

## 8.1 年齢別初婚数、再婚数および離婚数推定の必要性と推定方法

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』によって得られ、また、結婚状態についての統計は、『国勢調査』の配偶関係別人口として得られる。『人口動態統計』によるものは、法定婚（届け出主義：事実の発生とは別に届け出がなされた時点で成立する）であるのに対し、『国勢調査』によるものは、事実婚（事実主義：届け出の有無にかかわらず実際の結婚状態による）である。そのためいずれかのものに統一する必要があるが、ここでは事実婚の推定を『人口動態統計』による法定婚の統計を用いて行った。

人口動態統計による婚姻（初婚と再婚）数と離婚数は、その年の届け出件数であり、実際に結婚生活に入ったものや別居をしたものとは一致しない。また、年齢別婚姻数（離婚数）については、同一年内中に事実（結婚生活に入ったものまたは同居をやめたもの）が発生し、なおかつ届け出がされたもののみ表章されている。以上のような婚姻および離婚のデータを用い、実際の結婚生活に入った件数および同居をやめた件数を推定するためには、事実の発生とその届け出の状況についての分析が必要である。

まず、年次別に女子の初婚、再婚および離婚について年内届け出率（年間の届け出総数のうち、その年内に事実が発生したものの率）をみると（図1、表1～3）、初婚は、1950年に54

つぎに、結婚生活に入ってから届け出るまでの全婚姻の割合と、別居から届け出までの離婚割合について期間別にみると（図2～3、表4）、全婚姻および離婚とも事実の発生から概ね3～4年以内には届け出をすることが分る。

さらに、年齢別の届け出状況について、年内届け出総数に対して翌年以降に届け出る率によってみると（図4、6、8）、それぞれ年齢別に特徴がみられる。初婚については、婚姻初期の年齢で、かなりの高率を示すが、20歳代半ばで低率となり最も届け出が良くなっている。それ以上の年齢では、徐々に悪くなる傾向にある。再婚については、若年齢層では高率で、20歳代後半が最も低率となり、その後高率となるが、40歳代初めでピークとなり、ふたたび低率となる傾向がみられる。離婚については、1975年から95年にかけて徐々に届け出が改善されていることがわかる。なお、50歳代後半以上は、対象者の数が少ないため、極端にぶれてしまう結果となっている。そこで、15歳から49歳までの初婚、再婚、離婚について、それぞれ年齢別年内届け出に対する、それ以降に届け出る率を、得られた年次について平均し、それをそれぞれの年齢別届け出遅れパターンとした（図5、7、9）。

以上のデータを基に、実際に結婚生活に入った件数および別居した件数の推定を次のように行う。

まず初婚、再婚および離婚について、年次別届け出遅れ率を求める。すなわち、 $t$ 年における届け出総数を  $R^t$ 、そのうち  $t$ 年中に事実の発生したものを  $r^t$  とすると、届け出遅れ率  $O^t$  は、

$$O^t = 1 - \frac{r^t}{R^t}, \quad (8.1)$$

によって求める。

その年次別届け出遅れ率は、事実の発生した年次のものではなく、その年以前の状況のものである。そこで、平均届け出遅れ年数をみると、初婚の場合3年弱、離婚の場合には1年余の期間のタイムラグが生じている。したがって、その年の届け出遅れ率をその年次よりそれぞれの遅れ期間分前の年次に発生していた届け出遅れ分とみなし推定に用いた。さらに、年齢別届け出遅れパターン算出に用いた期間（1975～77年に結婚、離婚したもの）を基準とした比率を求め、年齢別届け出遅れパターンに乗ずることにより、各年次別、年齢別届け出遅れ率とした。すなわち、 $t$ 年  $a$ 歳の届け出遅れ率を  $P_a^t$ 、基準年における届け出遅れ率を  $P_a^s$  とすると、

$$\log(P_a^t) = \alpha + \beta \log(P_a^s), \quad (8.2)$$

の関係にあるとし、 $\alpha$ および $\beta$ を  $O_t$  を用いて推定した。

あとは、 $t$ 年における年齢 ( $a$ ) 別初婚数、再婚数および離婚数 ( $V_a^t$ ) を、

$$V_a^t = r_a^t \times P_a^t, \quad (8.3)$$

によって求める。

なお、年齢については、高年齢になると少数であり、そのために精度が悪くなる。また、50歳以上は出生力の分析には用いない等の理由により49歳までとした。また、今回は女子についてのみ対象とし、男子についての計算は行っていない。

## 8.2 年齢別初婚率、再婚率および離婚率（暫定値）の算定

『人口動態統計』から得られる、初婚、再婚および離婚件数は、日本において発生した日本人に関する事件を集計したものである。そのため、率算出に用いる分母人口には、日本人人口が必要である。また、動態の期間は各年次1月から12月であるため、分母人口の時点は、その間の平均人口または年央人口を用いたほうが望ましい。『国勢調査』および『推計人口』では、10月1日現在人口であるため、そのデータを用い、各年治の7月～9月の年齢別死亡数を用いて、年央（7月1日）現在における年齢別日本人女子人口を求め、率算出の分母人口とした。

### 8.3 配偶関係別人口割合（暫定値）の推定

年次別、女子の年齢各歳別初婚率、再婚率および離婚率について、各年次毎に15歳であるものを始点として、コーホート別に組み替え、さらに15歳から順次累積していく。累積されたコーホート別の率は、その年齢における人口に対し、それまでに初婚、再婚および離婚を少なくとも1回は経験をしたことのあるものの割合、ということになる。再婚と離婚については、複数回の経験が可能であるが、初婚は当然1回しか起こらない。また、初婚の経験がないものは、未婚者であるから、年齢毎に1から累積初婚率を引いた率が未婚者割合となる。すなわち、年齢 $a$ 歳の未婚者割合を $S_a$ 、累積初婚率を $CFM_a$ とすると、

$$S_a = 1 - CFM_a, \quad (8.4)$$

によって求める。

つぎに、有配偶割合と累積死別率をつぎのようにして求める。まず、15歳を出発点に（15歳時の有配偶者を0とする）、有配偶者にその年齢の夫の年齢（女子の年齢より3歳年上）の死亡率を乗ずることにより、その年齢における死別者を発生させる。また、有配偶者に初婚と再婚を加え、さらに離別と死別を引くことによって次の年齢の有配偶者が求められ、それを繰り返し行う。すなわち、 $a$ 歳の有配偶者を $M_a$ 、死別者を $W_a$ 、初婚率を $FM_a$ 、再婚率を $RM_a$ 、離婚率を $D_a$ 、夫（男子）の死亡率を $q_a$ とすると、

$$W_a = M_a \times q_{a+3}, \quad (8.5)$$

$$M_{a+1} = M_a + FM_a + RM_a - D_a - W_a, \quad (8.6)$$

によって求める。

以上によって求められた離婚および死別の経験者割合から、再婚により有配偶になった分を除かなければならない。また、離婚と死別経験者は、1人のものが複数回カウントされており、さらに初婚または再婚をしたものが同一年齢中に離婚または死別をするようなケースの場合、同一人のものとはみなさず、複数のものとして扱っている。そこで、年齢別に未婚、有配偶および離婚、死別経験者を合計し、合計が1を上廻った分を、離別および死別経験者の割合に応じて引くことにより離別および死別割合を求めた。なお、日本人の外国への転出および外国からの転入の影響は無視できると考え考慮していない。以上のように算出された年齢別配偶関係別人口割合は、時点は1月1日であり、年齢は、その年齢になった瞬間の状態を表している。それに対し、『国勢

調査』によって得られる人口は、10月1日現在であり、年齢はその年齢になった瞬間のものから次の年齢に達する直前のものまで幅がある。

#### 8.4 年齢別初婚率および年齢別配偶関係別人口割合の修正

以上によって推定された年齢別配偶関係別人口割合は、人口動態統計のみを用いた推計値である。すなわち、法律婚のデータから得られた情報を基に事実婚を推定したものである。そのため、事実婚データである『国勢調査』とは必ずしも一致しない。そこで、推定された年齢別配偶関係別人口割合と、5年毎の『国勢調査』結果とが近似するようにコーホート毎に年齢別初婚率を修正し、その年齢別初婚率を用いて再度、年齢別配偶関係別人口割合を算定した（表8～11）。

つぎに、以上のように推定された配偶関係別人口割合と、「国勢調査」によって得られた割合との比較を試みる。ただし「国勢調査」が各年次10月1日現在であるのに対し、推定の時点は1月1日と3か月間の時期のズレがある。しかし全体の傾向をみる上では支障はないと思われる。まず、未婚割合についてみる概ね0.5%以下にとどまり、最も多い場合でも1%程度と少なく、「推定値」が「国勢調査結果」より低い結果となった。有配偶割合については、未婚割合よりもやや誤差が多く、高年齢になるに従い差が拡大している。とはいえ、出生に直接関係する年齢層である40歳以下では多くとも2～3%程度である。さらに、離別割合および死別割合についてみると、離別割合は「推定値」の方が「国勢調査結果」より高く、死別割合は逆に「推定値」が「国勢調査結果」より低い結果となった。

#### 8.5 女子のコーホート別有配偶率変遷の概要

女子のコーホート別配偶関係別人口割合のうち有配偶率がどのように変化してきたかを図12によってみることにしよう。

最近のコーホートになるにしたがい徐々に立ち上がりが遅く、かつ最終到達水準が低くなってきていることがわかる。1955年以前のコーホートについては概ね同じ傾向がみられたものの、それ以降のコーホートは、顕著に立ち上がりが遅くなってきていることがわかる。

### 9 コーホート別出生率構造分析

一般的に用いられている出生率は、女子の該当年齢における出生の頻度によって表されるが、ここではパリティ構造からの追加出生率を用いて分析する。すなわち、コーホート別出生率について、「出生力表」を作成し出生率構造の分析を行った。「出生力表」とは、女子のコーホート毎に

その出生歴，すなわち出生順位別出生率を追跡し，加齢とともに出生を追加していく状況を表したものである．具体的には，まず無子の状態からスタートし，第1子を出生をする．そして第1子を出生したもののみから第2子出生が生じる．そのようにして年齢別パリティ（既往出生児数）構造と追加出生確率によって，出生構造の変化をみようとするものである．さらに，先に求めたコーホート毎の配偶関係別構造を用いて，既婚者のパリティ構造ならびに追加出生確率を算定し，出生率の構造的変化について明らかにしようとするものである．

### 9.1 出生力表作成方法

出生力表の具体的な計算はつぎのように行った．計算はすべてコーホート別に計算するため，関数にはその該当年次を省略し，年齢による表記のみに留めた．女子の年齢 ( $a$ ) 別出生順位 ( $i$ ) 別出生数を  $B_{i,a}$ ，女子の年齢 ( $a$ ) 別日本人人口を  $P_a$  とすると，

[1] 女子の年齢  $a$  歳における出生順位第  $i$  児出生率： $f_a^i$

$$f_a^i = \frac{B_a^i}{P_a}. \quad (9.1)$$

[2] 女子の年齢  $a$  歳における出生順位第  $i$  児累積出生率： $F_a^i$

$$F_a^i = \sum_{x=15}^{a-1} f_x^i. \quad (9.2)$$

これは女子の年齢が  $a$  歳に達するまでに，出生順位第  $i$  児を生んだ累積値である．すなわち， $i$  回以上の出生をした女子の割合であり，たとえば出生順位第1児のそれは少なくとも1回は出生をした女子の（その年齢の女子人口に対する）割合である．なお，時点は，1月1日現在の状態であり，年齢は”その年齢に達した瞬間”のものを表す．

[3] 女子の年齢  $a$  歳におけるパリティ  $i$  割合： $R_a^i$

$$R_a^i = F_a^i - F_a^{i+1}. \quad (9.3)$$

ただし， $i = 0$  および  $i = 5+$  については，

$$R_a^0 = 1 - F_a^1, \quad (9.4)$$

$$R_a^{5+} = 1 - \sum_{i=0}^4 R_a^i. \quad (9.5)$$

これは，年齢が  $a$  歳になる時点までに出生順位第  $i$  児まで生んだ（パリティ  $i$ ）女子の割合である．たとえば，パリティ0の女子割合とは，一度も出生をしていない女子の割合を示す．なお，時点は，1月1日現在の状態であり，年齢は”その年齢に達した瞬間”のものを表す．

[4] 女子の年齢  $a$  歳における出生順位第  $i$  児追加出生確率： $\psi_{i,a}$

$$\psi_a^i = \frac{B_a^i}{P_a R_a^{i-1}} = \frac{f_a^i}{R_a^{i-1}}. \quad (9.6)$$

これは、女子の年齢が  $a$  歳になる時点までに  $(i-1)$  回の出生をしたもの（パリティ  $i-1$ ）が1年間に出生順位第  $i$  児を出生する確率である。すなわち、 $a$  歳（になった瞬間）から  $a+1$  歳になるまでの間における出生率（発生確率）である。なお、時点は1~12月についてのものである。

さらに、先に推定したコーホート別配偶関係別人口割合を用いて、以下の指標を算定した。

[5] 女子の年齢  $a$  歳における未婚者（パリティ0）割合： $S_a$

[6] 既婚女子の年齢  $a$  歳におけるパリティ  $i$  割合： $M_a^i$

$$M_a^i = \frac{R_a^i}{1 - S_a}. \quad (9.7)$$

ただしパリティ0の場合には

$$M_{0,a} = \frac{R_a^0 - S_a}{1 - S_a}, \quad (9.8)$$

による。

[7] 既婚女子の年齢  $a$  歳における出生順位第1児追加出生確率： $\psi M_{1,a}$

$$\psi M_a^1 = \frac{f_a^1}{M_a^1(1 - S_a)} = \frac{f_a^1}{R_a^0 - S_a}. \quad (9.9)$$

出生順位第1児追加出生確率については、1児以上出生したものは既婚者であるため、[4]と同じ結果となる。

## 9.2 コーホート別パリティ構造

コーホートの出生順位別出生率の変化に伴い、パリティ構造は変化する。図13（表13~18）はコーホート毎にパリティ別割合（全女子に対する）がどのように変化してきたかを示したものである。まずパリティ零すなわち無子の割合についてみると、1950年以前に出生したコーホートは比較的安定し、15歳時の100%から徐々に減少し、20歳代後半で約半数になり、その後30歳代後半に10%程度となり、その率は再生産年齢の終わりまで持続していた。しかし、その後のコーホートをみると各年齢時における無子の割合は増加し、また30歳以上の高年齢においてもまだ変化をみせている。

パリティ1の割合をみると、20歳代後半まで増加し最も高くなる。それより高齢になると、30歳代半ばまで減少し、約15%程度のレベルで高年齢まで維持される。コーホート別にその変化を

みると、パリティ零の傾向とは逆に、新しいコーホートほどその割合は低下してきている。とくに、1955年生まれ以降（若年齢までしか計測できないが）その傾向は大きくなってきている。しかし、最近のコーホートの最終的な1子割合は逆に増加してきている。

つぎにパリティ2割合をみると、最終年齢における割合は1955年以前生まれでは概ね50%程度で安定していたが、その水準は徐々に低下し、また若い年齢層の低下が進んできている。

パリティ3割合は、パリティ2の場合と同様に25歳過ぎに割合が増加しているが、その増加は35歳まで続き22%程度で安定する。コーホート間の差は他のパリティ割合に比べ安定的である。しかし、1955年をみるとそれ以前と比較し若年齢で低下がみられるが、30歳代半ばで若干上昇している。

パリティ4および5以上の割合は、コーホート別の変化が大きく（割合の占める大きさは小さいが）、1935年生まれから45年生まれにかけてともに低下が著しい。しかし、1945年生まれ以降パリティ4割合は高年齢で若干上昇傾向がみられ、パリティ5以上割合は、低下の幅が小さくなってきている。

### 9.3 コーホート別追加出生確率

つぎに、パリティ別出生確率によって、出生率の変化をみると（図14、表19～23）大きな変化は第1子出生確率でのみ生じ、第2子以上の出生確率ではほとんど変化が見られない。第2子以上の出生確率が比較的安定しているのは、分母となるパリティ1以上の母集団は、少なくとも既婚者であり、既婚者の出生率に大きな変化が生じていないことを意味している。それに対して、第1子出生確率変化が著しく変化をしていることは、第1子の分母は無子の女子であり、それはパリティ0である未婚の増加が大きく影響していると考えられる。

### 9.4 コーホート別既婚女子のパリティ構造

そこでコーホート別に年齢別既婚女子のパリティ構造がどのように変化してきたかを図15によってみることにする。まずパリティ0（無子）割合をみると、近年のコーホートで大きな変化がみられる。まず、15歳から20歳代前半で大幅に減少し、それ以上の年齢では逆に増加をしている。このことは、近年における既婚女子は、以前のコーホートに比べ、出生をしないものが減少し、高年齢では逆に増加している傾向にあることがわかる。すなわち、若い年齢で既婚のものが第1子を出生する割合は増加し、高年齢では逆に、第1子を出生しないで無子でいる割合が増加していることになる。

つぎに、パリティ1割合をみると、若年齢で増加傾向がみられ、1965年生まれ以前では25歳時が最も高い割合を示していたが、1970年生まれ以降には20歳前後において最も割合が多くなってきている。

パリティ2割合は、1965年生まれ以前の状態と比べ近年のコーホートは、25歳から30歳前半までで若干の減少がみられ、35歳以上の最終的な年齢で低下傾向がみられる。パリティ3割合もほぼ同様な傾向がみられる。

以上のように、年次別パリティ割合の変化についてみてきたが、出生行動のほぼ完結する35歳以上の状態は、1955年生まれ以前のコーホートの無子は約5%程度と比較的低かったが、近年の傾向をみると既婚の約1割が無子となる可能性を示している。また、1子のみ既婚者も同様に増加する傾向をみせ、第3子のみあるいは第4子のみ既婚者は減少していく。

## 9.5 コーホート別既婚女子の第1子出生確率

コーホート別追加出生確率で大きな変化が生じていた第1子出生確率について、その原因は未婚率の増加に伴う、既婚率の変化が分母人口の大きさに影響したためと考えられた。そこで、分母人口に既婚女子のパリティ0を用いることにより、どのように変化をするかを図16(表30)に示した。その結果、近年の20歳以下の若年齢で不自然なパターンを示しているが、それはこの年齢層の既婚者の割合が非常に少なく、そのため少数データによるぶれであると考えられる。全女子による追加出生確率では、近年のコーホートほど徐々に低率を示していたが、分母人口に既婚女子を用いた場合には、そのような傾向はほとんど見られなくなった。

そのことから、既婚者とくに有配偶者から発生する出生率は大きな変化はみられず、図14に示したような近年におけるコーホートの出生率低下は、未婚率の増加によるものであるといえる。

## 10 出生率水準が人口に及ぼす影響

最近の合計特殊出生率は、1998年で1.38と、1974年以降低下傾向が続いてきている。しかも、人口総数を減少させないためにの合計特殊出生率はほぼ2.08以上必要であるが、1974年以降その水準以下となってきた。そこで、1998年を推計の基準時点にし、出生率および死亡率が現在のまま普遍に推移していくとしたら、人口はどのように変化をしていくのかを観察した。また、仮に今すぐ人口置換水準である2.08が実現した場合についても同様にシュミレートし、出生率水準の違いによる日本の人口の変化について概観した。



## 10.1 計算方法

[1]  $t$ 年10月1日現在性( $s$ ), 年齢( $x$ )別人口:  $P_{s,x}^t$

[2] 性( $s$ ), 年齢( $x$ )別定常人口:  $L_{s,x}$

[3] 女子の年齢( $x$ )別性( $s$ )別出生率:  $f_{s,x}$

とすると  $t+1$ 年10月1日現在性( $s$ ), 年齢( $x$ )別人口 (1歳以上):  $P_x^t$  は,

$$P_{s,x+1}^{t+1} = P_{s,x}^t \times \frac{L_{s,x+1}}{L_{s,x}}, \quad (10.1)$$

によって求められる. 求められた  $t$ 年10月1日現在女子年齢( $x$ )別人口:  $P_{f,x}^t$  を用いて,  $t$ 年10月1日~ $t$ 年10月1日性( $s$ )別出生数:  $B_s^t$  は,

$$B_s^t = \sum \left( \frac{P_{f,x}^t + P_{f,x}^{t+1}}{2} \right) f_{s,x}. \quad (10.2)$$

あとは,  $t+1$ 年10月1日現在の0歳人口は,

$$P_{s,0}^{t+1} = B_s^t \times \frac{L_{s,x}}{\ell_{s,0}}, \quad (10.3)$$

によって求まる. それを, 1998年の合計特殊出生率率を用いた計算で, ほぼ人口が0となる3500年まで繰り返し行う.

## 10.2 1998年出生率を用いた場合の人口変化

1998年における合計特殊出生率1.38と死亡率(平均寿命男が77.16年, 女が84.01年)が今後一定普遍であった場合, 人口総数の変化は図17(表31)のようになった. 1998年現在の人口1億2,650万人は今後も増加し, 2005年には1億2,750万人に達する. しかし, その後減少に転じ, 2042年に1億人となり, 2213年に1千万人に, 2382年に100万人, 2551年に10万人, 2720年に1万人, …と減少していく. 一方, 年齢構造をみると波を打ちながらもある一定の構造へ徐々に近づいていき, 約100年後には比較的安定した構造となっていく. それによると現在の年少(0~14歳)人口割合は15.1%であるが最終的に安定するのは11.0%と4ポイント低下するが, 高齢(65歳以上)人口割合をみると現在の16.2%から32.9へと約2倍にも達してしまう. そのことは, 図18によって示した人口ピラミッドグラフによっても最終的な年齢構造が如何に高齢状態であるかを示している. とくに, 現在の年齢構造は, 戦後のベビーブーム期やその後の出生率の大幅な変化が直接反映される形で現れているものの, 生産年齢の人口が多いのが特徴的である. それに対し, 安定人口状態になると, 人口の最も多い年齢は男は63歳, 女はさらに高齢で72歳, 男女合計では67歳人口が最も多くなってしまう.

### 10.3 1998年以降人口置換水準（出生率）を用いた場合の人口変化

1998年時点で仮に人口置換水準である2.08の合計特殊出生率になったとした場合、今後の人口の変化はどのように推移していくのであろうか。図17（表32）をみると、人口総数は急激に増加するものの、2013年の1億3,400万人をピークに減少に転じ、21世紀の中葉以降1億2,300万人で人口は静止する。すなわち、2.08の出生率といった高出生率で推移したとしても、現在の人口規模より縮小してしまうことになる。

年齢別構造をみると、年少（0～14歳）人口割合は20%弱、生産年齢（15～64歳）人口は60%、高齢（65歳以上）人口は20%強となる。

以上のように、日本の人口は、仮に人口置換水準である2.08といった高い水準に回復をしたとしても、人口総数は現在よりも減少し、人口高齢化も進行していくことになる。

## 11 第2部：まとめと今後の課題

本研究は、「出生率と初婚率予測モデルの精緻化に関する研究」の最終年度であり、昨年度までの理論的研究および初婚率予測モデルの精緻化に関する研究に引き続き、初婚率と出生率の媒介である結婚状態の変化と結婚出生率構造についての分析を行った。また、出生率水準が人口変動に及ぼす影響についてシュミレートし、超長期的にどのようなプロセスで変化していくのかを分析した。

本研究で明らかになったことは、出生率をパリティ毎の拡大率によって観察した結果、既婚女子のパリティ拡大率は大きな変化はみられず、未婚者を含めたパリティ1拡大率のみ激減していることから、近年におけるコーホートの出生率低下は、未婚者割合の増加によることが確認された。すなわち、発生母体である配偶関係構造の変化によってもたらされた結果であることが分かった。

今後の研究課題として、今回は出生率観察の時間軸を年齢を用いて行ったが、出生が結婚内から発生することから、結婚持続期間を時間軸とした分析が必要となってくる。それは、年齢別女子人口の配偶関係構造が変化をし、さらに既婚女子の結婚持続期間別割合も同様に変化をしているからである。そして、出生は年齢と同様に結婚持続期間によって大きく変化するためである。さらに、出生率が女子の結婚動向に大きく依存しているため、女子の結婚分析を行ってきたが、男子による結婚ならびに出生の分析も必要となってくるであろう。それは、出生が女子を主として発生するものであるが、結婚は男女共通の事項であり、男子の晩婚化あるいは未婚化は、女子のそれに比べより深刻な状況が生じているからである。

また、本研究の最終的な目的は、出生率の予測値あるいは推計の技術的方法である。しかし、出生率の予測は、機械的作業やそれを導く公式は存在しない。そのため、出生率の予測は、出生率の今後の変化を直接推計するのではなく、出生率に影響を及ぼす要因について分析し、それらうち推計可能な普遍的あるいはコンスタントに変化している要因を基に、出生率との関係を用いて推計することになる。そのため、今回出生率に直接影響を及ぼす結婚を軸に分析を行ったが、結婚の予測も出生率と同様に予測方法が確立しているわけではない。したがって、出生率の予測は、結婚の予測を行うことによってのみ可能となるといえる。そのため、結婚の分析が今後、最も重要となってくる。結婚の分析は、当然女子のみの分析ではなく、男子の状況をも加味し、また、出生率よりも未婚者の意識、結婚規範、経済状態、就業状態等々幅の広い分析が必要となってくる。今後、今回の分析を基にして、結婚変動の分析、とくに直接的に結婚動向に影響を及ぼす要因の分析が必要となってくるであろう。

## 参考文献

- [1] 石川 晃 (1983)、わが国女子の追加出生確率について、「人口問題研究」167: 58-63.
- [2] 石川 晃 (1989)、「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.
- [3] 石川 晃 (1990)、「わが国女子の出生力表：1950～88年 —出生力構造の分析—」、厚生省人口問題研究所 研究資料第263号.
- [4] 石川 晃 (1995)、「わが国における法律婚と事実婚」、「人口問題研究」50(4): 45-56.

統計図表

図1 妻の婚姻および離婚の年内届出率

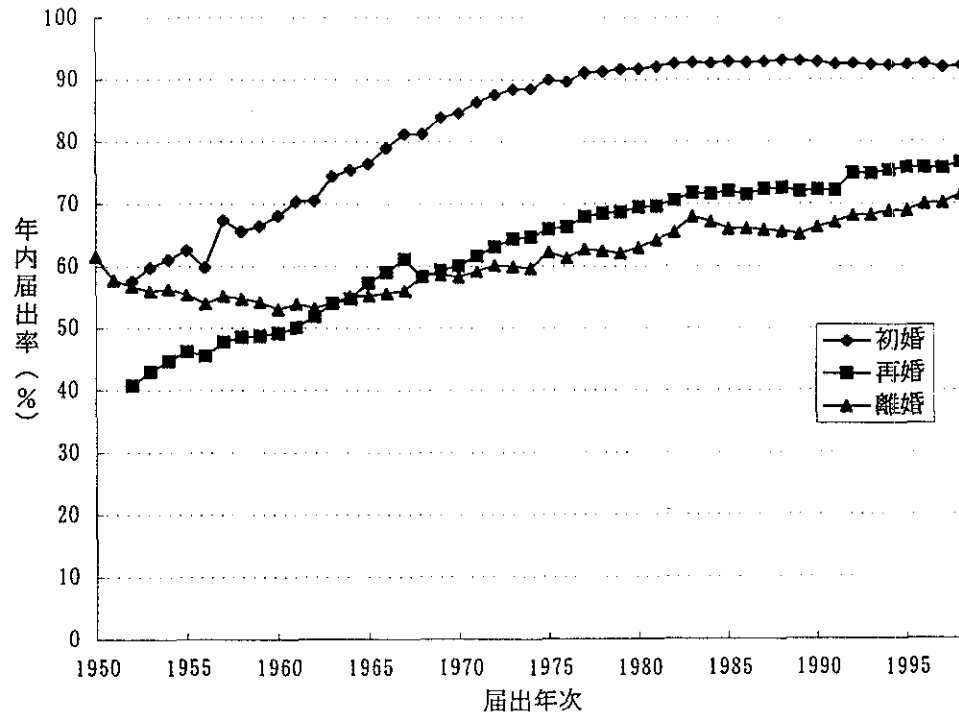


図2 同居からの期間別届け出割合：全婚姻

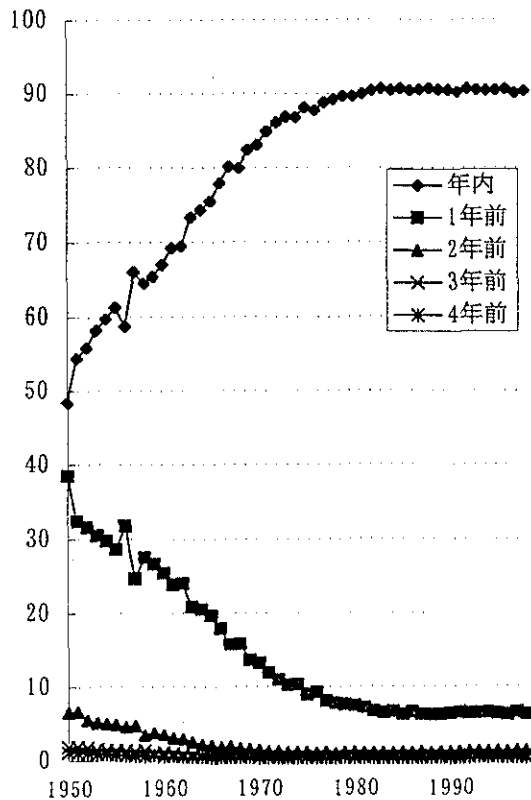


図3 別居からの期間別届け出割合：離婚

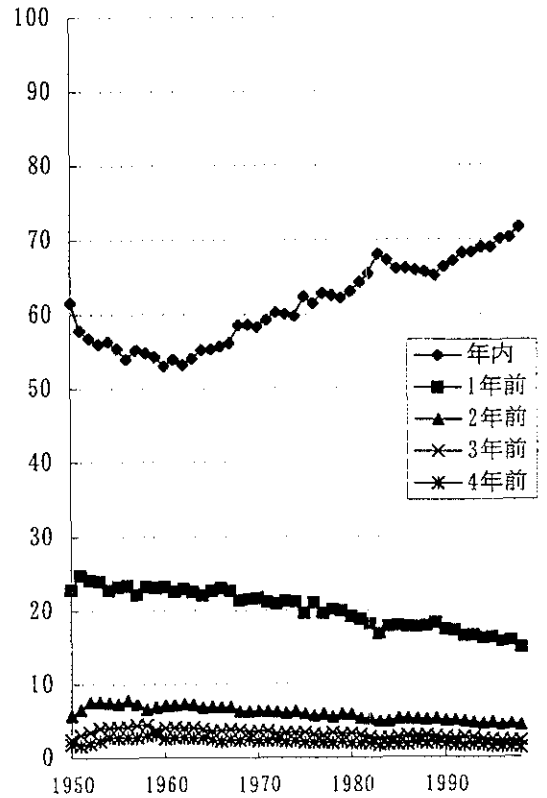


図4 初婚の妻の届け出遅れ率：1975～95年

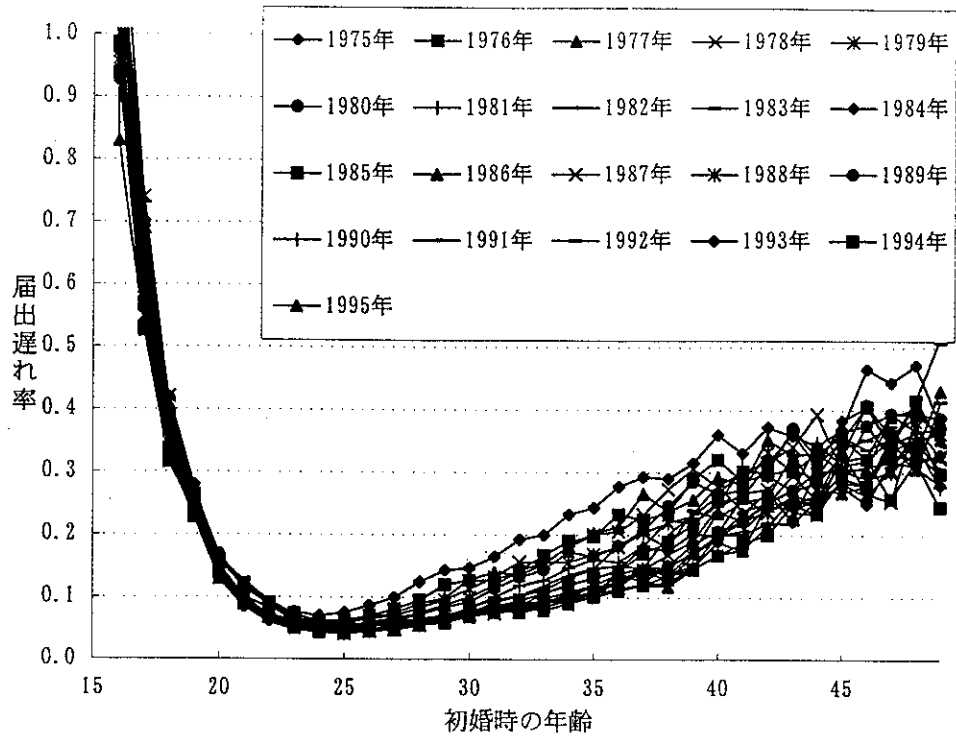


図5 1975～77年に結婚した初婚の妻の届け出遅れ率（対年内届け出）  
—事実発生から20年間累積値

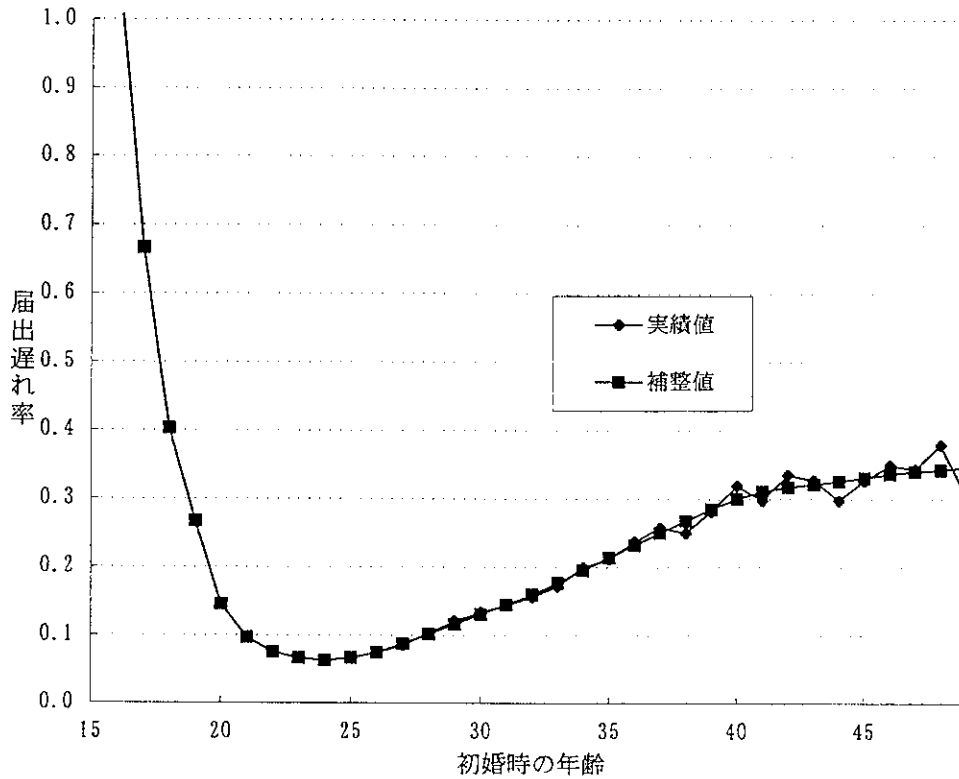


図6 再婚の妻の届け出遅れ率：1975～95年

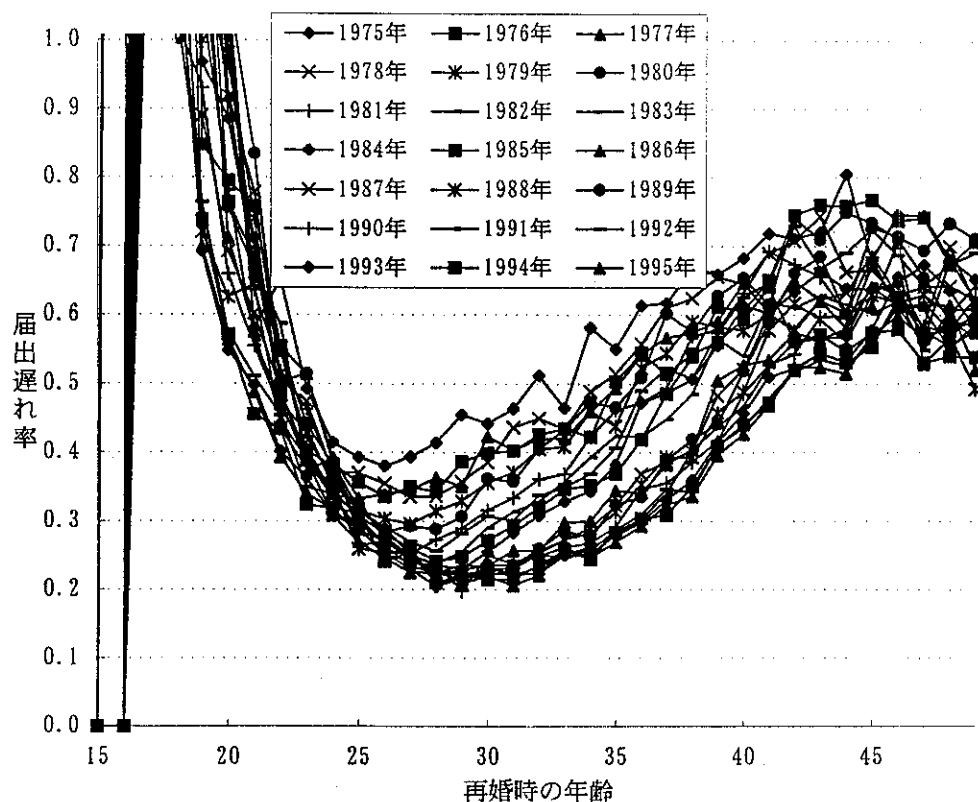


図7 1975～77年に結婚した再婚の妻の届け出遅れ率（対年内届け出）  
—事実発生から20年間累積値

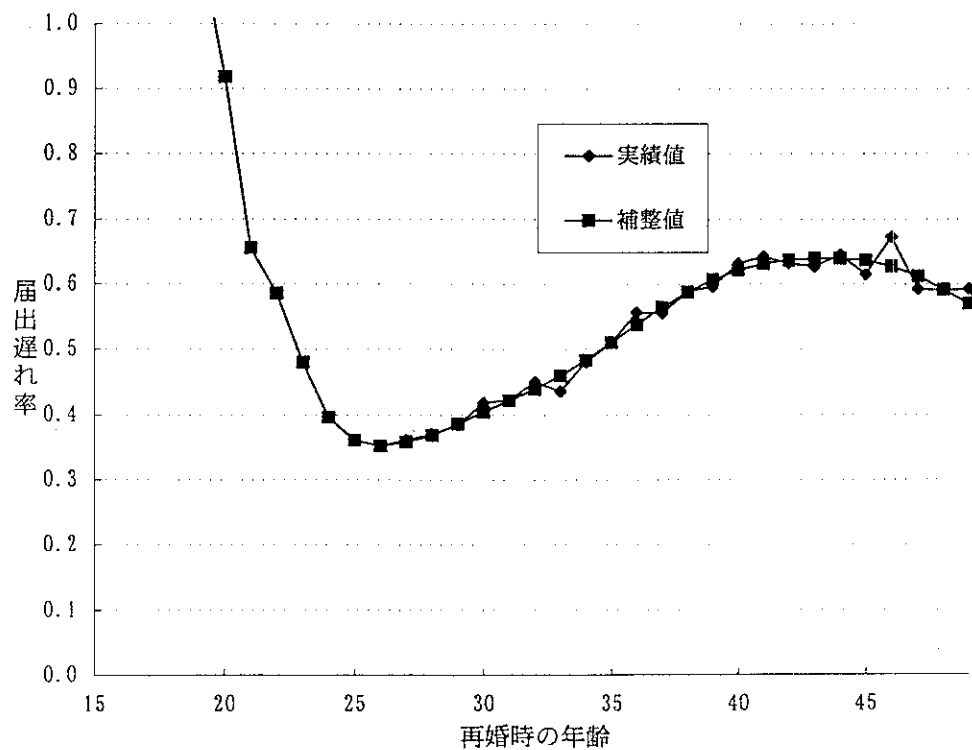


図8 再婚の妻の届け出遅れ率：1975～95年

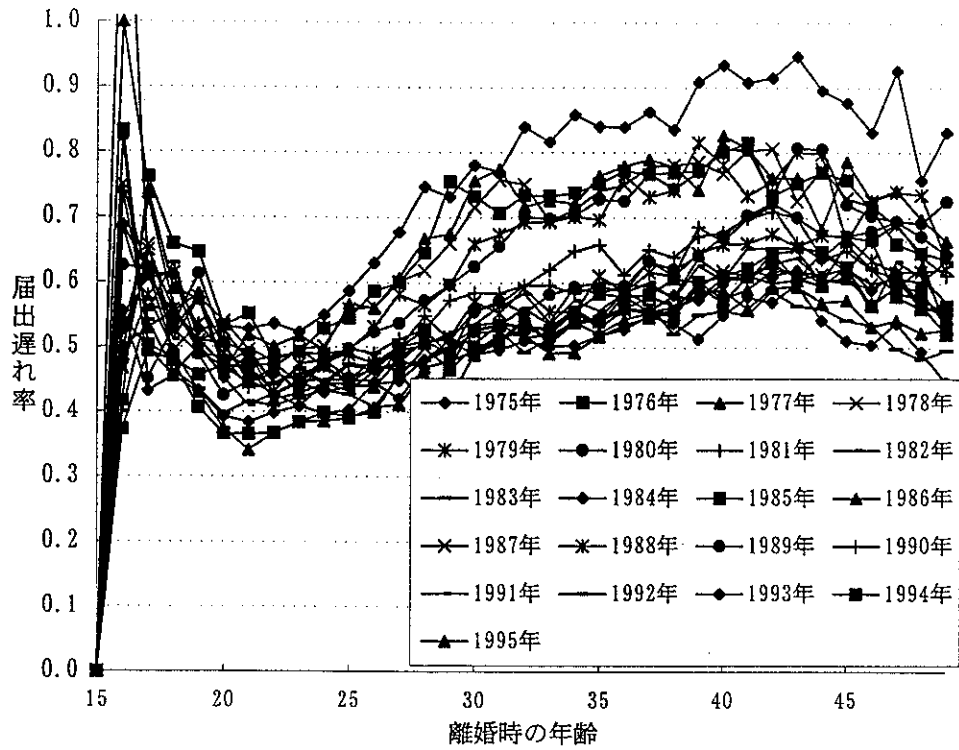


図9 1975～77年に離婚の妻の届け出遅れ率（対年内届け出）  
—事実発生から20年間累積値

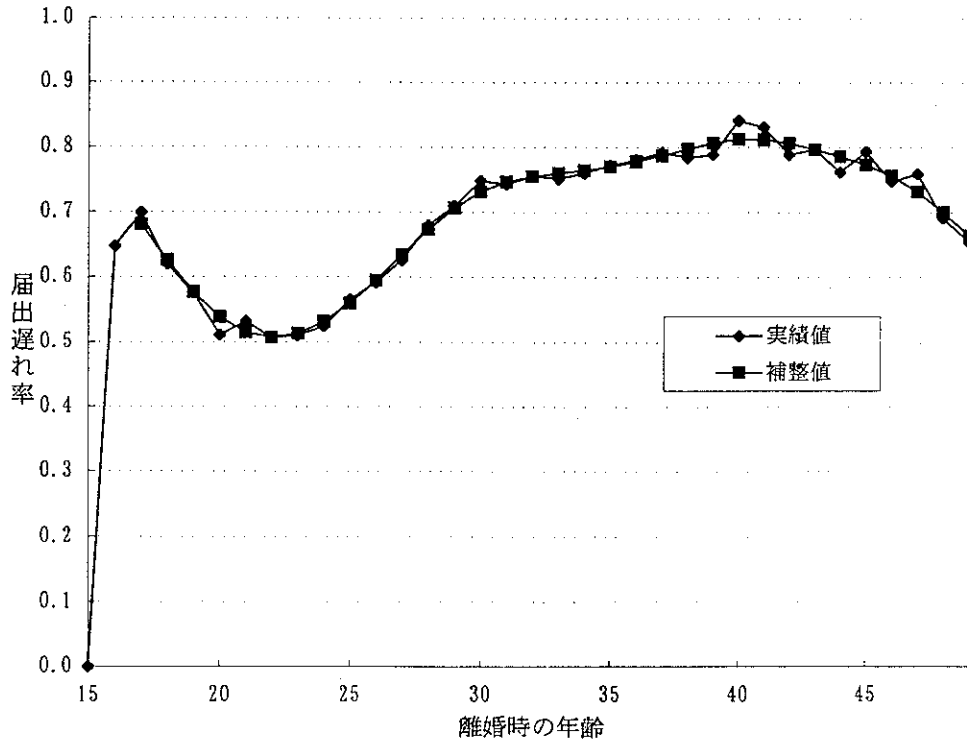




図10 再婚の妻の届け出遅れ率(対年内届け出)の推定：1950～70年

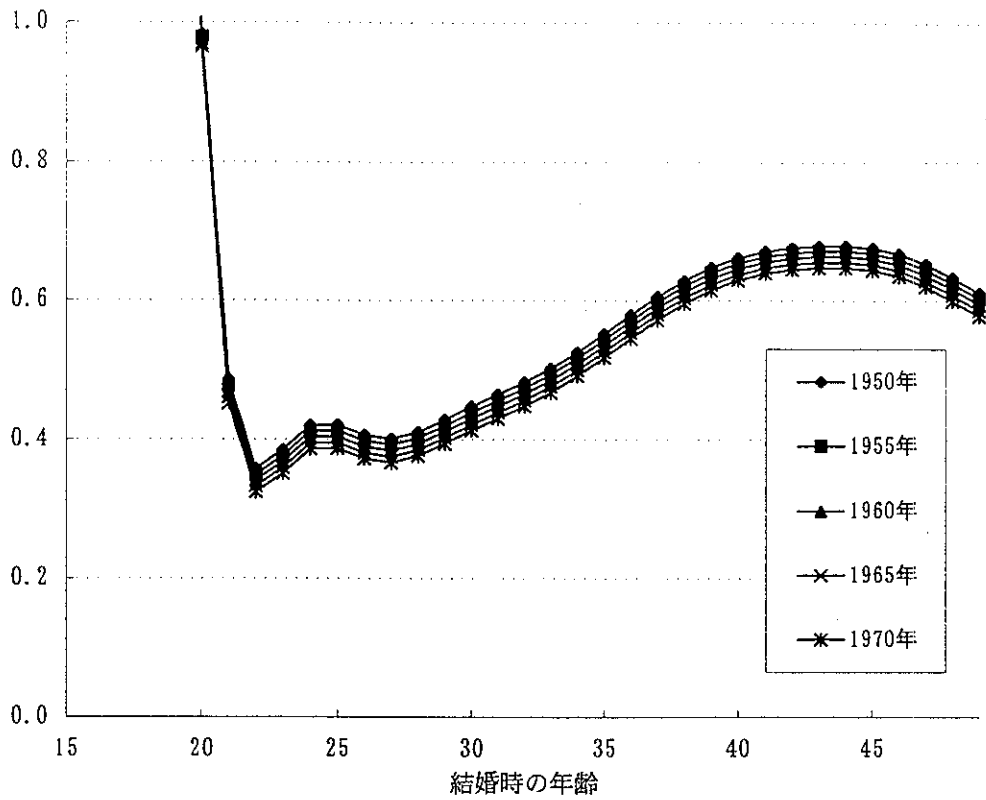


図11 離婚の妻の届け出遅れ率(対年内届け出)の推定：1950～70年

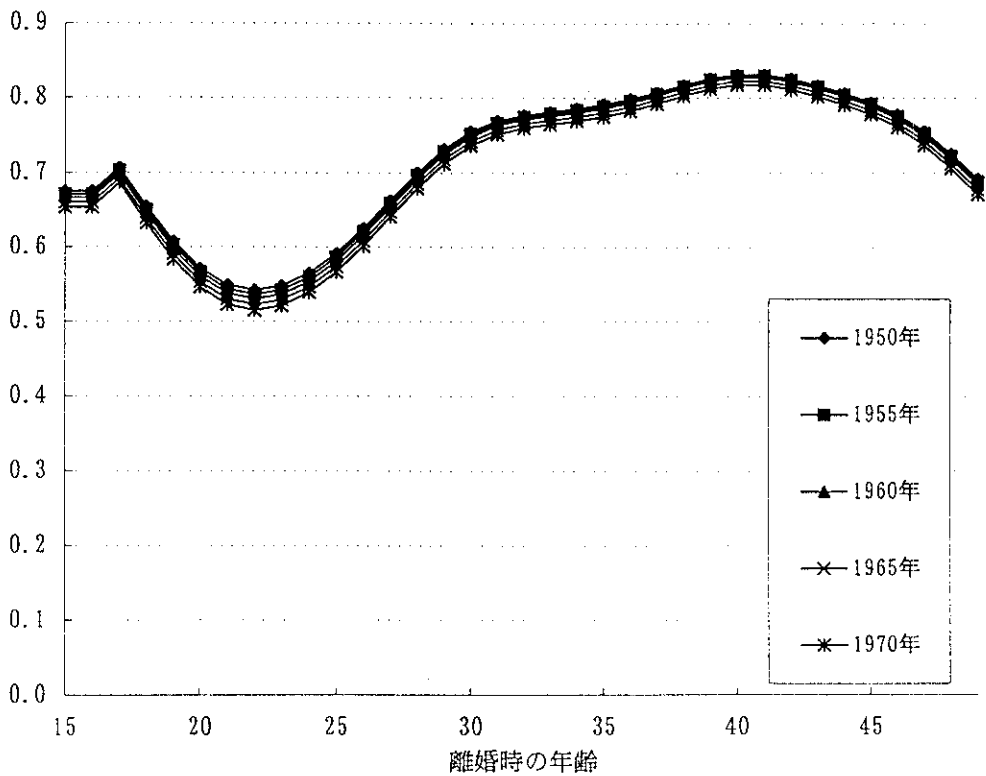


図12 コーホート別女子の有配偶率

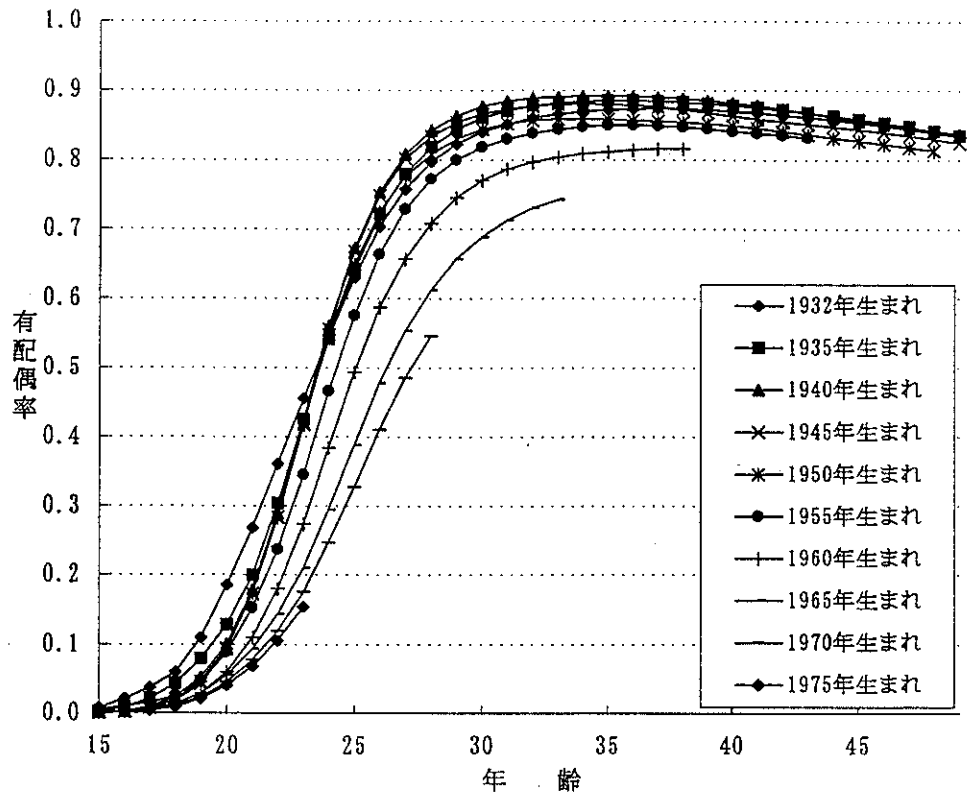
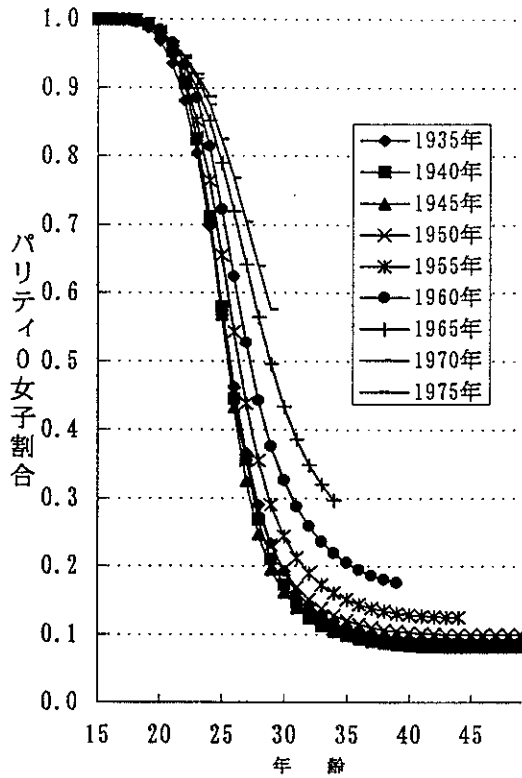
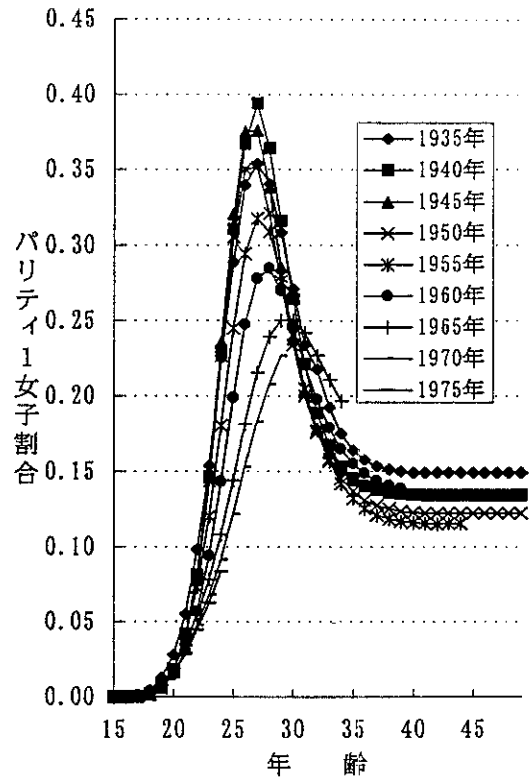


図13 コーホート別女子のパーティ構造

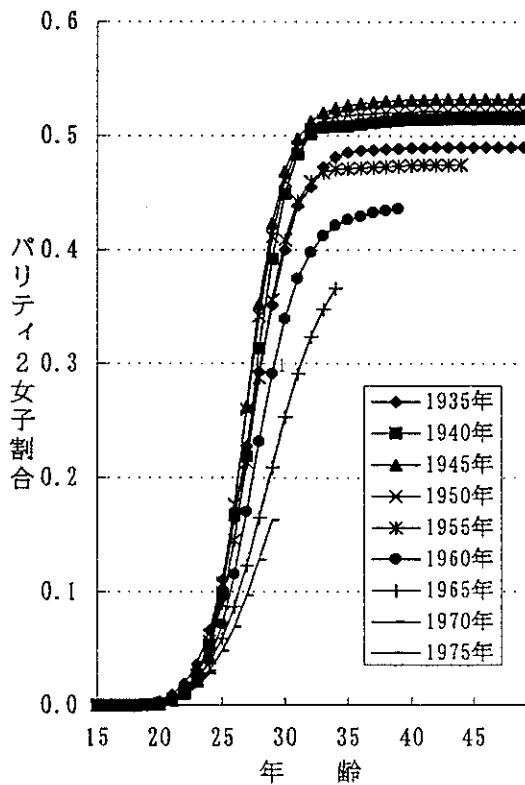
(1) パリティ0女子割合



(2) パリティ1女子割合



(3) パリティ2女子割合



(4) パリティ3女子割合

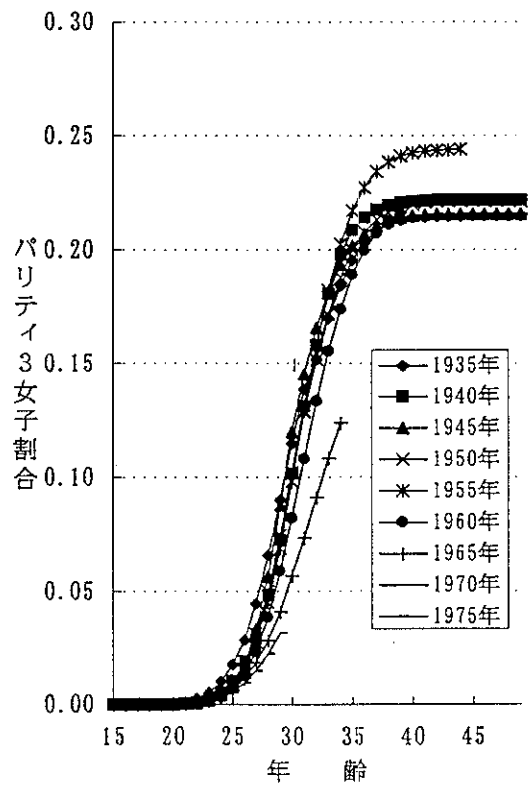
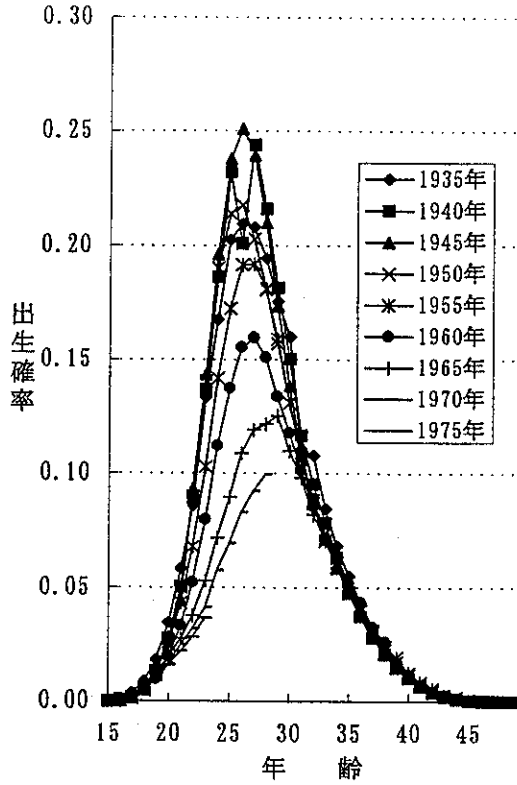
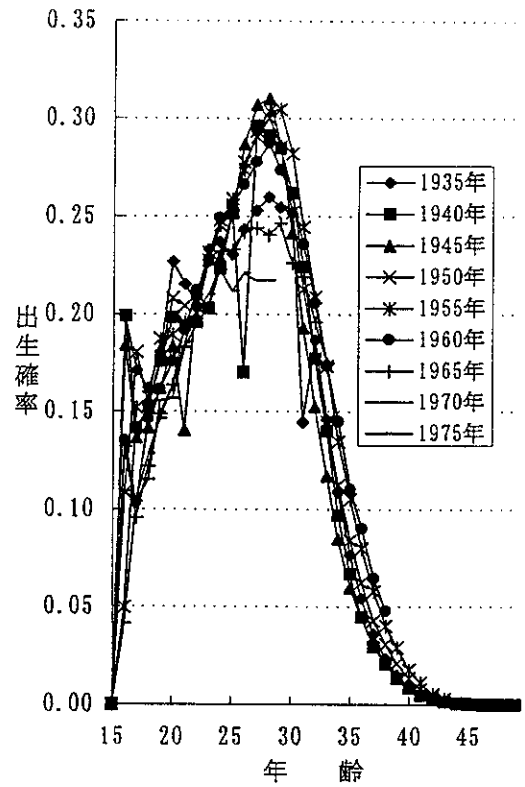


図14 コーホート別女子の出生確率

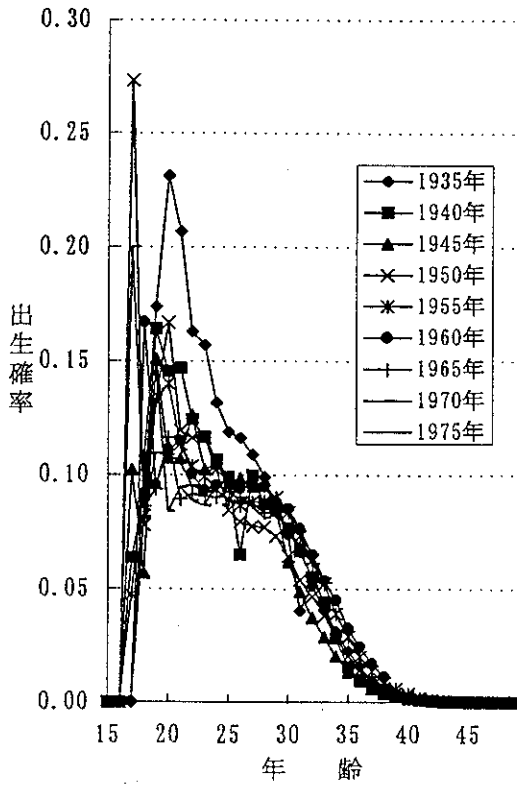
(1) 第1子出生確率



(2) 第2子出生確率



(3) 第3子出生確率



(4) 第4子出生確率

