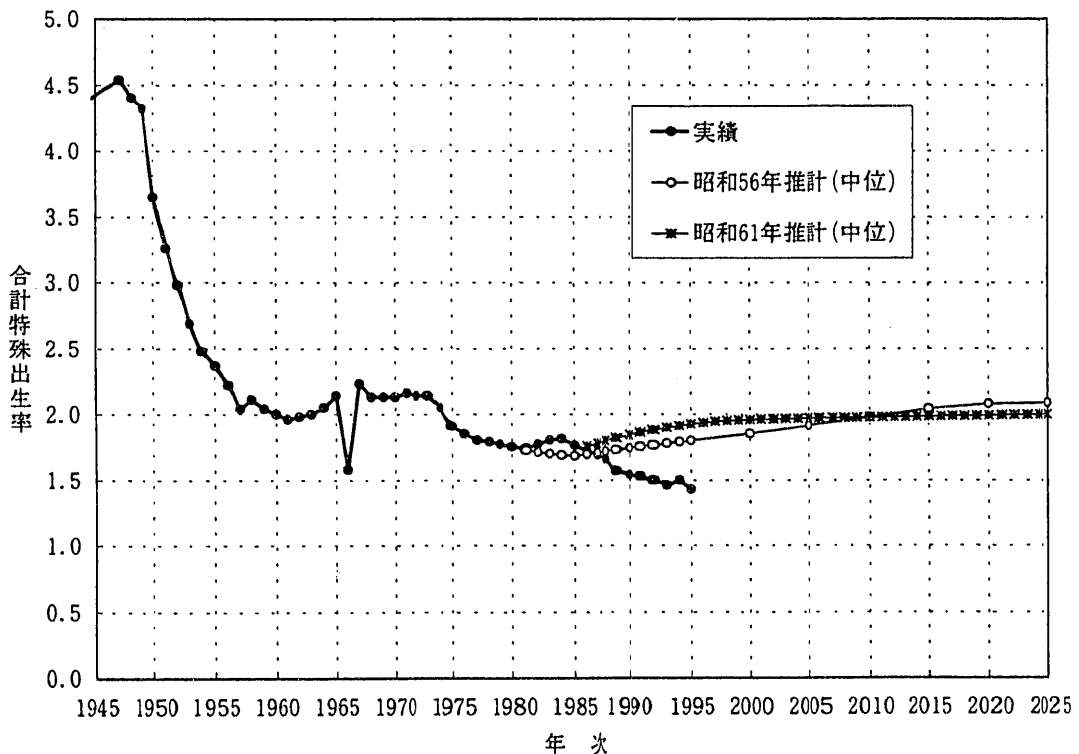
したがって、短期的にみて仮定された合計特殊出生率の趨勢が実際に観察された実績値とあわないことや長期的に相当上昇するという問題が生じた。

次に行われた将来人口推計である昭和61年推計の出生率の仮定設定においては、この当時観察された晩婚化の進行と、それが出生率に及ぼす影響に対処し、将来出生率の仮定設定方法の改善が課題となった。そのため結婚年齢の変動を反映する出生率モデルが将来の出生率を仮定する設定法として新規に開発され採用された。この方法は、コーホートごとの初婚年齢上昇に伴う晩産化により、年次別に変動する出生率を再現しようというものであった<sup>4)</sup>。そして、このモデルでは、結婚、出産のタイミングの遅れが比較的早く終息するものと考えられて将来出生率の仮定値が設定された。

また一方、結婚に関する指標の中で、女性の生涯の結婚割合、つまり生涯未婚率が当時得られたデータ分析の結果から長期にわたって安定していたという統計的事実が存在した。したがって、この昭和61年推計では晩婚化現象は考慮されたものの、生涯未婚率の変化を考慮したモデルとして仮定設定がなされていなかった。

また、長期の出生率仮定は、コーホートの出生率レベルが長年安定していたために合計特殊出生率2.0前後の水準で維持されるとの仮定設定のもとに推計が行われた。

図1 合計特殊出生率の年次推移と昭和56年推計，昭和61年推計の出生率仮定値（中位推計）



3) United Nations, World Population Prospects による。

4) 阿藤誠・石川晃・池ノ上正子「コーホート法による出生率予測の試み」『人口問題研究』第177号，1986年1月，pp.35-47，ならびに厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口－昭和60～100年－（昭和101～160年参考推計）昭和61年12月推計』，研究資料第244号，1987年2月。

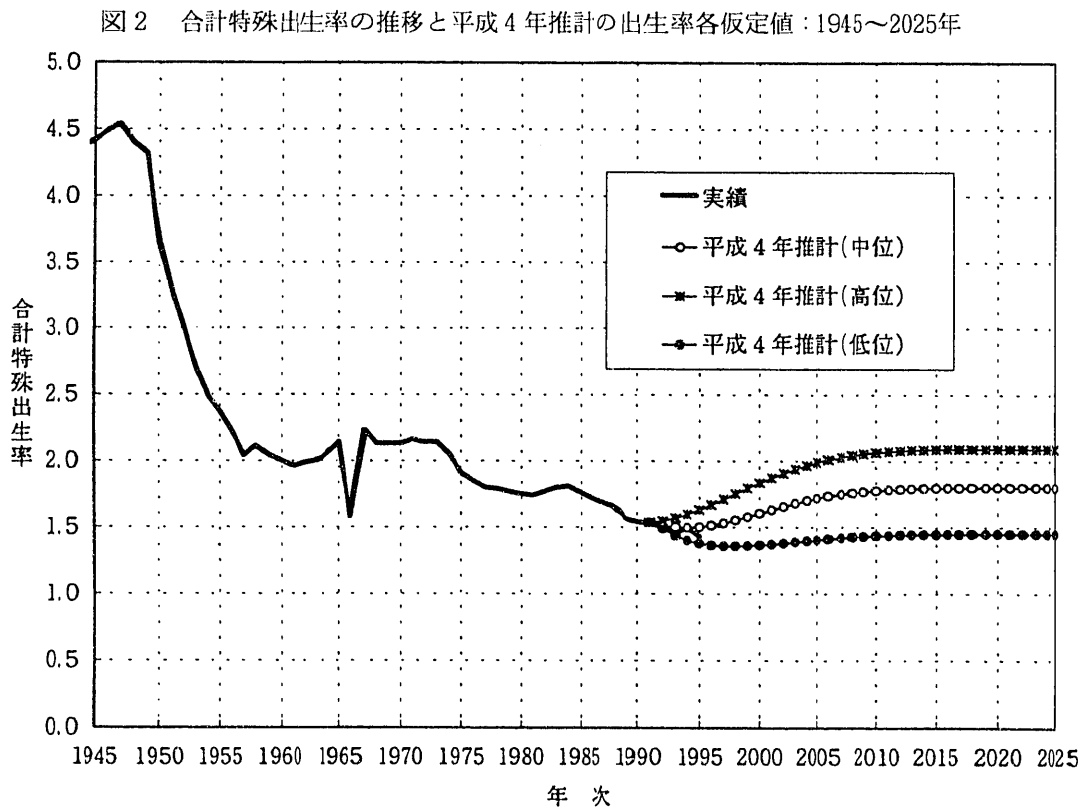
## (2) 平成4（1992）年推計の出生率仮定

平成4年推計時の基本的な考え方は、引き続き晩婚化・未婚率の上昇による出生率低下に対応するため、将来の出生率予測モデルを新規に開発し、将来出生率の仮定設定を行うことを前提として推計が行われた。その中で、①生涯未婚率の変化を予測に反映すること、②無子、子供を持たない夫婦の増加、あるいは第3子、4子、5子といった出生順位別の出生数の動向を考慮し、女性が生涯に生む子供数の分布の変化に対応する。

上記の方針に即して、平均初婚年齢に加えて生涯未婚率をパラメータとして用いる出生順位別の出生率のモデルを新たな出生率予測法として採用した。さらに、出生率が長期的に向かうレベルは、これまでのように先験的に、例えば2.08～2.09いう置き換え水準を置くという方法は採用せず、またこれまで安定的であったコーホートの合計特殊出生率に2.0前後を目標値にするという方法ではなく、先々の出生率については各パラメータの将来値によって推定する手法を開発した。さらに、長期における合計特殊出生率の反騰などの趨勢については、コーホート出生率と期間の出生率の構造的な関係によってのみ生じるモデルを開発した（この関係については後述する）。

最終的に、平成4年推計の出生率仮定は前述の考え方によって、平均初婚年齢、生涯未婚率、そして夫婦の完結出生児数等の変数を制御パラメータとして、出生順位ごとの女子の年齢別コーホート出生率の数理モデルを用いてコーホート出生率の予測に適用し、仮定設定が行われた<sup>5)</sup>。なお、このモデル自体については注記論文を参照されたい。

平成4年推計における仮定された将来の期間（年次）別合計特殊出生率が、図2に示した中・高・



5) 金子隆一「年齢別出生率の将来予測システム」『人口問題研究』第49巻1号、1993年4月、pp.17-38.

低の3種類の仮定値である<sup>6)</sup>。

### 3. 平成4年推計における出生率仮定設定の妥当性

平成4年の将来人口推計が公表された後、この将来の出生率の仮定設定に関連していくつかの疑問点が指摘された<sup>7)</sup>。それらの指摘を要約すると、おおよそ3つのポイントにまとめることができる。

第1に、平成7年までの予測結果と現実に表示された合計特殊出生率の間に乖離が生じていること。すなわち、人口動態統計によって観察された合計特殊出生率が、将来出生率の中位仮定と低位仮定の中間に位置し、推計に誤差が存在するのではないかという指摘である。第2に、合計特殊出生率が将来反転することについての指摘である。とくに、社会経済的要因と出生率との関係から将来の出生率の反転上昇に疑問が出された。さらに、第3に、長期的に2025年時点で、現在の水準から比較し高く、今後合計特殊出生率が1.80（中位仮定）の水準に上昇すると仮定することの妥当性についての疑問である。

(1) 出生率の短期的予測に関する精度について

まず平成7年までの出生率の仮定値と実際に観察された値との間で差が生じていることについてみると、図3からも分かるように、平成4年推計によって予測

された合計特殊出生率の年次推移は、その後の人口動態統計によって観察された趨勢におおよそ傾向として沿っており、仮定の範囲すなわち低位と中位の間に収まっている。そして、平成7年の予測値1.50に対して観測値が1.42と両者の間に0.08の差が生じている。

平成7年の予測された出生率と実際の値に乖離が生じた理由には、2つの要因が考えられる。第1の理由として考えられるのは、仮定値の設定水準そのものに起因して発生した差の可能性である。生涯未婚率の仮定は平成4年推計において、当時の4.2%台の水準が将来的に11%台へ上昇するものと仮定して人口推計を行っていた。その意味では相当強く生涯未婚率の上昇を見込んでいたが、仮定された年齢別未婚率と国勢調査によって観察された未婚率を比較すると、平成7年時点で両者に若干の乖離がみられる。すなわち25～29歳の年齢階級では予測値のほうが2.3%ほど低めであった。また、30～34歳の年齢階級では1.8%ほど予測値のほうが低かった。

したがって、生涯未婚率の仮定設定によって生じた年齢別未婚率の誤差が合計特殊出生率の乖離した、少なくとも一部を説明するものと考えられる。今後この乖離が時間の経過とともに拡大していく

表1 合計特殊出生率の年次推移と昭和56年推計、昭和61年推計、平成4年推計の出生率仮定値（中位推計）

年次	実績	昭和56年 11月推計	昭和61年 12月推計	平成4年 9月推計
昭和55年(1980)	1.75			
56(1981)	1.74	1.72		
57(1982)	1.77	1.71		
58(1983)	1.80	1.70		
59(1984)	1.81	1.69		
60(1985)	1.76	1.68		
61(1986)	1.72	1.69	1.75	
62(1987)	1.69	1.71	1.77	
63(1988)	1.66	1.72	1.80	
平成元年(1989)	1.57	1.73	1.82	
2(1990)	1.54	1.74	1.84	
3(1991)	1.53	1.75	1.86	1.53
4(1992)	1.50	1.76	1.88	1.51
5(1993)	1.46	1.78	1.90	1.50
6(1994)	1.50	1.79	1.91	1.49
7(1995)	1.42	1.80	1.92	1.50
12(2000)		1.85	1.96	1.60
17(2005)		1.91	1.97	1.72
22(2010)		1.98	1.98	1.78
27(2015)		2.04	1.98	1.80
32(2020)		2.08	1.99	1.80
37(2025)		2.09	2.00	1.80

注：実績は人口動態統計に基づく。

6) 厚生省人口問題研究所『日本の将来推計人口—平成3(1991)～37(2025)年—(平成38(2026)～102(2090)年参考推計)平成4年9月推計』, 研究資料第274号, 1992年9月。

7) たとえば、小椋正立ほか、『2020年までの日本人人口予測』日本経済研究センター, 1991年4月。

図3 合計特殊出生率の推移と平成4年推計の出生率各仮定値：1988～1998年

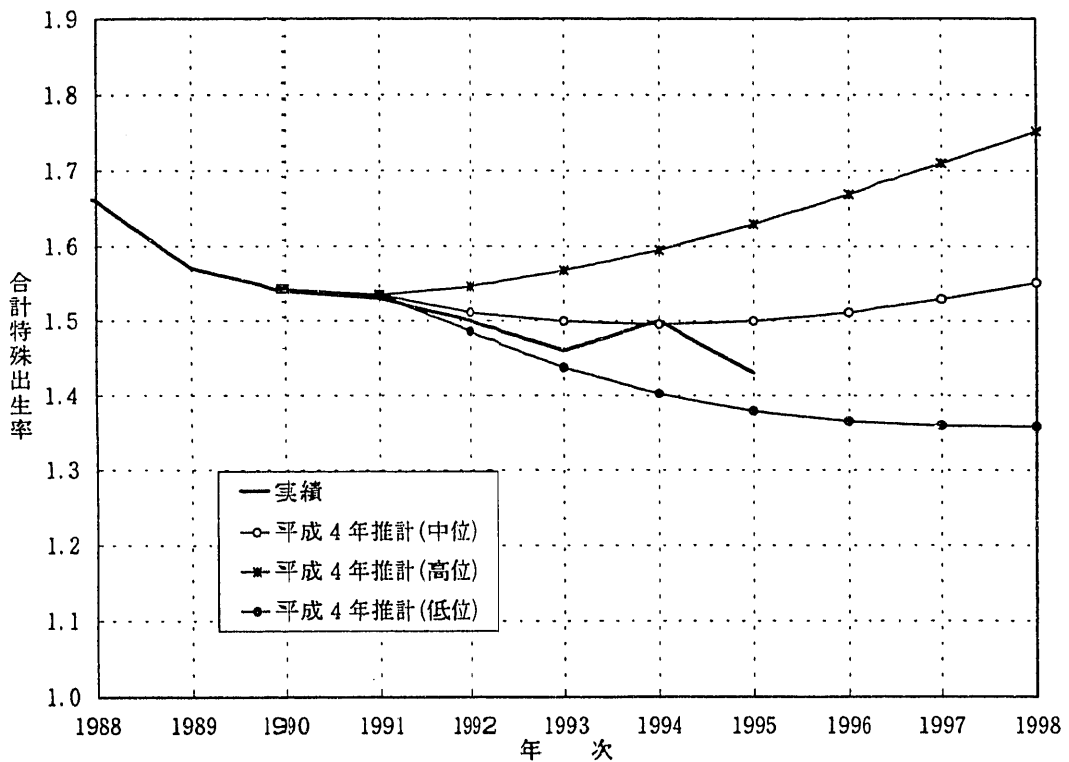


表2 女子の年齢階級別未婚者割合の比較：1985～2025年

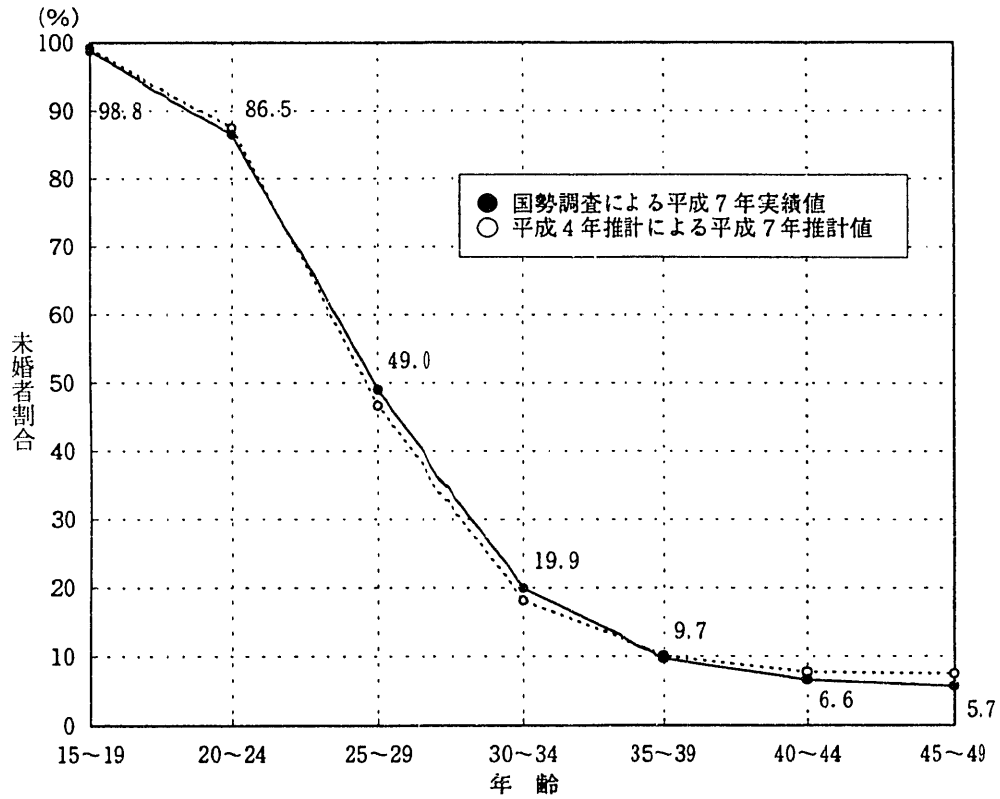
年齢階級	国勢調査結果			平成4年推計予測結果			1995年推計誤差
	1985年	1990年	1995年	1995年	2010年	2025年	
15～19	98.9	98.2	98.8	99.2	99.2	99.2	0.4
20～24	81.4	85.0	86.5	87.5	87.6	87.6	1.0
25～29	30.6	40.2	49.0	46.7	48.5	48.5	-2.3
30～34	10.4	13.9	19.9	18.1	21.2	21.2	-1.8
35～39	6.6	7.5	9.7	10.1	14.3	14.3	0.4
40～44	4.9	5.8	6.6	7.7	12.1	12.2	1.1
45～49	4.3	4.6	5.7	7.5	10.9	11.3	1.8

誤差：推計未婚者割合－国調未婚者割合

可能性も考えられるから、仮定値の設定の段階における誤差の原因について検討する必要がある。

第2点は、年次ごとの出生率は、そのときどきの自然現象や社会経済的な変化などにより一時的に変動を引き起こすことがある。例えば、図2にみられる昭和41（1966）年の丙午年の出生率低下がその典型的な例である。短期的な変動、すなわち人々の丙午という迷信によって結婚・出生行動が影響され、出生率が年次的に非常に大きくコントロールされるという事態が起きうる。あるいは平成7年の人口動態統計によって得られる月別出生数を比較してみると、平成7年の場合、前年の出生数の一時的な増加の反動効果による出生数の減少や、とくに阪神・淡路大震災の影響による出生数の減少が考えられる。図6でみられるように10月の近畿圏等における出生数の大幅減少は通常年と比較して大きく、10ヶ月前の1月における妊娠数の一時的減少を示唆している。こうしたいくつかの短期的な出

図4 1995年の女子年齢階級別未婚者割合の比較：平成7年国勢調査と平成4年中位推計



注：図中の数字は実績値

図5 女子の年齢階級別未婚者割合の変化：中位推計（平成4月9日）のモデル値

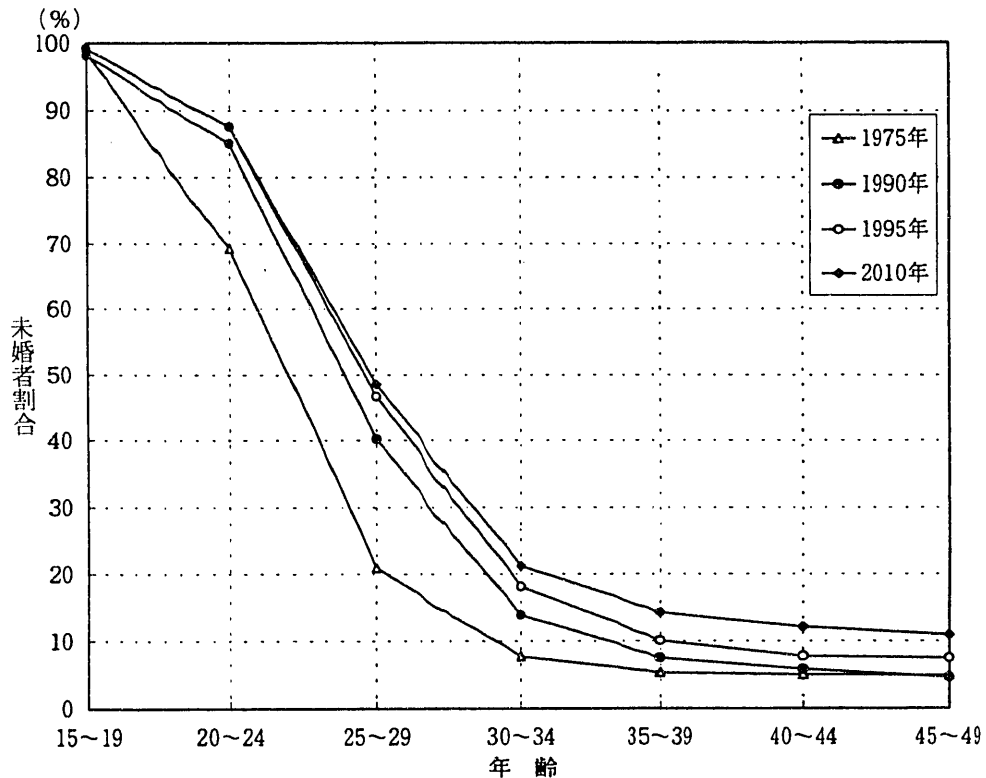
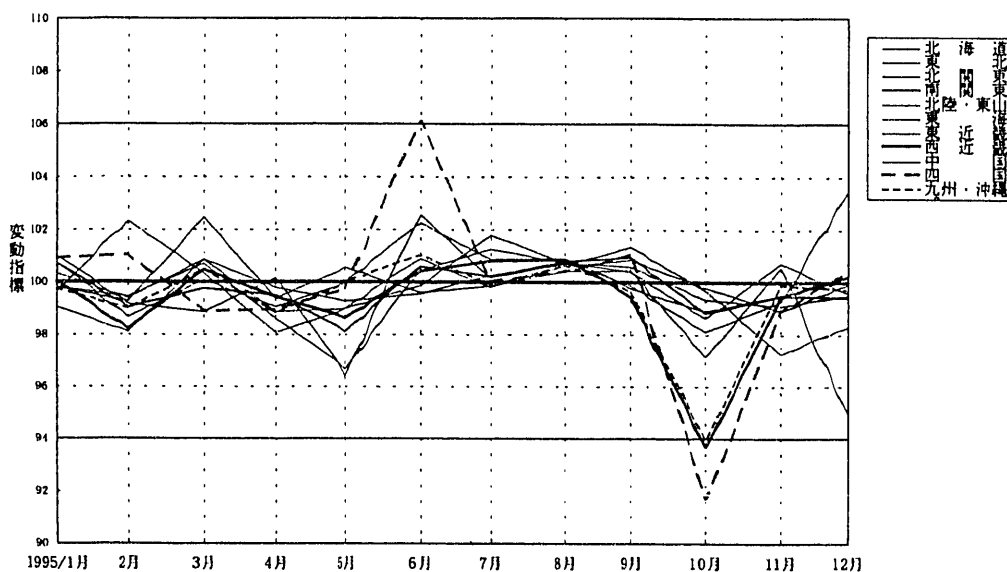


図6 季節変動, およびトレンドを除去した平成7年の出生数月別変動  
—地域ブロック別—



注：人口動態統計速報による。季節変動、トレンドの除去は米国センサス局 (X-HARIMA) による。

生変動が平成7年の合計特殊出生率の誤差の一部となっていた可能性があると考えられる。

(2) 出生率の反転について

第2の指摘である合計特殊出生率が将来反転して行くことの妥当性について検討することにした。人口学的にみれば、平成4年推計における合計特殊出生率の反転は、コーホートと期間(年次)出生率の構造的な関係によって生じている。すなわち、出生コーホート間で結婚年齢の上昇が続いたあと、これが終息する過程で、年次別にみた合計特殊出生率は一時的に極めて低い水準に達した後、その後反転するという人口学的なメカニズムが存在している。平成4年推計の出生率仮定値の反転は、このメカニズムを反映して表れている。

このメカニズムを説明するために、コーホートと期間の率の間に構造的な関係があるので、年次別に観察される合計特殊出生率(以下期間合計特殊出生率と呼ぶ)と出生コーホート別に観察した合計特殊出生率(以下、コーホート合計特殊出生率と呼ぶ)の概念について説明しておくことにしたい。

期間の指標である合計特殊出生率は次のように定義される。すなわち、期間合計特殊出生率は、仮にある年の年齢別女子の出生率にしたがって、1人の女子が一生涯にわたって出生活動を行ったときに期待される生涯の子供数である。

これをレキシスの図によってみると、ある年次に観察される率、例えば1995年の合計特殊出生率は、1995年に観察されるそれぞれの年齢別出生率が年齢を軸に合計されたものである。

表3 人口動態統計速報による月別出生数

月	平成6年(1994)	平成7年(1995)	平成8年(1996)
1月	102,717	104,764	101,217
2月	94,018	91,884	94,455
3月	102,124	99,801	97,345
4月	101,382	96,779	99,579
5月	107,547	103,065	106,362
6月	104,160	101,767	101,423
7月	111,573	107,745	109,884
8月	110,976	107,440	
9月	107,628	102,689	
10月	108,133	98,135	
11月	102,210	94,923	
12月	106,761	99,570	
年間合計	1,259,229	1,208,562	

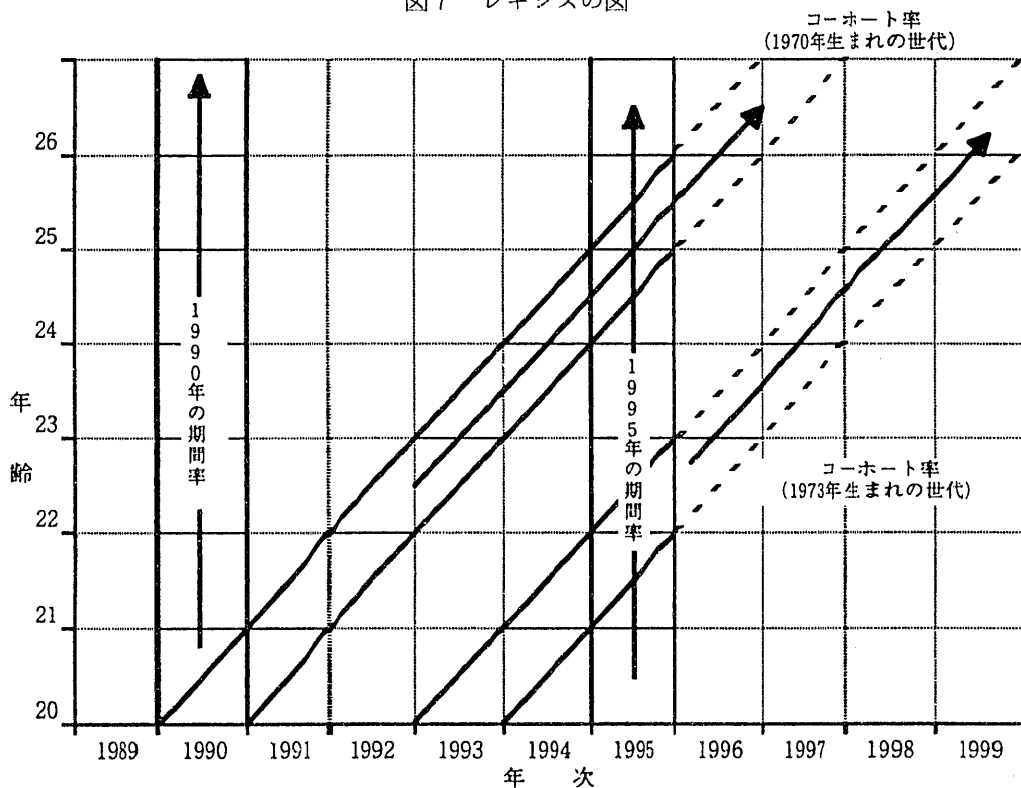
注：速報数値は在日外国人、在外日本人および前年以前の出生数を含むため、月報に基づく「概数」あるいは「確定数」とは一致しない。

期間合計特殊出生率は、この縦のボックスを積み上げたもので、これがあたかも実際の出生 cohorts (世代) で実現するものと仮定して置き換えてみたものである。したがって、期間合計特殊出生率は異なる出生 cohorts (世代) の異なる年齢断面を寄せ集めた指標である。このような指標の場合、結婚の変化が cohorts (世代) 間で起きているような場合、期間合計特殊出生率はみかけ上の変化を示すことがある。

これを詳しく検討するために、結婚の変化が cohorts 間で発生した場合、cohorts 合計特殊出生率と期間合計特殊出生率にどのような影響を及ぼすかシミュレーションによって確認することにしてしよう。ここで、cohorts における結婚の変化について3種類の変化を想定する。第1のケースは、cohorts の年齢別初婚率が高年齢に移動し、初婚年齢が遅れる、すなわち晩婚化をする場合である。第2のケースは、年齢別初婚率の分布が縮小する、すなわち非婚化現象が純粹に起きた場合である。第3のケースは、晩婚化・非婚化という、2つの性質の異なる結婚の変化が同時に起きた場合に、合計初婚率や合計特殊出生率にどのような影響を与えるのかをみたものである<sup>8)</sup>。

3つのシミュレーションを単純化するために、次の5つの仮定を各モデル共通においている。すなわち、①晩婚化モデル、非婚化モデル、晩婚化・非婚化モデルのいずれも、変化前の初婚率の年齢分布は等しい。②変化前の初婚年齢分布の合計は1で、出生した女子 cohorts の全員が年齢別初婚率にしたがい全員が結婚する。なお、平均初婚年齢は24.5歳を想定している。③変化後の初婚率の年齢分布は、それぞれのモデルの仮定条件によって決まるが、変化前から変化後の経過年数は10年間である。④出生は結婚後直ちに発生し、出生数は2.0人で、結婚した人の全員が2.0人を出生する。⑤離婚・再婚・死亡は発生しない。

図7 レキシスの図



8) 稲葉寿, 「期間合計特殊出生率とcohorts出生率の関係について」『人口問題研究』, 第178号, 1986年4月, pp.48-53.



### 1) 晩婚化モデル

各モデルに共通な仮定とともに晩婚化モデルでは、変化前の分布と変化後の分布の形状は等しいが、初婚の年齢分布が10年間で4歳高年齢へ動く、すなわち晩婚化の仮定を想定している。

晩婚化が純粋に起きる場合、年齢別初婚率は図8-1に示したAの年齢分布からBの年齢分布へ変化する。その際、年齢分布の面積（生涯既婚）に変化はなく、年齢分布の平均が年齢軸に沿って右側へシフトする。これが純粋に晩婚化のみ起きる場合である。したがって、生涯の未婚率には一切変化がない。この仮定のもとに、初婚年齢分布のAが10年後Bへと変化するシミュレーションを行った。

シミュレーション結果から得られた、コーホート合計特殊出生率と期間合計特殊出生率の変化は以下の通りである。

- ① 結婚の年齢のみがコーホート間で変化する場合、期間の合計初婚率は、コーホートの合計初婚率が全く変化することなく一時的に大きく低下する。
- ② この期間の率の一時的な低下は、コーホート初婚率の年齢シフト（晩婚化）によって、期間の年齢別初婚率上に別々の出生コーホートの低い初婚率が組合わさるために発生する。
- ③ 合計特殊出生率は、期間の初婚率変動の結果、一時的に極めて低い水準の出生率が出現する。
- ④ 初婚年齢が10年間で24.58から29.58歳へ上昇する場合、合計特殊出生率は最大2.0から1.4へと低下するが、長期的に元の水準2.0へ戻る。

このように晩婚化モデルの場合、結婚の年齢が上昇、すなわち結婚のタイミングが変化するだけであるから、すべての人々が最終的にすべて2人の子供を生むという前提のもとでは、コーホート合計特殊出生率は変化しない。ところが、期間合計特殊出生率は徐々に若い年齢から変化しはじめ、もっとも低い期間合計特殊出生率になる時点では年齢層の比較的高いところで、変化前の低い年齢別出生率と若い層の変化後の低い年齢別出生率が組合わさって、期間合計特殊出生率が低く表れる

図8-1 晩婚化モデルにおけるコーホート初婚率の変化

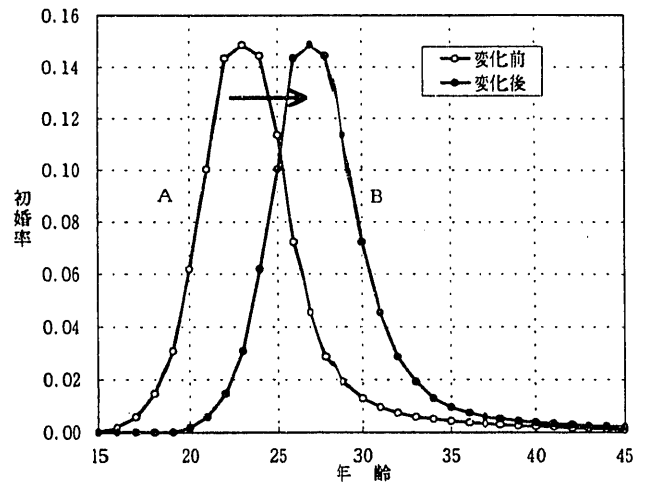


図8-2 晩婚化モデルにおけるコーホート合計初婚率と期間合計初婚率

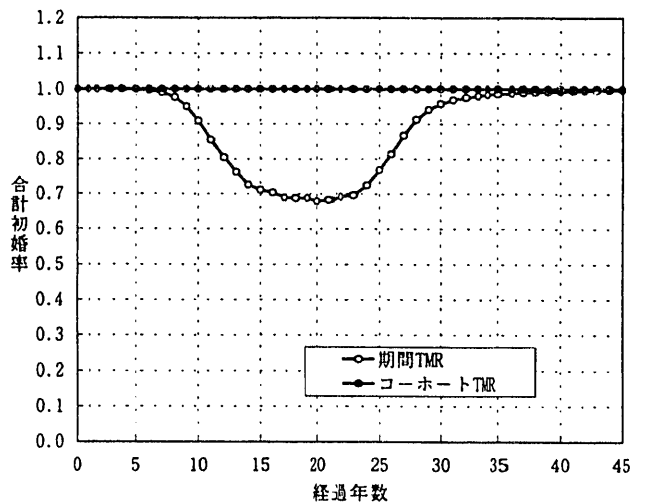
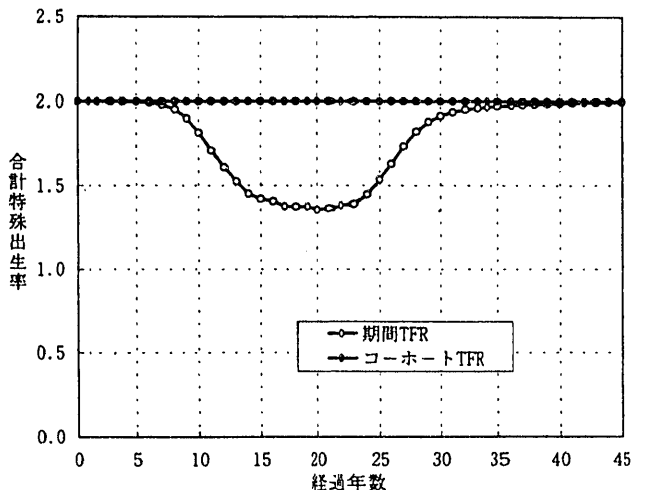


図8-3 晩婚化モデルにおけるコーホート合計特殊出生率と期間合計特殊出生率



という状態になる。このように、晩婚化モデルにみられる特徴は、一切非婚化という現象が起きていない状態で晩婚化のみ起きている場合、一時的に合計特殊出生率は極めて低い水準を構造的なメカニズムとして出現させてしまうことである。そして、長期的にはもとの期間合計特殊出生率の水準に戻るということを示している。

## 2) 非婚化モデル

非婚化モデルも晩婚化モデル同様に共通の仮定とともに、変化前の分布と変化後の分布の形状が異なり、すべての年齢で変化前の80%となることを想定し、初婚の頻度が10年間で変化前の80%へ減少する。すなわち生涯未婚者割合が0%から20%へ増加することを想定している(図9-1)。

シミュレーション結果から得られた、コーホート合計特殊出生率と期間合計特殊出生率の変化は以下の通りである。

- ① 結婚の年齢が変化せず、結婚の頻度のみコーホート間で変化する場合、期間の合計初婚率は、コーホートの合計初婚率の変化に即して低下する。
- ② この期間(年次)観察、コーホート観察の両方における低下は、生涯既婚率の低下(生涯未婚率の上昇)によって発生する。
- ③ 期間合計特殊出生率は、コーホート合計特殊出生率の変動と同様な水準変化が出現する。
- ④ 初婚年齢分布の水準変化が10年間で起きる場合、合計特殊出生率は長期的に元の水準2.0へ戻らない。

このように、非婚化という現象のみ起きた場合、コーホートの合計特殊出生率は生涯未婚率が0%から20%へ増加するため、コーホートの合計特殊出生率は1.6の水準へ直線的に低下をする。その後、20%の未婚率の上昇に見合う出生率水準である1.6の水準を維持する。

期間合計特殊出生率は徐々に低下し、そして25年後に1.6の水準に達し、その後一定となる。このように、コーホートにおいて晩婚化が起きる場合と非婚化が起きる場合では、期間の合計特殊出生率に表れる影響の仕方が、まったく異なるという違いが存在する。

図9-1 非婚化モデルにおけるコーホート初婚率の変化

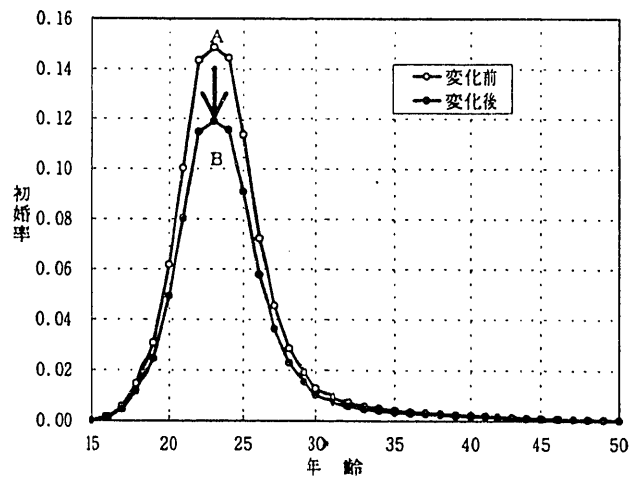


図9-2 非婚化モデルにおけるコーホート合計初婚率と期間合計初婚率

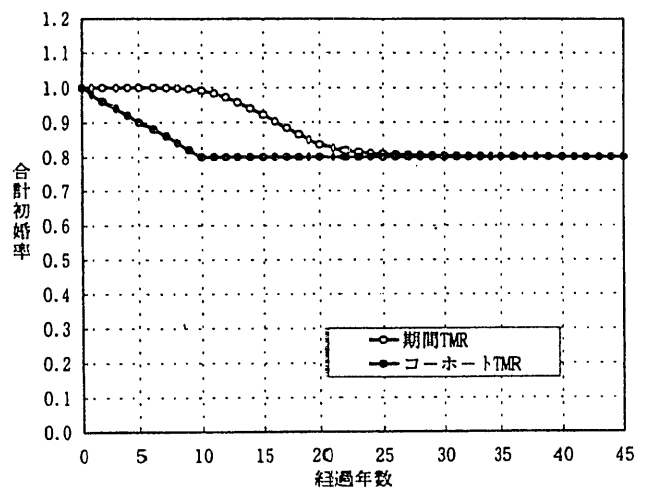
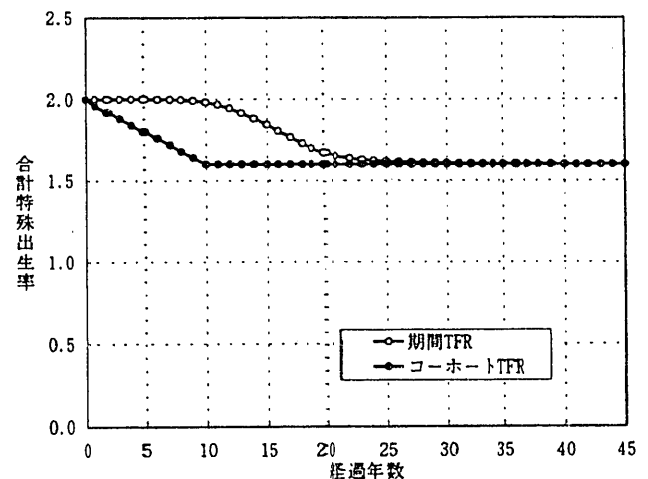


図9-3 非婚化モデルにおけるコーホート合計特殊出生率と期間合計特殊出生率



### 3) 晩婚化・非婚化モデル

晩婚化・非婚化モデルも同様に、共通の仮定と同時に、晩婚化・非婚化を表現する仮定、すなわち、変化前の分布と変化後の分布の形状が異なり、初婚の頻度が10年間で変化前の80%へ減少すると同時に、10年間にわたって結婚年齢が4歳上昇することを想定した。

晩婚化と非婚化が同時に起きた場合、図10-1の年齢別初婚率分布が、仮定で用いた2つのパターンである。分布のAは、変化前の全員結婚をするという年齢分布で、変化後の分布が、平均初婚年齢が5歳上昇し、なおかつ初婚率の年齢分布が20%縮小する。すなわち、生涯未婚率の割合が0%から20%に上昇する。

以上の前提のもとでシミュレーションを行った結果の特徴は次の通りである。

- ① 結婚の年齢と分布の形状変化がコーホート間で起きる場合、期間の合計初婚率は、コーホート合計初婚率が非婚化する分変化するが、それ以上に一時的に大きく低下する。
- ② この期間（年次）観察における一時的な低下は、コーホート初婚率の上昇（晩婚化）によって、期間の年齢別初婚率上に低い初婚率がかたまり組合わさるため発生する。
- ③ 合計特殊出生率は、期間の初婚率変動の結果、一時的に極めて低い水準の出生率が出現するとともに、非婚化のため、元の水準には戻らない。

このように、晩婚化・非婚化が同時に起きると、コーホート合計特殊出生率の水準が低下し、10年後に1.6という水準に到達し、その後一定である。そして、期間合計特殊出生率は、5年間程度2.0という水準がそのままの状態を推移したのち、その後急速に年次別の合計特殊出生率が低下し、そして20年程度経過したのち1.25内外の合計特殊出生率の水準を示し、その後1.6の水準へ戻り安定する。

以上、この晩婚化モデル、非婚化モデル、そして晩婚化・非婚化モデルという、結婚に関して3つを検証すると、晩婚化現象には必ず一時的に極めて低い合計特殊出生率が表れ、その後、合計特殊出生率は反転上昇するメカニズムが存在する。

図10-1 晩婚化・非婚化モデルにおけるコーホート初婚率の変化

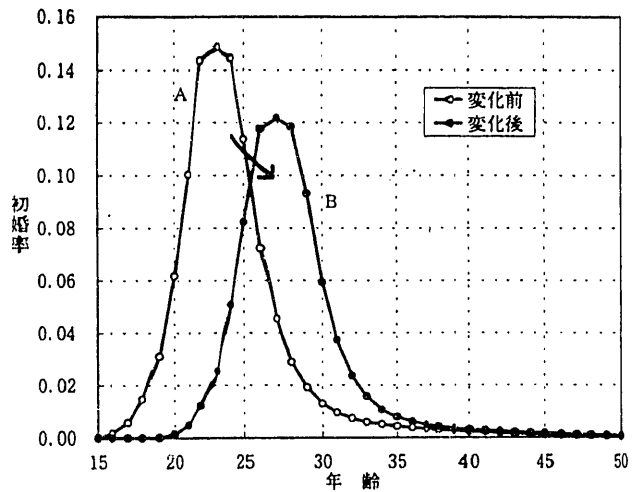


図10-2 晩婚化・非婚化モデルにおけるコーホート合計初婚率と期間合計初婚率

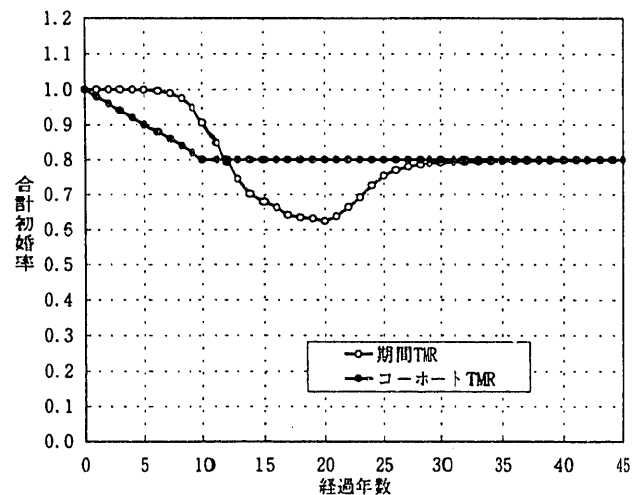
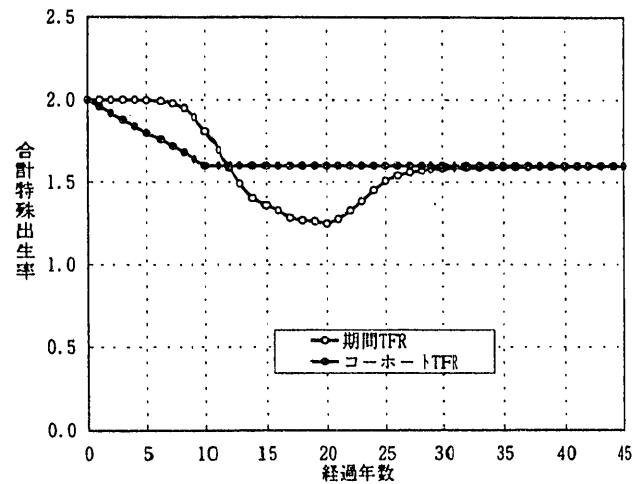


図10-3 晩婚化・非婚化モデルにおけるコーホート合計特殊出生率と期間合計特殊出生率



また、晩婚化・非婚化が同時に起きている場合においても、このようなメカニズムが存在することを示している。

したがって、期間で観察される合計特殊出生率は長期的に反転する合理的な根拠が存在することを意味している。

#### 4) 年齢別初婚率変化の実態と出生率反転の妥当性

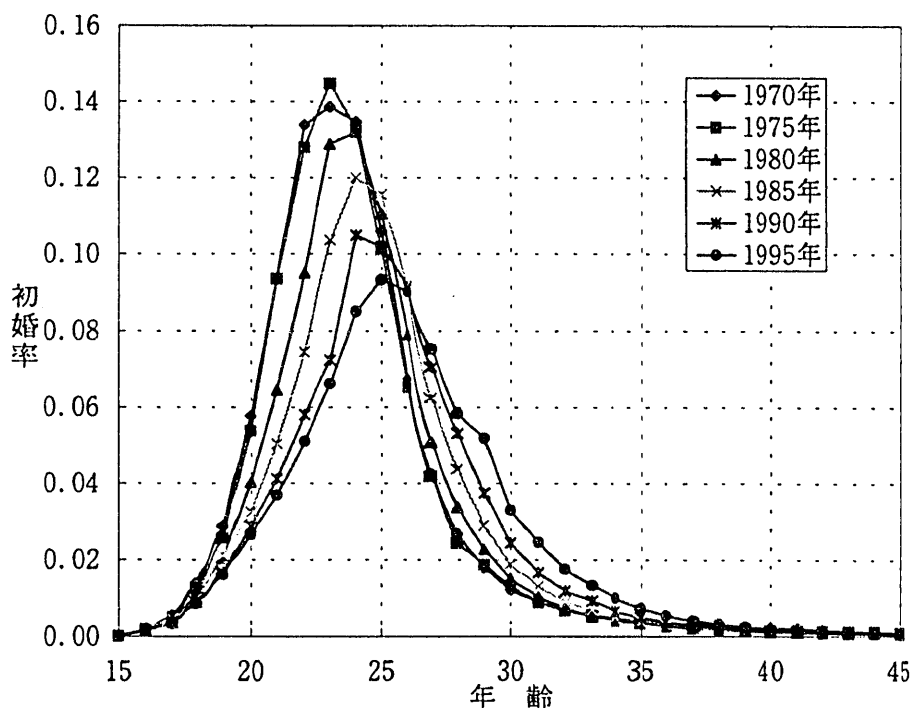
モデルによる検討を踏まえ、次に現実のデータにおいて、前記のような結婚の変化が現実には観察されるのかどうかを確認したい。

人口動態統計によって観察される年次別の年齢別初婚率を1970年から1995年について比較したものが図11である。1970年から1995年にかけて起きている変化の特徴は、25歳未満のところでは非常な勢いで初婚率の低下が起きている。つまり、25歳未満の若い年齢層では、年齢別初婚率が低下をしてきている。そして、25歳以降30歳代後半にかけては、年齢別初婚率が上昇傾向にあるということが確認できる。図12では、破線によって示したのが1985年から1990年の女子の年齢別初婚率の増加率である。図中の実線が1990年から1995年の年齢別初婚率の増加率である。

この図から明らかなことは、1980年代後半では、20代の前半を中心として初婚率増加率がマイナスの符号を示し、初婚率の低下が強かったということである。すなわち、初婚率が1985年から1990年間で低下し、その勢いが1990年から1995年間のそれより非常に強かったということを示している。そして、30歳代についてみると、年齢別初婚率の増加率にプラスの符号がみられ、1980年代後半においても30歳代の初婚率が増加をする傾向がみられる。

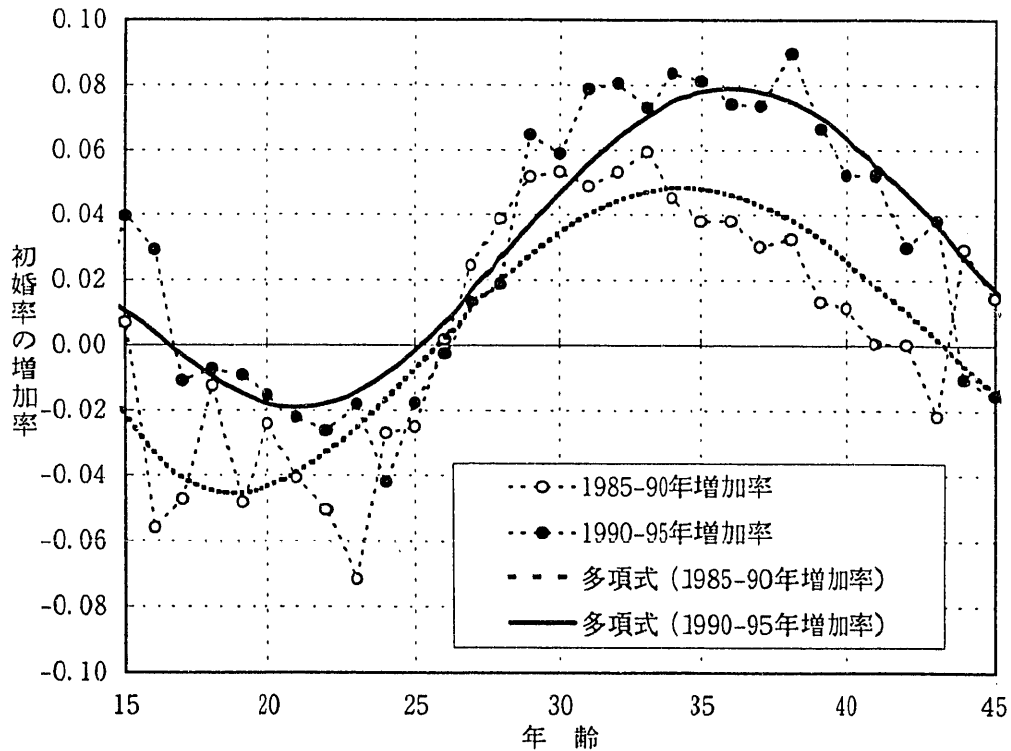
これを1980年代後半と1990年代前半との比較でみると、20歳代についてはマイナスの増加率が小さくなってきている。すなわち、20代において初婚率低下傾向が減速し、未婚化の勢いが20代前半で弱まってきているという兆候がみてとれる。

図11 女子の期間（年次）別の年齢別初婚率：1970～1995年



注：初婚率は人口動態統計の年齢別初婚数を国勢調査の年齢別人口で除した値である。

図12 女子の年齢別初婚率の年齢間増加率



さて、20代後半から30代については、1980年代後半よりも1990年代後半の初婚率の増加率が高くなってきている。すなわち、20代後半から30代で結婚する勢いは、80年代後半よりも90年代後半のほうが強くなってきているという傾向がみられる。このような期間の年齢別初婚率の変化に表れている現象は、先にみたシミュレーションの結果と照らし合わせてみると、晩婚化・非婚化現象が実際の現象として認められるということである。そして、このような晩婚化・非婚化現象は、いまだに1990年代に入っても続いているということを示唆している。

### (3) 長期的な将来の出生率の水準について

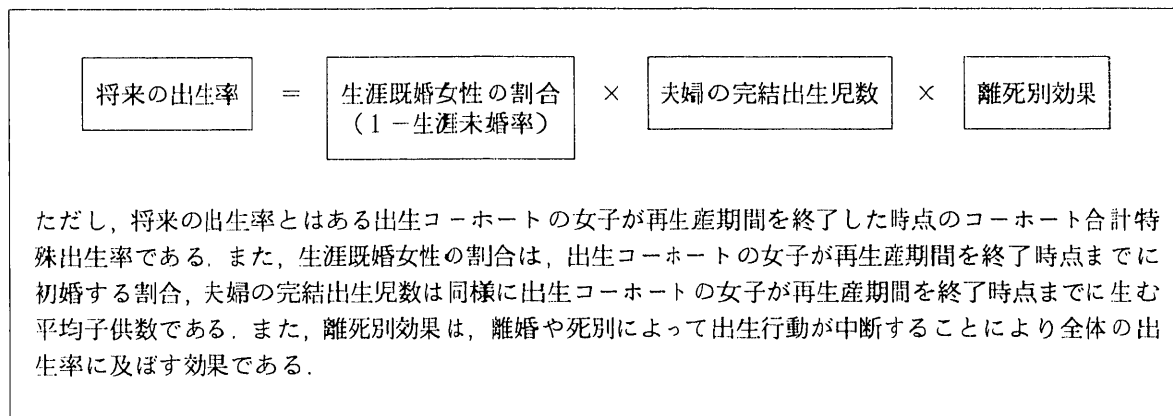
将来の期間合計特殊出生率が長期的に1.80の水準に上昇することに関して次にみることにしよう。平成4年中位推計の結果によれば、合計特殊出生率は反転ののちに最終的に1.80の水準に上昇するという仮定設定を行った。この水準は、その後明らかになった結婚動向に関するデータを検討したうえで、再評価をする必要がある。

中位推計の仮定の基本的な考え方として、第1に新推計に用いる出生率予測法は、平成4年推計において用いた統計数理手法によるパラメータモデル、すなわちコーホートの年齢別出生順位別出生率を平均初婚年齢、生涯未婚率、夫婦の完結出生児数によって推定する方法を用いる。

第2として、短期の出生率予測法の見直しに関し、コーホートの出生率の予測法に短期の出生率トレンドを反映させるために、時系列の趨勢との間で調整を行い出生率の予測精度の改善を行う。

第3として、長期の出生率仮定の見直しに関して、最終的にコーホートにおいて実現される出生率は、3つの要素によって決まっていく。すなわち、①将来のコーホートで実現される生涯の女性の結婚割合（生涯未婚率の余数である）、②将来のコーホートのうち結婚した夫婦が生む子供の数の水準、そして③将来のコーホートにおける離婚や死別によって生じる出生過程が中断する夫婦の出生への影響の度合いの3要素である。

図13 長期の出生率を規定する要素



上記要素のうち、まずコホートにおける生涯既婚（生涯未婚）の要素は、現在の結婚の動向の分析に基づいてみると、晩婚化の趨勢と非婚化の趨勢が同時に進行しており、その趨勢は変化の途上にあると考えられる。

したがって、将来の初婚率の趨勢は、これまで続いている晩婚化現象、すなわち20歳代前半における初婚率の低下にみられる晩婚化現象が続くと同時に、20歳代後半から30歳代前半の初婚率上昇によって遅れた結婚がある程度取り戻される。しかしそこには限界があると考えられ、そのため、年齢別初婚率の検討から将来の生涯未婚率は、現在の4.5%台の水準から前回推計で予測した水準を上回るものと考えられる。

次に夫婦の子供数についてみると、夫婦の完結出生児数の動向は、これまで人口問題研究所が実施してきた出生動向基本調査のデータから観察する限り、夫婦の完結出生児数の水準には大きな変化はみられない。結婚15～19年を経過した夫婦については2.20前後を維持している。しかも1970年代から90年までこの状況に大きな変化がみられない。

ただし、これは結婚持続期間15～19年を経過した夫婦の数値である。若い世代については表5によって手がかりを得ることができる。これは20代前半、あるいは20代半ばから30代前半の人々の予定子供数、これまで生んだ子供の数にこれから生む予定の子供の数を足したものであるが、およそ2.21という水準である。

しかしながら、第7次から第10回の

表4 各回調査における平均出生児数  
(結婚持続期間15～19年)

調査	平均出生児数
第1回調査(1940年)	4.27人
第2回調査(1952年)	3.50
第3回調査(1957年)	3.60
第4回調査(1962年)	2.83
第5回調査(1967年)	2.65
第6回調査(1972年)	2.20
第7回調査(1977年)	2.19
第8回調査(1982年)	2.23
第9回調査(1987年)	2.19
第10回調査(1992年)	2.21

注：初婚同士の夫婦による。

資料：厚生省人口問題研究所『日本人の結婚と出産』1994年。

表5 妻の年齢別平均予定子供数の推移

妻の年齢	第7回 (1977年)	第8回 (1982年)	第9回 (1987年)	第10回 (1992年)
20～24	2.19人	2.25	2.26	2.25
25～29	2.15	2.29	2.35	2.21
30～34	2.21	2.23	2.28	2.21
20～29	2.16	2.27	2.33	2.21

注：予定子供数は調査時点における夫婦の生存子供数に「あなた方夫婦はあと何人子供を生むつもりですか」という質問で捉えた追加予定子供数を加えたものである。

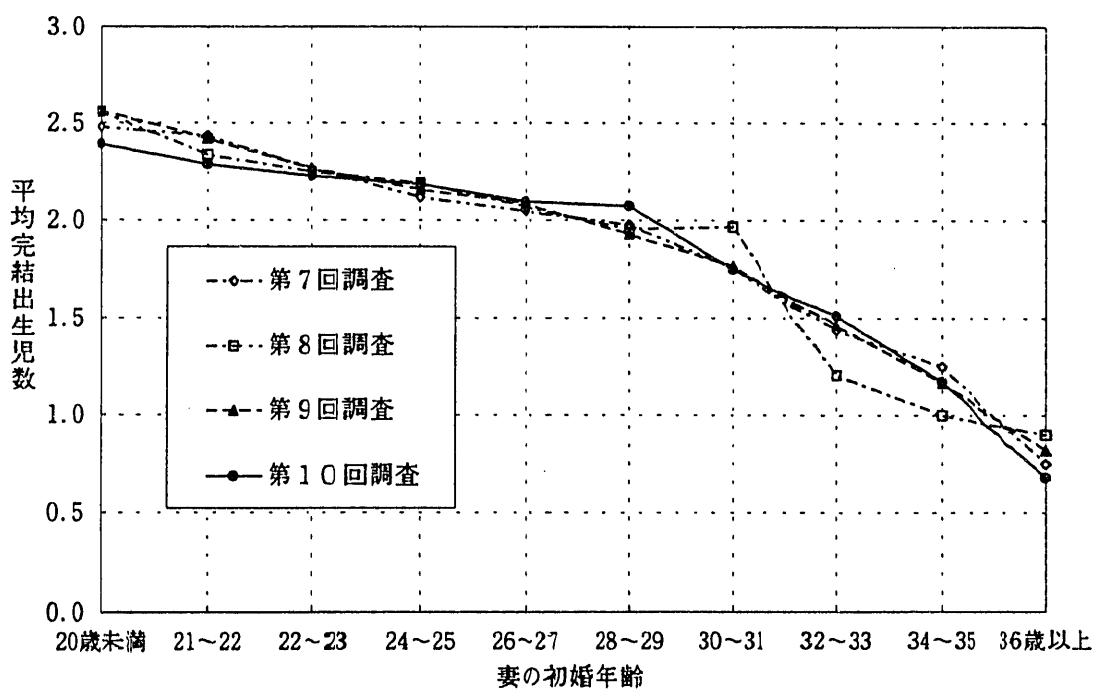
資料：厚生省人口問題研究所『日本人の結婚と出産』1994年。

表6 妻の初婚年齢別にみた夫婦の平均完結出生児数  
：第7～10回出生動向基本調査（調査時、妻40～49歳）

初婚年齢	第7回調査	第8回調査	第9回調査	第10回調査
	1932. 6～1937. 5 生まれ (N=1551)	1932. 6～1942. 5 生まれ (N=2807)	1937. 6～1947. 5 生まれ (N=3162)	1942. 6～1952. 5 生まれ (N=3912)
20歳未満	2.48	2.56	2.56	2.39
21～22歳	2.43	2.34	2.42	2.29
22～23歳	2.27	2.25	2.27	2.23
24～25歳	2.12	2.19	2.16	2.19
26～27歳	2.05	2.07	2.09	2.10
28～29歳	1.98	1.96	1.93	2.07
30～31歳	1.76	1.97	1.77	1.75
32～33歳	1.44	1.21	1.46	1.51
34～35歳	1.25	1.00	1.17	1.17
36歳以上	0.75	0.90	0.82	0.68
不詳	2.16	2.18	2.20	2.21
総数	2.19	2.21	2.20	2.17

注：第7回調査のみ調査時の妻の年齢40～44歳についての値。

図14 各回調査による初婚年齢別にみた平均完結出生児数  
：第7～10回出生動向基本調査



調査によって得られた初婚年齢別完結出生児数データをもとにして、妻の結婚したときの年齢別に生み終えた時点の子供数の平均値を縦軸に取り観察すると、明らかに妻の結婚年齢が上昇すると、一生涯にわたって生む子供の数が減少するという相互関係が存在しているということが分かる。したがって、夫婦の完結出生児数の動向から、今後初婚年齢の上昇が見込まれるもとの、夫婦完結出生児数は今後若干低下するものと考えられる。

3つ目の要素である出生過程が中断する夫婦のコーホート出生率への影響度合いを考慮する必要がある。これについては、第7回から第10回出生動向基本調査、ならびに人口動態統計によってその影響効果を係数として推定することができる。この推定結果をみると、おおよそ0.95、あるいは0.96内外の値が観察されている。

表7 出生動向基本調査に基づく離死別効果係数

調査名・年次, 出生コーホート	推定離死別効果係数*
第9次出産力調査(1987年調査) 1937~39年生まれ 1940~44年生まれ	0.9686 0.9530
第10回出生動向基本調査(1992年調査) 1942~44年生まれ 1945~49年生まれ	0.9582 0.9623

$$* \text{離死別効果係数} = \frac{(\text{1女子当たり完結出生児数})}{(\text{生涯既婚率}) \times (\text{夫婦の完結出生児数})}$$

以上の検討から、新推計における長期的なコーホート出生率の仮定設定に関しては、完結出生児数の水準低下が初婚年齢の上昇にしたがってみられるということをもととし、また、女性の生涯既婚割合が生涯未婚率の上昇に伴って低下することを前提として、長期の出生率の仮定設定を行うことが新推計の基本的な考え方である。

#### 4. 新推計の仮定設定に向けて

過去に実施された将来人口推計における出生率仮定の設定方法は、出生率変動の人口学的分析が進むとともに、より複雑な予測手法へと改訂されてきた。現在進められている新推計は、基本的には平成4年推計において用いられた仮定設定の手法を踏襲し、パラメータ設定の検討を通して全体の精度改善を行うことになる。平成8年11月末には国勢調査全数が公表される予定であり、またそれに続き平成7年人口動態統計の確定数が公表される予定である。これらのデータをもとに仮定設定の細部について検討を行い、将来人口推計を行う予定である。