

『出生率と初婚率予測モデルの精緻化に関する研究』

主任研究者 稲葉 寿

1. はじめに
2. 出生率と初婚率予測モデルの精緻化に関する課題
 - 1) 将来の出生率予測の手順
 - 2) コーホート年齢別初婚率精度の検証
 - (1) 婚姻データについて
 - (2) 婚姻の届け出状況
 - (3) 女子の年齢別初婚数の届け出状況
3. コーホート初婚率データの改訂
 - 1) 率算定の分母人口の検討
 - 2) 女子の年齢別初婚数の改訂
 - 3) 改訂初婚数および率の改訂
 - 4) コーホート初婚率の検討および改算
 - 5) コーホート初婚率の改算結果の概要
4. 初婚率の将来予測：試算結果
 - 1) 将来初婚率の予測方法
 - 2) 将来初婚率の推定結果の概要
 - 3) コーホート年齢別初婚率増加率からみた結婚変動
5. 本年度研究のまとめと課題

『出生率と初婚率予測モデルの精緻化に関する研究』

1. はじめに

人口予測において出生率の将来動向をどのように仮定するのかという問題は、将来予測一般が持つ課題を必然的に内包している。すなわち、今後将来人々が取る行動の多くは、必然的に将来の社会・経済的諸条件によって多くが規定され、現在の段階で予測可能な将来の動向は、過去の経験から導かれた一定の経験法則や定式化された一定の挙動範囲から推定されるものである。

本研究においては、現在の出生率予測技術が到達している水準の評価から、その予測精度改善の可能性を探ることにある。平成9年度研究においては主として数理人口学的観点からその理論研究を主として行った。本年度の研究は、实际的に精度改善のための人口学的分析に主眼をおいた。

出生率と初婚率予測モデルの精緻化に関しては、基礎データ問題が存在する。本研究では、まず、第一に予測モデル手法とデータとの関係を検討する。そして、第二に既存データの改訂作業を行う。とくに出生率予測の前提となる初婚データは、実際の結婚の開始と届け出での間にタイム・ラグが存在し、それが時として初婚率や生涯未婚率の過小・過大推定の原因となり、出生率予測を大きく狂わす要因となる。たとえば、全く補正を行っていない年齢別初婚数に基づく1995年の年齢別初婚率の累積値は0.7385、そして50歳時の生涯未婚率は0.2615となる。この水準の数値がそのまま人口予測の仮定設定に適用されると、仮に夫婦の完結出生児数が2.0であったとしても、合計特殊出生率は1.477と推定されることになる。したがって、この初婚率の精度の問題が出生率推定にとって大きな問題となる。

以下の各節においてまず「出生率と初婚率モデルの精緻化に関する課題」を整理し、続いて初婚率モデルの改訂について論じることにした。

2. 出生率と初婚率予測モデルの精緻化に関する課題

1) 将来の出生率予測の手順

将来人口予測における最大の課題は、将来の出生率をいかに精度良く予測するかにある。これまで、様々な手法が提案されてきているが、手法上多くの課題を残している。たとえば、経済学的手法においては、出生率の変動を女性の労働力率、相対賃金などから予測するが、経済変数そのものは別の予測にたよるため、結果的に予測精度が落ちる弊害がある。そのため、公的推計では、主として人口学的変数によって構成される人口学モデルを利用するのが一般的方法として採用されている。また、一方人口学的モデルにおいても、その基礎となるデータに関して補正などの問題が存在する。

平成9年1月に国立社会保障・人口問題研究所が公表した「日本の将来推計人口（平成9年1月推計）」において、出生率予測は次のように行われている。すなわち、長期のコホート年齢別出生率は、基本的に各出生コホートの年齢別初婚率分布によって発生す

る有配偶女子の出生行動によって決まる。そして、最終的に実現される出生率水準、すなわち長期のコホート合計特殊出生率は、目標となる出生コホートの年齢別初婚率（平均初婚年齢とその分散）、ならびに生涯未婚率に基づいて、コホートの年齢別初婚率を推定する。そして、推定された年齢別初婚率と過去の出生動向基本調査から得られた初婚年齢と完結出生児数の経験モデルから出生コホートの既婚女子の平均出生児数が推定される。ただし、結婚したのち離婚や死別によって出生率は若干の影響を受けるため、離婚死別の影響効果を係数として指標化し加味されている。それら各係数の推定の後、最終的に長期のコホート合計特殊出生率は、次の算定式によって求められている。

$$\text{コホート合計特殊出生率} = (1 - \text{生涯未婚率}) \times \text{夫婦完結子供数} \times \text{離死別効果係数}$$

なお、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（累積既婚率）の余数である。さらに、夫婦完結子供数は50歳時の既婚女子の平均子供数である。この夫婦完結出生児数は、過去の出生動向基本調査からモデル化された妻の初婚年齢別完結出生児数分布モデルに平均初婚年齢をパラメータとして与えることによって推定されている。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ている。

上記算定を具体的に行うには、目標となる女子出生コホートについて、(a)生涯未婚率と平均初婚年齢を推定し、(b)推定した平均初婚年齢に基づいて初婚年齢別の平均出生児数を推定する。さらに、(c)離死別効果係数をそれぞれ推定する必要がある。

出生率予測においては、目標コホートが用意され、この目標コホートの初婚パターンと出生パターンを予測することになる。平成9年の推計においては、1995年現在で15歳の1980年生まれのコホートが目標コホートとして設定されている。このコホートが目標コホートとして採用された理由は、このコホートの結婚と出生行動が終了するのが50歳時、すなわち2030年であり、相当将来の出生率を反映することであった。また、推計時現在15歳の女子コホートは近年の結婚行動の変化や出生行動の変化の延長線上にあるコホートとしてそれほどかけ離れたコホートではないと考えられている。仮に推計時点で25歳のコホートを目標コホートにする場合、2020年以降の結婚と出生行動を固定化することになる。また一方、現在5歳の女子コホートを目標コホートとする場合には、彼女らが経験する結婚や出生行動が相当遠い将来となり、現在の結婚行動の変化からそれを予測することは難しい。したがって、平成9年推計では、目標コホートが1980年出生コホートに定められている。

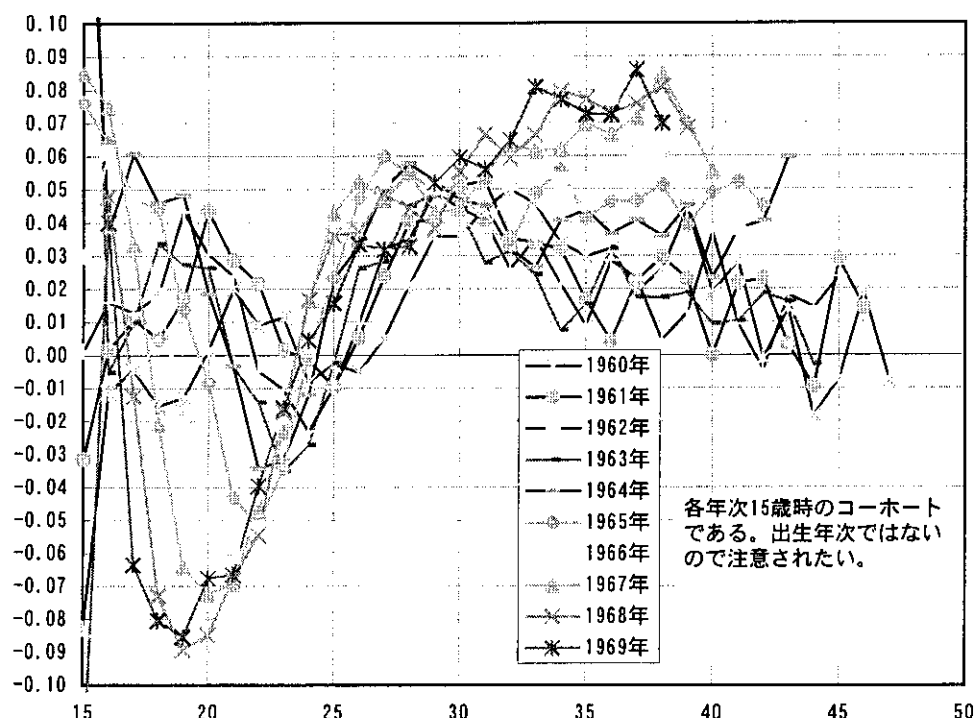
目標コホートの年齢別初婚率の推定は、次の様に行われている。すなわち、目標コホートである1980年出生コホートの初婚率推定に先だって、1935年以降の出生コホートについて年齢別初婚率が算定されている。これらのコホート年齢別初婚率に基づいて、各コホートの平均初婚年齢と生涯未婚率が推定されている。なお、推定に当たっては、結婚行動の終了していないコホート、たとえば1960年出生コホートは1995年現在で35歳であり、今後の年齢においても当然初婚が発生する。このような出生コホートについては35歳以降の初婚率分布を対数ガンマモデルによって推定されている。その結果得られ

た1935年から1965年生まれまでの平均初婚年齢と生涯未婚率の関係がモデル化され、将来のコーホート平均初婚年齢と生涯未婚率推定の根拠とされている。

1935年から1945年までの平均初婚年齢と生涯未婚率の関係は、戦争末期に生まれた2つの出生コーホートを除き、平均初婚年齢は24歳前半、生涯未婚率は4%前半と早婚・皆婚型で安定していた。1946年から1960年の出生コーホートは1960年代後半から結婚行動に入り始めたが、これらのコーホートから徐々に平均初婚年齢の上昇と生涯未婚率の上昇をみせ始めた。そして1961年から65年出生コーホートについてみても同様な傾向が推定される。これらの出生コーホートにおける平均初婚年齢と生涯未婚率の変化から将来実現されるであろう1980年出生コーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率は、これら過去の出生コーホートが示してきた変化の延長線上にあるものと仮定している。

次の問題としては、1980年出生コーホートの年齢別初婚が過去の延長線上にあるとしても、具体的に彼等の平均初婚年齢や生涯未婚率がどの程度になるのかは、将来において発生する初婚のために予測することは難しい。平成9年推計では、1980年出生コーホートが実現するであろう平均初婚年齢と生涯未婚率を別途シミュレーションによって様々なレベルで推定されている。

図1. コーホート年齢別初婚率のコーホート間増加率



コーホート別に年齢別初婚率を観察し、コーホート間で増加率を観察すると、若い年齢層でマイナスが強くあった場合、その後の年齢においてコーホート間初婚率の増加率にプラスの増加率が強くあわれる傾向に着目した。このコーホート初婚率増加率を過去のデータから経験モデル化を行い、取り戻し水準別の初婚率増加率を推定する。

この年齢別初婚率が今後様々な水準で取り戻しが起きる場合の年齢分布を過去の年齢別初婚率の増加率から想定した。そして、年齢別初婚率の増加率は1980年出生コーホートに

向けて増加率ゼロに収束するものと仮定した。この仮定に基づいて、1995年以降の各年齢別初婚率を年齢別初婚率増加率によって推定すると、1970年出生コーホートにおける初婚率増加率の取り戻し水準別の1980年出生コーホートの年齢別初婚率が推定できる。

上記が平成9年1月推計における1980年出生コーホートのコーホート出生率を推定するための基本パラメータの設定手法である。

ここでもっとも重要なことは、出生率変動が、第一に結婚変動と第二に夫婦の出生行動に依存していることである。そして、結婚変動には、初婚の発生分布（初婚の年齢分布）と初婚のプレバランス（生涯未婚の量）に依存しており、また夫婦の出生行動の変化は、これも初婚のタイミングに大きく依存していることである。したがって、人口予測においては、出生率仮定設定における年齢別初婚率の正確性がもっとも重要な要因であると言えるのである。

2) コーホート年齢別初婚率精度の検証

(1) 婚姻のデータについて

今日の出生率低下ならびに少子化の主要因は、配偶関係構造の変化、すなわち結婚状態の変化によるものである。配偶関係構造は、結婚、離婚、死亡の動向により決定付けられるが、とりわけ、結婚の動向に左右される。

結婚の動向が、最終的に出生率に影響を及ぼすのは、わが国の場合には、結婚内からの出生が全出生に対して99%と、そのほとんどが結婚状態から発生している。そのため、出生率の変化は、ほぼ婚姻率の変化によって説明される。すなわち、結婚した夫婦の出生率（出産歴）に大きな変化はなくとも、出生の発生母体である有配偶人口が減少することにより、出生数は減少する。また、結婚の開始年齢が上昇することは、再生産期間の短縮を意味し、その結果、出生減を生じさせる。

結婚に関する統計は、戸籍法による「婚姻届」および「離婚届」から作成された『人口動態統計』により、結婚の発生とその解消の件数が得られ、一方『国勢調査』によって配偶関係別人口、すなわち結婚状態の把握が可能である。しかし、『人口動態統計』によるものは法律婚（届け出主義）であるのに対し、『国勢調査』は事実婚（事実主義）と、その定義は異なっている。そのため、既存の公的統計では、法律婚の発生件数および事実婚の状態の把握は可能であるが、法律婚の状態および事実婚の発生についての統計は得られない。

そのように『人口動態統計』によって得られる婚姻数は、実際に発生した結婚数とは必ずしも一致せず、さらに晩婚化の基礎統計として用いられる年齢別結婚統計については、「その年に結婚生活に入ったもの」に限定されるため、実際との乖離が生じている可能性がある。

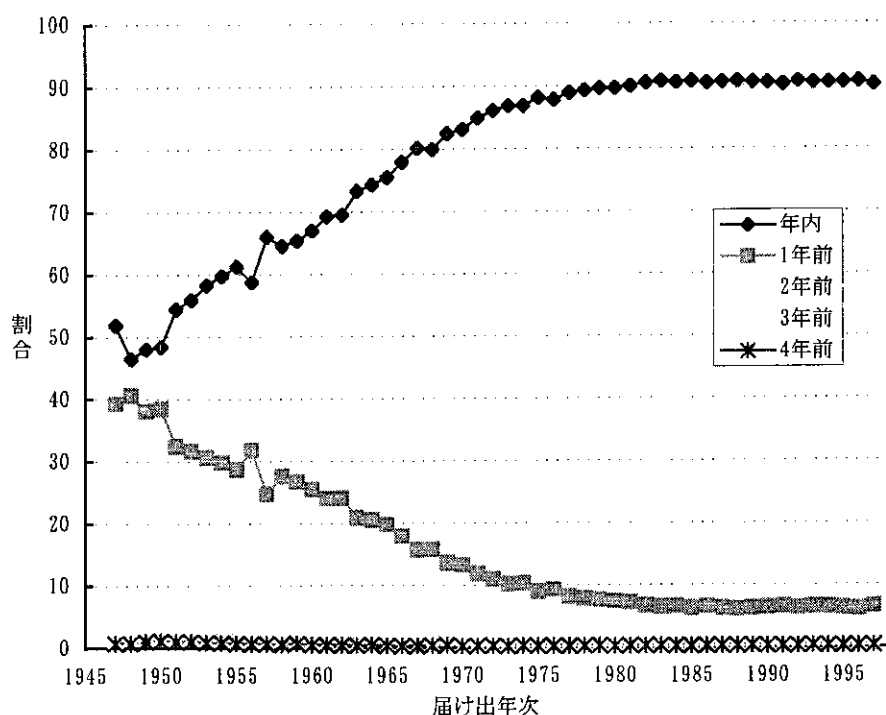
事実婚と法律婚との差が生じる原因は、事実の発生から届け出までの時間的なズレによる経過的要因と思想・信条等に起因した終生的要因の2つによる。石川は、『人口動態統計』から得られる事実の発生から届け出までの期間、すなわち経過的要因について分析し、事実婚の発生および状態を推定した。（石川 晃「わが国における法律婚と事実婚」厚生省人口問題研究所『人口問題研究』第50巻第4号、1995年1月）

また、『人口動態統計』による婚姻、離婚、死亡をコーホート毎に累積し、『国勢調査』による配偶関係構造との検証を行った。（石川 晃『わが国女子の世代結婚表：1950～87年 ―配偶関係別人口割合の推定―』厚生省人口問題研究所 研究資料第261号、1989年10月）

（2）婚姻の届け出状況

結婚生活に入ってから婚姻届けが出されるまでの期間別割合をみると（表1、図2参照）、届け出総数のうち、同一年内中に結婚生活に入ったものの割合は、1950年にはほぼ半数であった。その後急速に改善され、1970年には8割を超え、近年にはほぼ9割に達している。また、それを反映し、結婚生活に入った翌年に届け出るものは、1950年の40％程度から近年の6％まで減少してきている。ちなみに、2年以上のものは、1950年には13％であったが1997年には僅か3％となってきており、これは婚姻届け出の励行が着実に進行してきたことによるものである。とはいえ、年齢別の婚姻統計は、同一年内中に結婚生活に入ったものみの集計結果であり、近年における結婚の分析で最も重要な晩婚化指標の基礎データである年齢別婚姻数として十分なものとはいえない。また、より精緻な分析を行うためには、届け出の有無に係わらず、実際に結婚生活を開始した年齢別婚姻数が必要となる。

図2 結婚から婚姻届出までの期間別割合



（3）女子の年齢別初婚数の届け出状況

出生率に直接的に影響を及ぼすのは、女子の初婚数である。そこで、初婚の妻の届け出状況について検討する。

まず、図3によって初婚の妻の年内届け出状況の変遷をみると、全婚姻の場合とほぼ同

様な傾向を示すが、その水準は約3ポイントほど高率に位置しており、近年では92～93%の水準で比較的安定している。つぎに、そのような届け出状況について、年齢別にみることにする。ただし、年齢別の婚姻統計は発生時の年齢について集計されるため、年内届け出のみしか統計がない。そこで、年内届け出に対して、1年後に届け出た率を1975～1995年データによってみると、図4のようになった。

図3 初婚の妻の年内届け出率

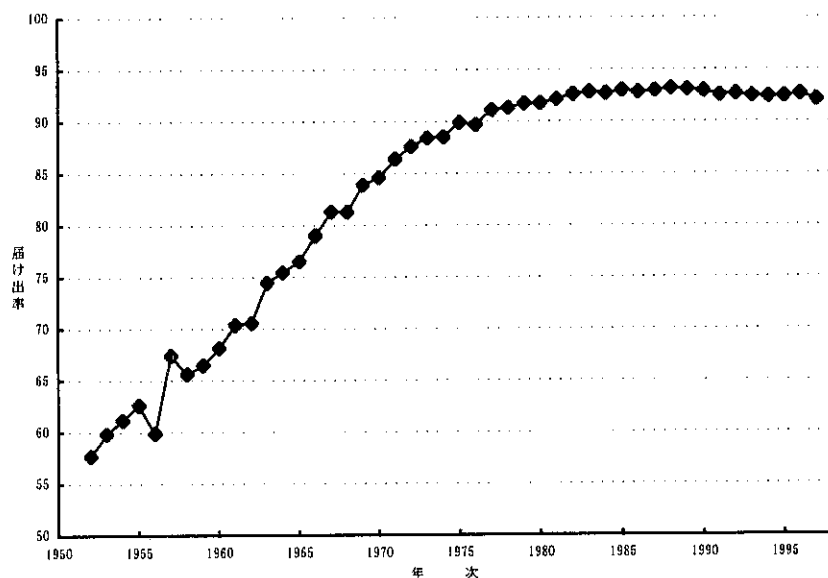
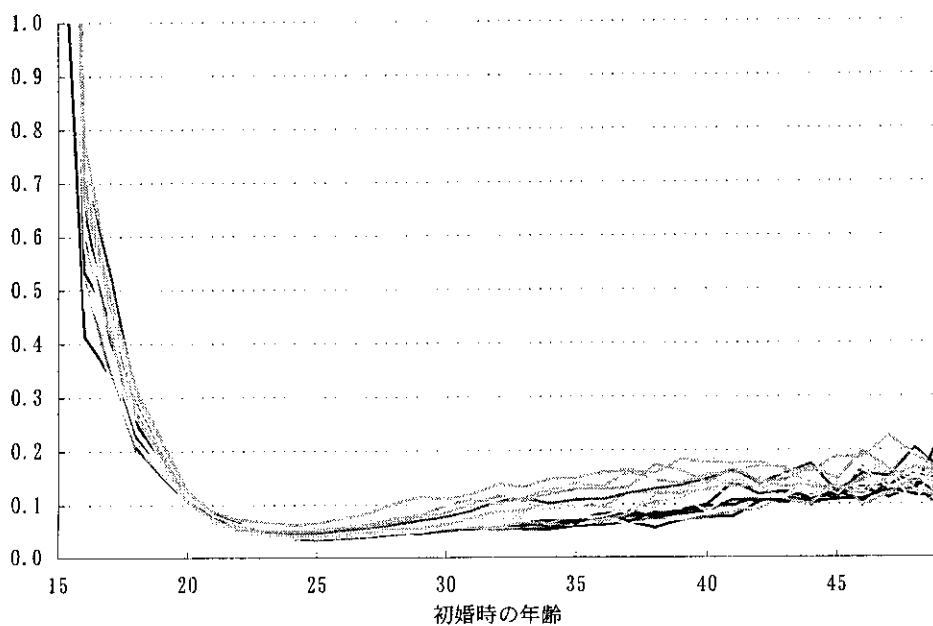


図4 妻初婚時の年齢別1年後届け出率（対年内届け出）：1975～1995年



ここでの年齢は、届け出時の年齢ではなく、結婚の発生時の年齢である。それによると、10歳代では極端な高率を示し、20歳代になる低率となる。ほぼ24歳前後の年齢で最も低くなり、その後緩やかに上昇する。概ね、20歳代は5%程度であり、30歳代に10%、40歳代が10～20%の水準を示している。図2で示したように届け出遅れ（年内以外）の率は10%であり、そのほとんどは1年後に届けられている。そして、年内届け出に対して1年後に届け出る年齢別のパターンも比較的安定していることが分かる。さらに、2年後、3年後についても同様にみると（図5、6参照）、その率は微小ながらもほぼ同じ傾向を示している。

図5 妻初婚時の年齢別2年後届け出率（対年内届け出）：1976～1994年

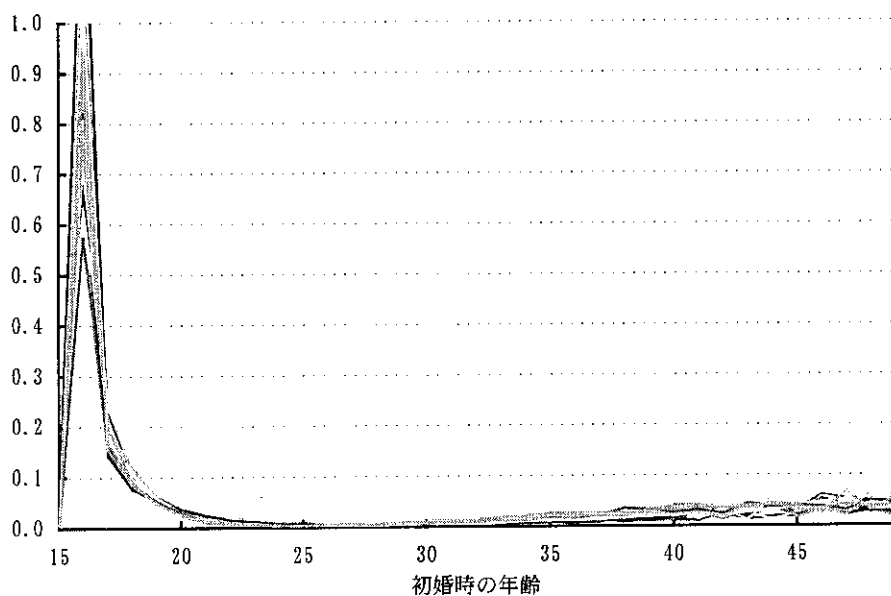
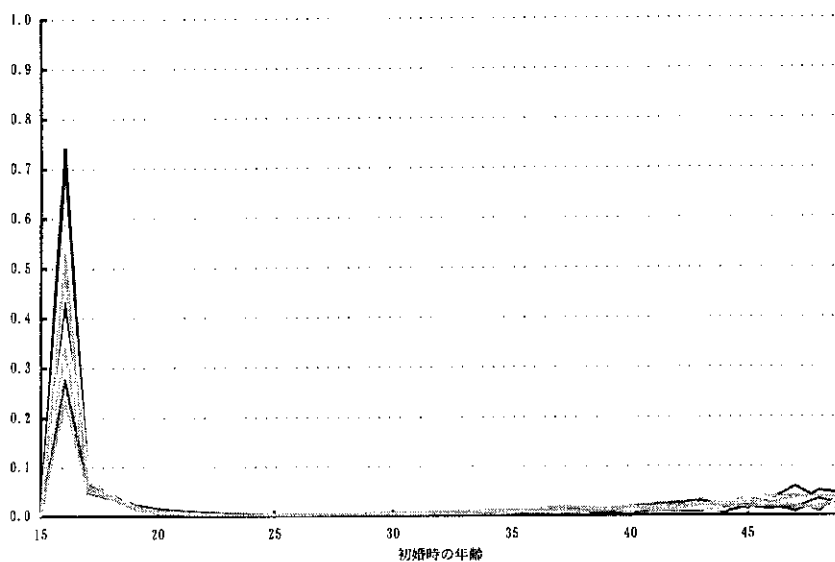


図6 妻初婚時の年齢別3年後届け出率（対年内届け出）：1975～1993年



3. コーホート初婚率データの改訂

本研究では、上記分析を踏まえ、現在までに得られる最新のデータを用いて改訂を行う。特に、出生率の決定要因である初婚率について、より精緻な検討を行い、改訂した。

さらに、従来の分析では行われてこなかった初婚率発生母数である分母人口についての検討も行い、より正確な指標を作成するとともに、コーホート初婚率について、より精緻な分析を行った。

1) 率算定の分母人口の検討

『人口動態統計』による婚姻統計の調査客体は、日本において発生した日本人である。なお、日本人の外国におけるもの及び外国人の日本におけるものは「参考」として掲載している。そのため、一般的に分析に用いられる動態統計は、日本人についてのものである。また、動態発生期間は、1月から12月までの暦年を1年間としてまとめられ、発表されている。

そのため、その発生母数である分母人口は、日本における日本人人口である。また、静態統計の場合には時点による観測であるため、動態（分子）の期間と人口（分母）の時点との時間的整合性がとれていなくてはならない。しかし、『国勢調査』の実施月が10月1日現在であるため、各年の人口も精緻なものは10月1日現在のものが総務庁より推計され発表されている。従来の人口動態率の算定では、動態期間がその年の1月から12月であるにもかかわらず、代表人口として10月1日現在人口を分母人口として用いてきた。

本来、動態率算定に際し、動態発生期間の1月から12月に対応する分母人口は、その期間の延べ人口を用いなくてはならない。しかし、延べ人口の計算は、人口総数のみであれば比較的簡易に計算が可能であるが、人口の基本属性である男女および年齢別人口の計算は、膨大なものになってしまう。そこで、通常、生命表の計算等で用いられている方法では、その期間の中央時点の人口をその期間の代表人口とみなして処理している。

そこで、戦後の男女、年齢別日本人人口について年央、すなわち7月1日現在人口を推計し、従来行われてきた10月1日現在人口を用いた率との比較を行った。

なお、年央人口の推計の方法は、以下のように行った。

n 月1日および $n+1$ 月1日における x 歳人口をそれぞれ、 P_x 、 P'_x 、とし n 月の x 歳死亡数を D_x とすると、 P_x は、

$$P_x = P'_x * 11/12 + P'_{x+1}/12 + D_x * 23/24 + D_{x+1}/24$$

による。

以上の式により、 t 年10月1日から9月1日、9月1日から8月1日、8月1日から7月1日を求め、 t 年における年央人口とした。

なお、1950年以前の月別年齢別死亡数は得られないので、次により求めた。

各年次生命表の生存数を l_x 、定常人口を L_x 、年齢 x 歳の人口が1か月間に生存する確率を S_x とすると、

$$S_x = (L_x - l_x/12 + l_{x+1}/12) / L_x$$

$$S(90+) = (L(90+) - l(89)/12) / L(90+)$$

後は、

$$P_x = P'_x * 11/12 / S_x + P'_{x+1}/12 / S_x$$

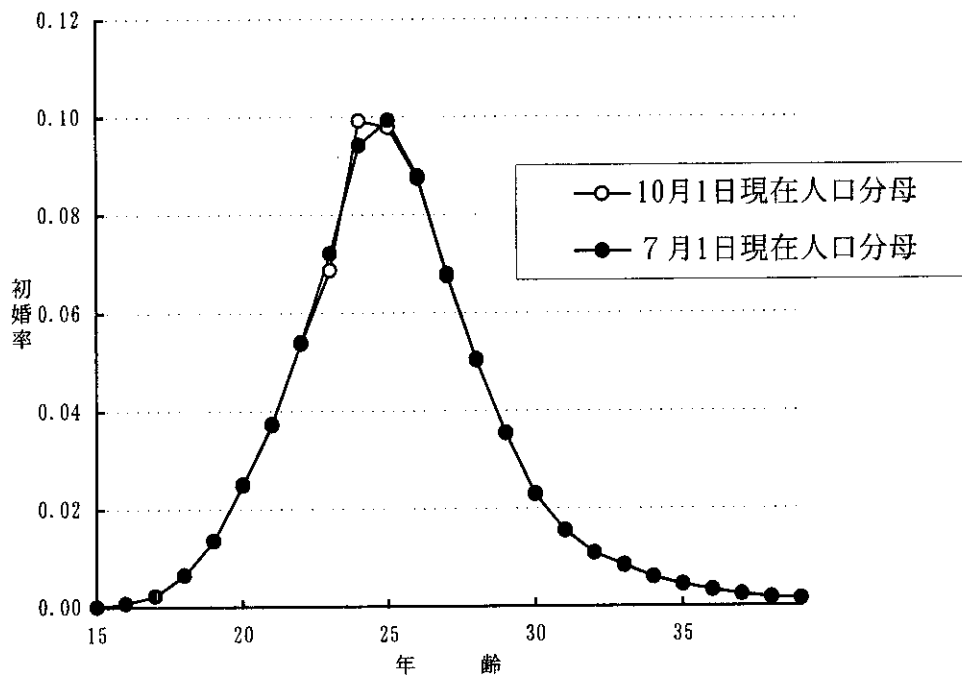
$$P(90)=P(90)/S(90+)$$

以上の式により、t年10月1日から9月1日、9月1日から8月1日、8月1日から7月1日を求めた。

計算に用いた資料は、①『国勢調査報告』による男女年齢別日本人人口、②『各年10月1日現在推計人口』による男女年齢別日本人人口、③『人口動態統計』による月別生年別死亡数、および④1947～50年の生命表は、小林和正・南条善治『日本の世代生命表』、日本大学人口研究所、1988年3月によった。

分母人口が動態率に及ぼす影響について、1990年における女子の年齢別初婚率を計算して、その差異をみた（図1参照）。なお、ここで用いた女子の初婚数は、年内、すなわち1990年内に結婚生活を開始し、かつ1990年の内に届け出たもののみの件数である。

図1 分母人口の差による女子初婚率の相違：1990年



その結果、23歳から25歳の年齢層で率は大きな差が生じ、それ以外の年齢ではほぼ同じ率となった。この大きな差となった23歳から25歳の年齢は、1965～67年に出生した集団（コーホート）で、1966年はヒノエウマの年である。すなわち、1966年の出生数は、その前後の年次に比べ極端に少ない。そのため、その1966年生まれのコーホートはその前後のコーホートよりも小集団であり、観測時点が3か月異なることによる影響は大きい。とくに、そのコーホート規模とその前後のコーホート規模との差が大きければ顕著に表れる。その結果、初婚率にも影響を及ぼすことになる。そのため、従来のように各年の代表時点に10月1日現在人口による動態率を用いて、コーホート分析を行うと、このような特定のコーホートは、常に実際の率よりも高率あるいは低率となり、正確な分析ができなくなってしまうことになる。

2) 女子の年齢別初婚数の改訂

女子の年齢別初婚数の推計を行うためには、『人口動態統計』により公表されている年内に届け出された年齢別初婚数を基に、それ以降の年次に届け出た、あるいは届け出るであろう件数を推計し、追加する事により行う。

1975年以降について、初婚の妻の年齢別に、年内届け出に対して1年後～3年後までに届け出たものの率を検討した結果、概ね年齢別の遅れのパターンは規則的に変化してきていることがわかる。すなわち、20歳代前半までは比較的安定的な率を示すが、届け出状況の改善に伴い高年齢になるに従い、徐々に低率になってきている。

図7 初婚の妻の届け出遅れ率：1975～96年

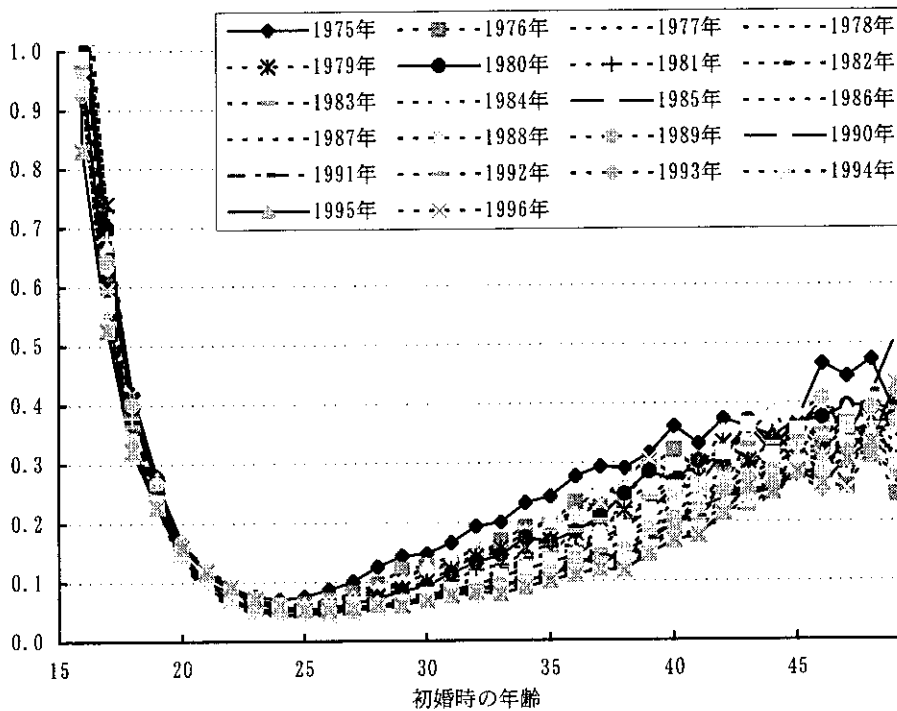
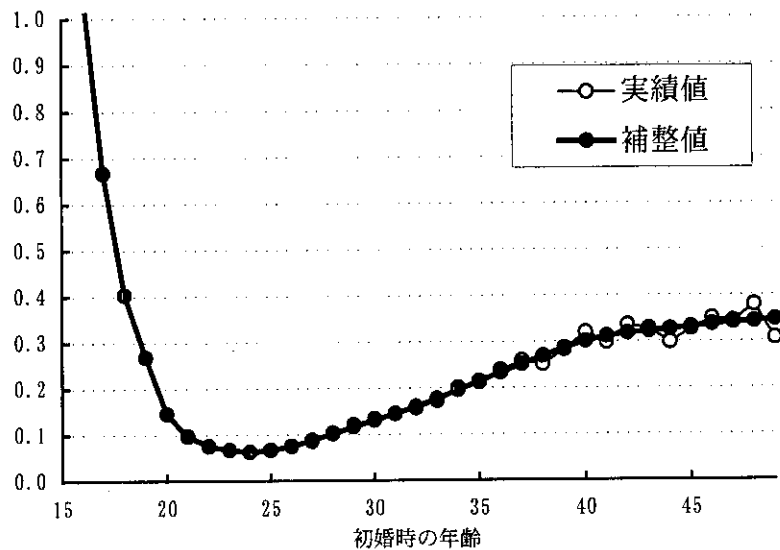


図8 1975～77年に結婚した初婚の妻の届け出遅れ率（対年内届け出）
—事実発生から20年間累積値



そこで、現在の状況を示し、かつ最も多くのデータを有する1975～77年に結婚したものについて、その後（遅れて）届け出たものを累積した結果、図8のようになった。実績値は、40歳以下の年齢では比較的スムーズな傾向を示すものの、それ以上の高年齢にはデータが少数であることから多少ブレが生じている。そこで、20歳以上についてスムーズにしたものを、届け出遅れの基本的なパターンとし、図3でみられたように、1970年後半以降ほとんど届け出遅れの状況に変化がないことから、1975年以降の年内届け出年齢別件数にこの係数を乗ずることにより、今後起こり得るであろう、年齢別届け出件数を推計した。

しかし、1974年以前については年齢別の届け出状況を検討する統計はなく、届け出状況も1975年以降とは異なり、同率のパターンによる推計はできない。そこで、1947年から74年については、年内届け出件数とそれ以前に結婚して届け出た件数との比（遅れ率）を検討し、年齢パターン修正係数を用いて推計した。1974年以前の年齢パターン修正係数は、発生年次別届け出遅れ率（年内届け出に対するそれ以降に届け出る率）の1975年との比によって求め、その比により、1975～77年に結婚したものの基本的なパターンを修正することによって、各年別に求めた。

まず、届け出年別に、届け出遅れ率（その年次に届け出た件数のうちで年内に結婚したものの件数に対するそれ以前に結婚したものの率）と平均届け出遅れの年数を検討した（表2参照）。その結果、概ね平均3年間遅れて届けられていることが分かった。そこで、届け出遅れ率は、該当年次の発生に対する率ではなく、3年前の結婚の発生に対して届け出状況に反映させるものとした（図9参照）。

つぎに、図8で示した1975～77年に結婚した初婚の妻の届け出遅れの補正値を基本パターンとして、それ以前の届け出遅れ率をパラメータによって変化させるようにした。

具体的には、1975年以降の変化について次式により α と β を求めた。

$$\log(P_i(x)) = \alpha + \beta \log(P_s(x))$$

ただし、 $P_i(x)$ は求める年次の年齢 x 別届け出遅れ率、 $P_s(x)$ は基本パターンの率をそれぞれ示す。

その結果、1975年以降のパラメータは、図10に示したように α は0から近年には-0.5へと変化し、 β はほぼ1の値を示している。

つぎに、図9で示した年齢パターン修正係数を用い、1974年以前の α と β を求めた。求められた α と β を用い、1974年以前の届け出遅れ率を推定すると、図11に示すような結果となった。

あとは、各年次別年齢別初婚数にその係数を乗ずることにより、年齢別初婚（事実）数を推計した。

3) 改訂初婚数および率の改訂

女子の年齢別初婚（事実）数は、表2のようになった。さらに、初婚率算定の年央人口（表3）を用いた初婚率は、表4のとおりである。

今回推定した女子の年齢別初婚（事実）数および初婚（事実）率と既知の年内届け出件数に基づいた数、率について、特定の年次（1950年以降10年毎）の年齢パターンの変化を検討した（図12および図13参照）。1950年は、届け出状況も悪く、年内に届け出る率は50%であった。そのため、1950年に実際に発生した件数を推計すると、大きな隔たりが生じている。特に、発生件数をみると20歳の件数は、年内届け出の件数では最多を示していたが改訂結果では、21歳が最も多くなっている。また、年内届け出の件数は、21歳と22歳がほぼ同件数を示していたのに対し、改訂結果によると19歳から既に多く、概ね22歳までが最多年齢であった。

それ以降の年次についてみると、徐々にその差は縮小し、1970年以降は、年内届け出との差は微小となってきている。

コーホート別に累積初婚率をみると（表6および図15参照）、1960年代初頭のコーホート（1960年代に15歳のコーホート）を境に急変してきている。1960年コーホート以前には、10歳代の低下が著しいものの、概ね25歳になると同水準にまで到達し、最終的な年齢（49歳）の水準には大きな変化はみられない。しかし、1960年以降25歳時の水準をみると急激に低下し、1960年以前には約70%台であったものが1960年代に60%、1970年代後半には50%となり、最近では40%にまで減少してきている。30歳時についても若干取り戻しの傾向がみられるものの依然として低下傾向は続いている。35歳時については、ほぼ生涯未婚率の水準が決定付けられる年齢であり、やや取り戻しの傾向がみられるものの、近年のデータの状況を加味すると、以前の水準を維持するまでにはいたらないと思われる。

4) コーホート初婚率の検討および改算

従来、人口動態率算出の分母人口に10月1日現在人口を用いてきていたが、それを年央

人口に置き換えて改算を行った。しかし、それは必ずしもコーホートの動態率とは一致しない。図Aは、期間動態率とコーホート動態率の関係を示したものである。いま、観測された t 年 x 歳の動態数は、 $\square acfd$ の範囲内からの動態発生数であり、分母人口は線 be 上を横断する人口を用いた。この率をコーホートに観察する場合には、翌年の1歳上の動態率、すなわち、 $\square fhki$ の範囲内の動態率を用いることになる。この率は、2年間にわたるコーホートの複合的なものであり、完全なコーホートの率とは言えない。本来のコーホートの動態発生は、 $\square akid$ あるいは $\square achk$ の範囲内、レキス図で斜めに示した範囲内からの発生にほかならない。

そこで、つぎに $\square akid$ あるいは $\square achk$ の範囲内からの動態数の発生について検討を行った。

人口動態統計による婚姻統計では、生年別婚姻数の集計がされていないため、年齢別婚姻数を基に推計を行う必要がある。また、コーホート率算定の分母人口は、その発生範囲内の延べ人口を用いるべきであり、別途推計を行う必要がある。

まず、観測された年齢別初婚数は2年間の出生コーホートの初婚数であり、それぞれのコーホートに分けなくてはならない。すなわち、観測された t 年における x 歳初婚数は、 $t-x$ 年出生コーホートと $t-x-1$ 年出生コーホートの初婚数に分ける必要がある。図Aの $\square acfd$ の範囲内からの発生が t 年における x 歳初婚数であるが、その内、 $\triangle acf$ の範囲内は $t-x$ 年出生コーホートの初婚数であり、 $\triangle afd$ の範囲内は $t-x-1$ 年出生コーホートの初婚数を示していることになる。そして、年齢内をそれら2つのコーホートに分ける最も簡便な方法は、単純に2等分してしまうことであろう。しかし、それはその2つのコーホートの人口規模が同じであり、かつ隣接する初婚発生の年齢分布が一様であるとした前提が必要とされる。すなわち、 $\triangle acf$ と $\triangle afd$ それぞれから発生する比率は、その範囲内におけるコーホートの人口規模と、さらに該当する年齢内の分布は一様ではなく、隣接する初婚発生の年齢分布によって決定されることになるが、ここではコーホートの人口規模を用いて分けることにした。そのため、年齢内の初婚発生の分布は一様であると仮定したこととなるが、コーホートの追跡あるいは累積を行った場合、そのことは相殺されるため、大きな誤差は生じにくく、分析を行う際には支障がないと考えた。

つぎに、コーホートの初婚発生に組み替える場合、2種類の範囲が考えられる。それは、図BのIにおける $\square abfe$ の範囲内からの発生とIIにおける $\square adfc$ の範囲内からの発生の2つである。Iの場合には、ある年次 t に出生した集団（ t 年出生コーホート）の年齢 x 歳における初婚数を示すのに対し、IIの場合には、 t 年出生コーホートの特定年次における初婚数を示している。すなわち、Iの場合には、年齢は同一であるが観察年次は2年間となり、IIの場合には、観察年次は単年であるが年齢が2歳にまたがっていることになる。

具体的なコーホート初婚数および率の推定方法は次のように行った。

まず、I. t 年出生コーホートの x 歳初婚率（初婚の発生が図I $\square abfe$ ）は、 $\square abed$ から $\triangle abe$ を、 $\square bcfe$ から $\triangle bfe$ を求め、その計がコーホートの初婚数であり、分母人口は線 be 上の人口を用いた。すなわち、

$$\triangle aed : \triangle abe = \text{線} ad : \text{線} be = P_x^{t+x} : P_x^{t+x+1}$$

$$\triangle bfe : \triangle bcf = \text{線} be : \text{線} cf = P_x^{t+x+1} : P_x^{t+x+2}$$

$$\triangle abe \text{ からの初婚発生} : AM_x^{t+x}$$

$$AM_x^{t+x} = M_x^{t+x} \frac{P_x^{t+x+1}}{P_x^{t+x} + P_x^{t+x+1}}$$

△bfe からの初婚発生： BM_x^{t+x+1}

$$BM_x^{t+x+1} = M_x^{t+x+1} \frac{P_x^{t+x+1}}{P_x^{t+x+1} + P_x^{t+x+2}}$$

なお M_x^t は、 t 年における x 歳の初婚数（推計された事実婚）である。

分母人口： P_x^{t+x+1} （1 月 1 日現在人口）

したがって、 t 年出生コーホートの x 歳初婚率 m_x^t は、

$$m_x^t = (AM_x^{t+x} + BM_x^{t+x+1}) / P_x^{t+x+1}$$

によって求めた。

つぎに、II. t 年出生コーホートの ta 年初婚率（初婚の発生が図 II □adfe）についても同様に、

$$\triangle ade : \triangle abd = \text{線} ae : \text{線} bd = P_{ta-t-1}^{ta} : P_{ta-t-1}^{ta+1}$$

$$\triangle cfe : \triangle cdf = \text{線} ce : \text{線} df = P_{ta-t}^{ta} : P_{ta-t}^{ta+1}$$

$$\triangle adc \text{ からの初婚発生：} AM_{ta-t-1}^{ta}$$

$$AM_{ta-t-1}^{ta} = M_{ta-t-1}^{ta} \frac{P_{ta-t-1}^{ta}}{P_{ta-t-1}^{ta} + P_{ta-t-1}^{ta+1}}$$

$$\triangle cdf \text{ からの初婚発生：} BM_{ta-t}^{ta}$$

$$BM_{ta-t}^{ta} = M_{ta-t}^{ta} \frac{P_{ta-t}^{ta+1}}{P_{ta-t}^{ta} + P_{ta-t}^{ta+1}}$$

$$\text{分母人口：} (P_{ta-t-1}^{ta} + P_{ta-t}^{ta+1}) / 2 \quad (1 \sim 12 \text{ 月平均人口})$$

よって、 t 年出生コーホートの ta 年初婚率 $m^{t,ta}$ は、

$$m^{t,ta} = \frac{AM_{ta-t-1}^{ta} + BM_{ta-t}^{ta}}{P_{ta-t-1}^{ta} + P_{ta-t}^{ta+1}}$$

となる。

なお、ここで用いた t 年 1 月 1 日現在 x 歳人口 P_x^t は、

n 月 1 日および $n+1$ 月 1 日における x 歳人口をそれぞれ、 P_x 、 P'_x 、とし n 月の x 歳死亡数を D_x とすると、 P_x は、

$$P_x = P'_x * 11/12 + P'_{x-1}/12 - D_x * 23/24 - D_{x-1}/24$$

による。

以上の式により、 $t-1$ 年 10 月 1 日から 11 月 1 日、11 月 1 日から 12 月 1 日、12 月 1 日から 1 月 1 日を求め、 t 年 1 月 1 日現在人口とした（推計結果は表 7 参照）。

5) コーホート初婚率の改算結果の概要

コーホート初婚数および率の改算結果は、Ⅰ. t 年出生コーホートの x 歳初婚率および累積率（表8、10）ならびにⅡ. t 年出生コーホートの $1a$ 年初婚率および累積率（表9、11）のようになった。ⅠおよびⅡによる累積率をみると（図16、17参照）、最終年齢（50歳時）ではほとんど同じ結果となった。ここで、図15で示した7月1日現在人口を用いた場合の累積初婚率と比較をしてみると、1947年生まれ以前のコーホートにおいて隣接するコーホート間の凹凸は若干残るものの、比較的緩和されていることがわかる。しかし、依然として平滑な傾向とはならず、特に1939年生まれ、1945年生まれ、および1966年生まれの前後で不自然な傾向が残ってしまう。これらの年次のコーホートに共通することは前後の年次の出生数に比べ極端に低いため、その影響を解消できなかったものと考えられる。

改算した出生コーホートの初婚率の結果をみると、1932年生まれ以降41年生まれまで徐々に低下し、その後1944年まで僅かに上昇した。しかし、1945年生まれは極端に低くなり、1947年生まれはそれ以前の水準を上回る高率を示し、それ以降低下傾向が続いてきている。また、25歳時における累積初婚率をみると1936年生まれから1944年生まれまで概ね横這いで推移しているが、それ以下の年齢では低下傾向がみられ、25歳以上では逆に上昇している。このことは、初婚率の高年齢化すなわち晩婚化を示すものであり、1947年以前のコーホートにおいて既に晩婚化が生じていたことを示すものである。さらに、1947年以降生まれのコーホートにおいて25歳時の累積率は低下してきている。

表1 初婚の妻の届け出遅れ率および平均届け出遅れ年数

届出年	届出総数	年内結婚	それ以前 の結婚	遅れ率(%) (対年内結婚)	平均遅れ年数
1952	606,538	349,669	256,869	73.46	2.73
1953	618,669	369,989	248,680	67.21	2.64
1954	637,350	389,610	247,740	63.59	2.58
1955	656,591	411,062	245,529	59.73	2.56
1956	659,673	394,875	264,798	67.06	2.44
1957	717,305	483,375	233,930	48.40	2.60
1958	771,529	506,232	265,297	52.41	2.45
1959	793,413	527,470	265,943	50.42	2.48
1960	812,597	553,583	259,014	46.79	2.50
1961	838,354	590,016	248,338	42.09	2.49
1962	874,667	616,979	257,688	41.77	2.47
1963	884,756	658,717	226,039	34.32	2.51
1964	909,165	685,984	223,181	32.53	2.49
1965	900,304	688,957	211,347	30.68	2.51
1966	886,108	700,206	185,902	26.55	2.48
1967	897,156	729,307	167,849	23.01	2.51
1968	900,586	731,849	168,737	23.06	2.37
1969	925,538	776,399	149,139	19.21	2.42
1970	967,716	818,316	149,400	18.26	2.39
1971	1,026,772	886,528	140,244	15.82	2.41
1972	1,032,967	904,395	128,572	14.22	2.37
1973	1,002,656	886,412	116,244	13.11	2.42
1974	929,824	822,842	106,982	13.00	2.40
1975	871,445	783,246	88,199	11.26	2.51
1976	801,264	718,487	82,777	11.52	2.51
1977	750,756	683,796	66,960	9.79	2.63
1978	722,577	659,719	62,858	9.53	2.66
1979	715,551	656,165	59,386	9.05	2.68
1980	701,415	643,514	57,901	9.00	2.70
1981	702,259	646,795	55,464	8.58	2.70
1982	704,840	652,612	52,228	8.00	2.76
1983	686,477	637,085	49,392	7.75	2.77
1984	663,021	614,608	48,413	7.88	2.74
1985	656,609	610,389	46,220	7.57	2.83
1986	630,353	585,044	45,309	7.74	2.82
1987	615,148	571,677	43,471	7.60	2.85
1988	623,743	581,114	42,629	7.34	2.90
1989	623,485	580,280	43,205	7.45	2.90
1990	637,472	592,292	45,180	7.63	2.88
1991	657,715	608,628	49,087	8.07	2.85
1992	669,760	620,480	49,280	7.94	2.65
1993	704,929	651,472	53,457	8.21	2.65
1994	693,853	640,976	52,877	8.25	2.63
1995	700,158	647,004	53,154	8.22	2.68
1996	701,776	649,961	51,815	7.97	2.69
1997	681,468	627,546	53,922	8.59	2.68

図9 年次別女子初婚の届け出遅れ率(%)および遅れ補正係数

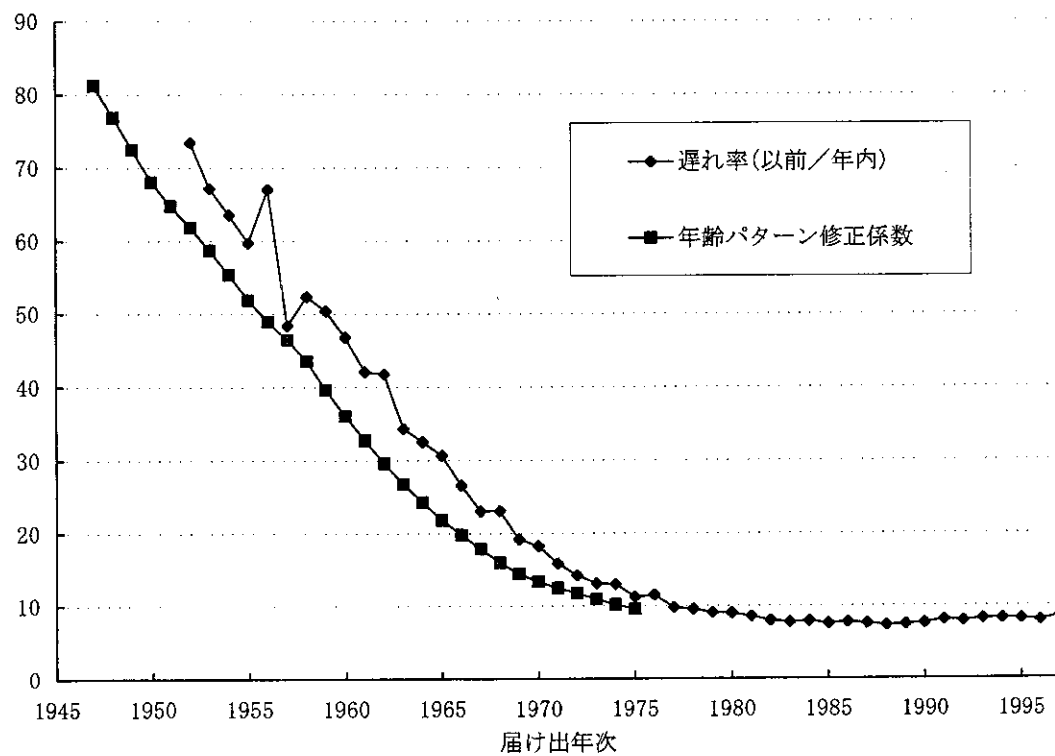


図10 $\log(P_i(x)) = \alpha + \beta \log(P_s(x))$ によるモデルのパラメータ

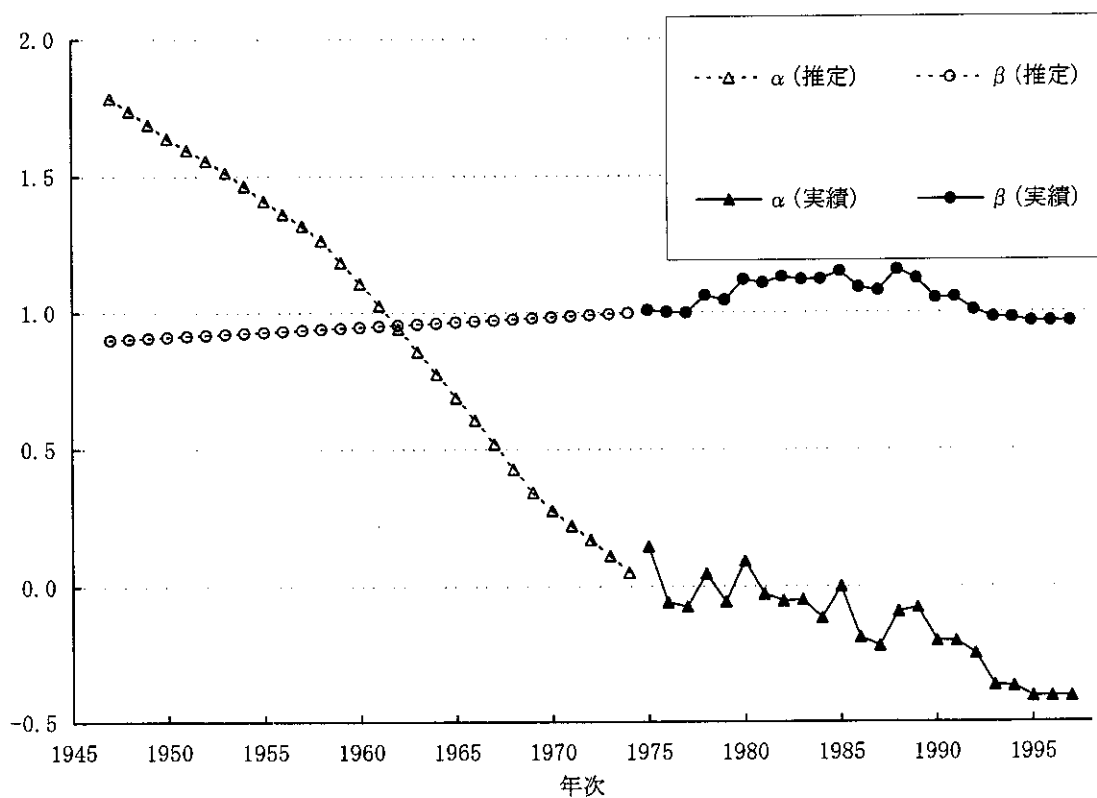


図11 初婚の妻の届け出遅れ率（対年内届け出）の推定：1950～70年

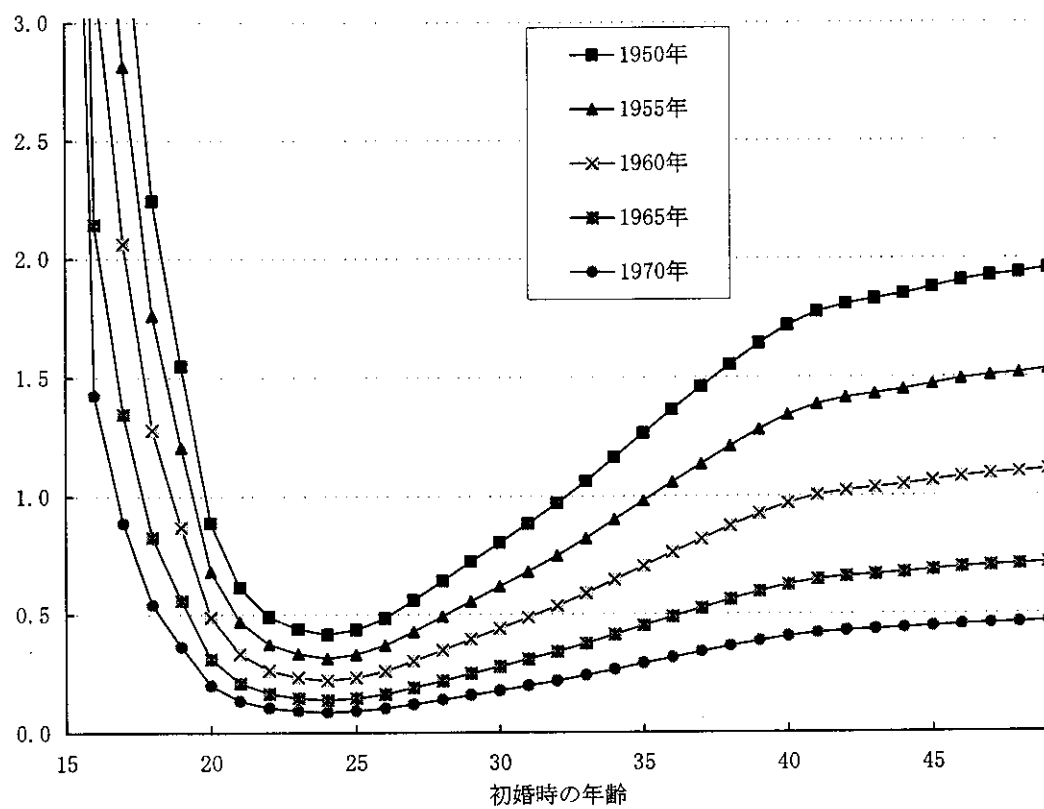
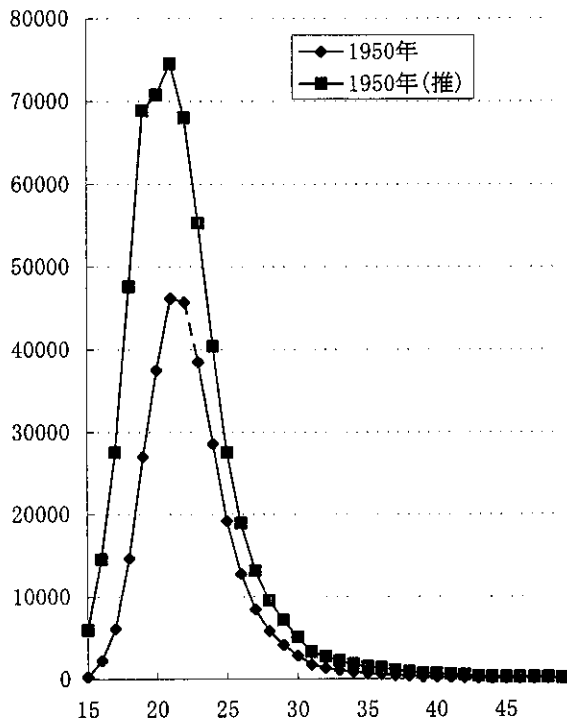
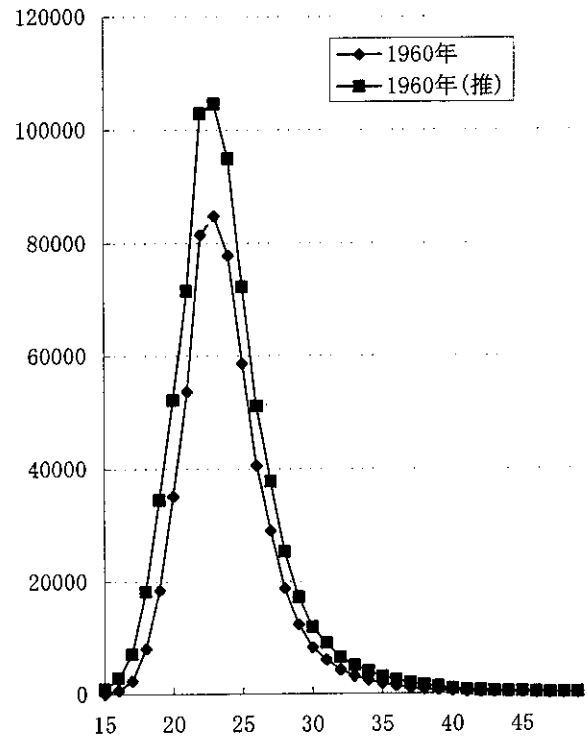


図12 妻の推定初婚（事実）件数と年内届け出件数の比較

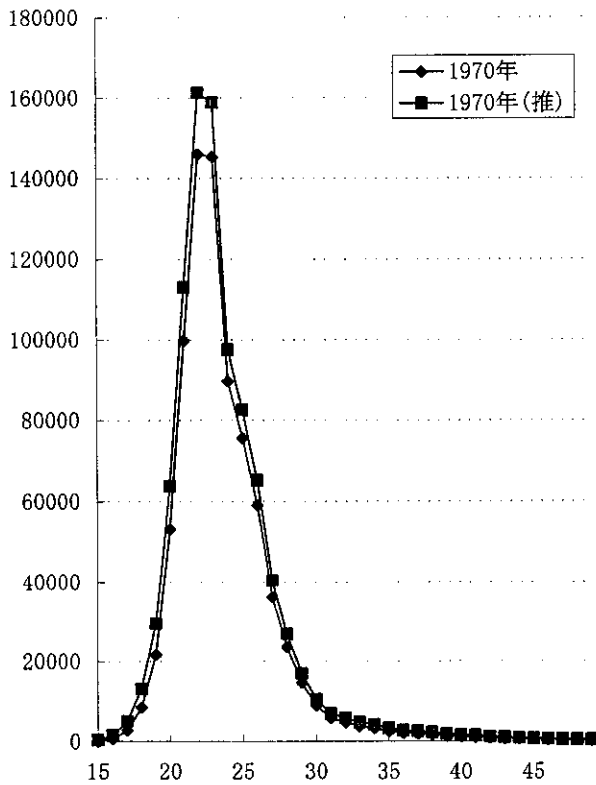
(1) 1950年



(2) 1960年



(3) 1970年



(4) 1980年

