

コーホート法による出生率予測の試み

阿藤誠・石川晃・池ノ上正子

I 最近の出生率の動向

周知のように、わが国の普通出生率は昭和48年に19.4を記録して以来年々低下を続け、昭和59年には12.5に達した(表1)。一方、年齢構造変化の影響を受けない年次別の出生率である合計特殊出生率(TFR)の推移をみると、昭和48年の2.14以後大きく低下したが、昭和56年には1.74で底をうち、その後の3年間は上昇傾向にある。また年齢別出生率の動きをみると、25歳までの出生率は昭和

48年以来一貫して低下しているのに対し、それより上の年齢では昭和50年以降(年齢によって異なるが)徐々に上昇に転じている。

筆者の一人は、かつて合計特殊出生率がまだ低下を続けていた昭和55年までのデータを用いて最近の出生率低下の原因を分析した。その論点を要約すると以下の通りである¹⁾。

(1) 昭和48年から55年までの普通出生率の低下をdecomposition法によって分析すると、全低下の4割強は年齢構造が生に不利になったことで説明され、残り6割は年齢別出生率の低下で説明される。さらに合計特殊出生率低下の8割は有配偶率の低下、2割は有配偶出生率の低下で説明される。

表1 出生の動向

年次	出生数 (単位 千)	普通出生率 (人口千人当たり)	合計特殊出生率 (TFR)
昭和25年	2,338	28.1	3.65
30	1,731	19.4	2.37
35	1,606	17.2	2.00
40	1,824	18.6	2.14
45	1,934	18.8	2.13
46	2,001	19.2	2.16
47	2,039	19.3	2.14
48	2,092	19.4	2.14
49	2,030	18.6	2.05
50	1,901	17.1	1.91
51	1,833	16.3	1.85
52	1,755	15.5	1.80
53	1,709	14.9	1.79
54	1,643	14.2	1.77
55	1,577	13.6	1.75
56	1,529	13.0	1.74
57	1,515	12.8	1.77
58	1,509	12.7	1.80
59	1,490	12.5	1.81

1) 阿藤誠,「わが国最近の出生率低下の分析」,『人口学研究』,第5号,1982年,pp.17-24.

(2) 有配偶出生率の低下がわずかであることは、結婚後の女子の出生過程にあまり変化のないことを示唆するが、これは昭和52年の第7次出産力調査の結果からある程度裏付けられる。すなわち、その時点で過去10年間にほぼ子供を生み終えた夫婦の平均出生児数は2.2人前後と変化が少なく、未だ子供を生み終えていない若い夫婦の予定子供数は同じく平均2.2人である。

また、昭和45-50年に実施された夫婦の出生抑制行動に関する調査の結果をみても出生抑制行動のパターンにはほとんど変化がみられない。

(3) 一方、この時期の有配偶率の低下については、(年齢構造の変化の影響を受けない)合計初婚率(TFMR)が昭和47年から52年まで低下しており、(標準化)平均初婚年齢が昭和47年から55年にかけて一貫して上昇していることからみて、晩婚化が進み若年齢層における有配偶率が低下したためと考えるべきである。

(4) わが国の皆婚慣行は強固であるから、近年の晩婚化は生涯未婚率の上昇にはつながらないと考えられる。晩婚化を促したいいくつかの要因は取り除かれつつあると考えられるので、いずれ晩婚化は止まるであろう。しかも近年の有配偶出生率の低下はごくわずかであるから、結婚を遅らせてきた人々が比較的“高年齢”で出産を始めるとともに出生率は回復し始めるであろう。

以上の分析の結果は、その後の結婚と出生に関する人口動態統計のデータ、昭和57年に実施された第8次出産力調査、昭和56、59年に実施された家族計画に関する全国調査の結果によっても裏付けられ、最近の合計特殊出生率の低下は主として晩婚化による若い年齢層の有配偶率の低下のためであると結論づけられた²⁾。また合計初婚率が昭和53年から上昇に転じたのに続いて合計特殊出生率も昭和56年を底として、以後3年間上昇に転じたのは、コーホート間で進行してきた晩婚化がほぼ止まり、結婚を遅らせてきた人々が従来よりも高い年齢で結婚し、従来よりも高い年齢で出産するようになったからと推論された³⁾。

さて、最近の年次別出生率の変化は、主として、コーホート間で進んできた晩婚化→晩産化によって引き起こされたという以上の推論は、出産力調査データを除けばもっぱら年次別のデータに基づいて導き出されたものであった。晩婚化→晩産化の進行をコーホート別のデータで直接的に検証しようとする試みは、これまでのところ、ほとんどなかった⁴⁾。本稿では、出生率、初婚率の動きをコーホート別のデータで検討し、しかる後に、コーホート出生率の動向をモデル化することによって年次別出生率の動向予測を試みた。

II コーホート観察による初婚と出生の動向

戦後の人口動態統計を用いて計算できるコーホート出生率は、昭和22年15歳コーホート(昭和6年と7年の出生コーホート)以降の出生率である(以下 t 年15歳コーホートを C^t 、その年齢別出生率を C_{fx}^t (一般

2) 厚生省人口問題研究所、「(第8次出産力調査第I報告書)日本人の結婚と出産」、1983年。同、「(第8次出産力調査第II報告書)独身青年層の結婚観と子供観」、1983年。毎日新聞社人口問題調査会、「第16回全国家族計画世論調査報告書」、1981年。同、「第17回全国家族計画世論調査報告書」、1984年。

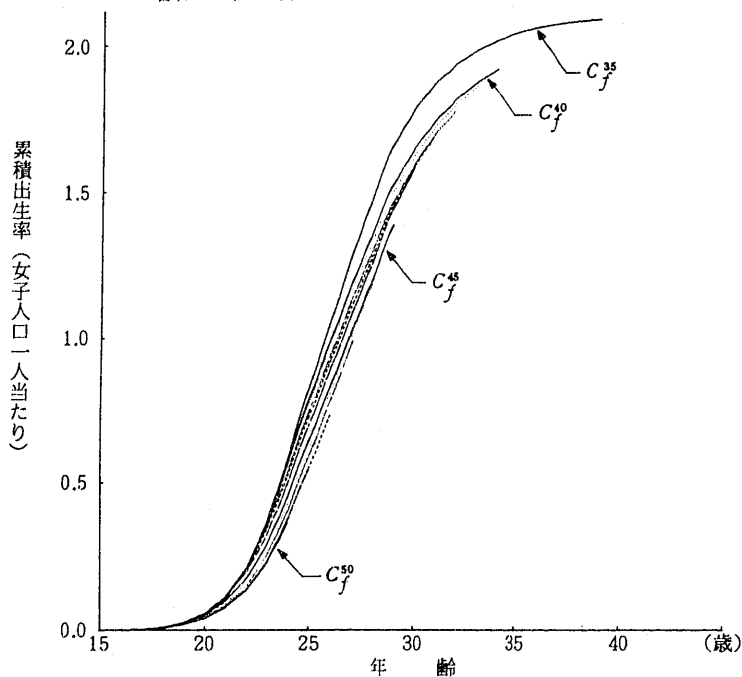
3) 阿藤 誠、「出生率低下の原因と今後の見通し」、『人口問題研究』、第171号、1984年7月、pp. 22-35。

4) 厚生省人口問題研究所、「日本の将来推計人口-昭和56年11月推計」、1981年は、TFMR低下の晩婚化主因説にたつてコーホート法による出生率の予測を行っているが、十分な実証分析を欠いていた。厚生省人口問題研究所、「出生力の生物人口学的分析」、特研研究報告資料、1984年は、晩婚化→晩産化のメカニズムをマイクロ・シミュレーションの手法を用いて明らかにしたが、現状分析とはやゝ距離がある。人口動態統計による出生データをコーホートの的に再編成し、最近の出生率変化をパリティ拡大率変化の観点から観察しようとした試みとしては、石川 晃、「わが国女子の追加出生確率について」、『人口問題研究』、第167号、昭和58年7月、pp. 58-63がある。

的には C_f^t), その累積出生率を $C_{f15\sim x}^t$, 完結出生率を $TFR^{ct} (= \sum C_{fx}^t = C_{f15\sim 49}^t)$ で表わす). 当然のことながら, 昭和59年現在で出生を完結させているコーホートは $C^{22}\sim C^{25}$ のみで, 他のコーホートの出生は未完であり, しかもコーホート毎に最新実績の年齢が異なる. そのためコーホート出生率パターンの比較は年次別出生率パターンの比較ほど容易でない. しかしながら $C_f^{22}\sim C_f^{59}$ をあげて比較検討してみると, いくつかの傾向が指摘できる(附表1, 2).

(1) $C^{22}\sim C^{35}$ で最終累積出生率($C_{f15\sim x}$)が2.00を割っているのは C^{30} のみである⁵⁾. 逆に2.05を越えたのは C^{23}, C^{28}, C^{32} のみである(換言すれば, 戦後出産過程に入ったコーホートで人口置き換えレベルの TFR^c を維持したコーホートはむしろ例外的である).

図1 コーホート別累積出生率の推移
: 昭和35年15歳および昭和40年15歳~52年15歳, 各年



(2) 35歳前後の累積出生率をコーホート間で比べると, C_f^{35} に比べて $C_f^{36}\sim C_f^{40}$ はわずかに $(0.05 \pm \alpha)$ ではあるが低下しているように見える(図1).

(3) $C^{36}\sim C^{40}$ の出生過程を比べると特にはっきりした傾向がみられない(C^{37} のみは異常に低い). ところが $C^{40}\sim C^{52}$ では, 同年齢ごとの累積出生率を比較すると, 新しいコーホートほど低い.

(4) C_f のピーク年齢を比べると, $C^{22}\sim C^{45}$ では C^{30} (27歳)と $C^{32}, C^{38}\sim C^{40}$ (25歳)を除いてすべて26歳であるが, C^{46}, C^{47} では27歳に移っている(図2). ピーク時の出生率のレベルは $C^{22}\sim C^{35}$ はしだいに上昇してきたが, C^{35} 以降はしだいに低下傾向にある.

以上のポイントは, 昭和36年以後に出生過程に入ったコーホートの TFR^c はそれ以前に比べていくぶん低くなる可能性があるということと, 昭和40年以後に出生過程に入ったコーホートは順次晩産化しているということである.

つぎに同じ人口動態統計のデータを用いて, コーホート別の年齢別初婚率ならびに累積初婚率を計測した. 周知のように夫妻の年齢別の婚姻についてのデータは挙式(又は同居)と届出が同年のものに限られ, その年に挙式(又は同居)があったにもかかわらず, 翌年以降に届出られる「届出遅れ」がかなりのウェイトを占める. そこで年齢別の初婚率の計算に際しては, 初婚の届出遅れの補正が必要である. これについては既に小林の研究⁶⁾があり, 昭和25~昭和50年の国勢調査年次ごとに, 推定

5) C^{30} ならびに下記の C^{37} の出生率が他に比べて異常に低いのは, みかけ上のものである. すなわち, この両コーホートは各々昭和14年, 15年と昭和21年, 22年出生コーホートであり, どちらもちょうど出生急増期のコーホートにあたる. わが国の出生率算定にあたっては10月1日人口を分母人口として用いているため, 当該人口が出生急増期の人口であると10月1日人口は年央人口に比べて過大評価され, そのため10月1日人口に基づく出生率は過小評価されることになる. 分母人口に年央人口を用いると C^{30} も C^{37} も他のコーホートとそれほど変わらない出生率となる. これについては, 厚生省人口問題研究所, 「戦後の日本人人口ならびに人口動態改算の試み」, 研究資料第238号, 1985年を参照のこと.

6) 小林和正, 「わが国戦後の初婚率と初婚年齢」, 『人口学研究』, 第2号, 1979年5月, pp. 11-16.

図2 コーホート別出生率パターンの推移
：昭和35年15歳および昭和40年15歳
～52年15歳，各年

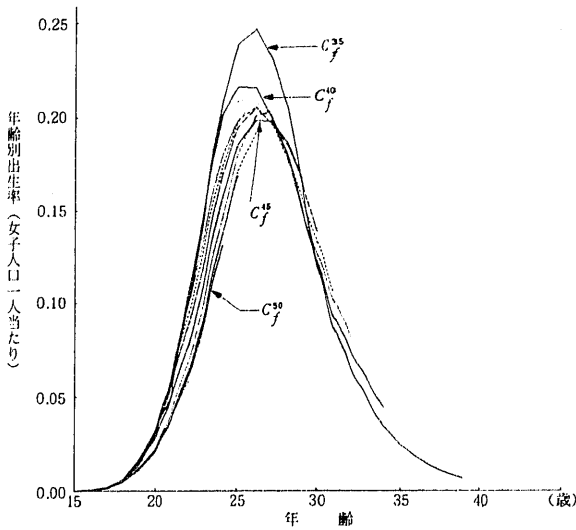
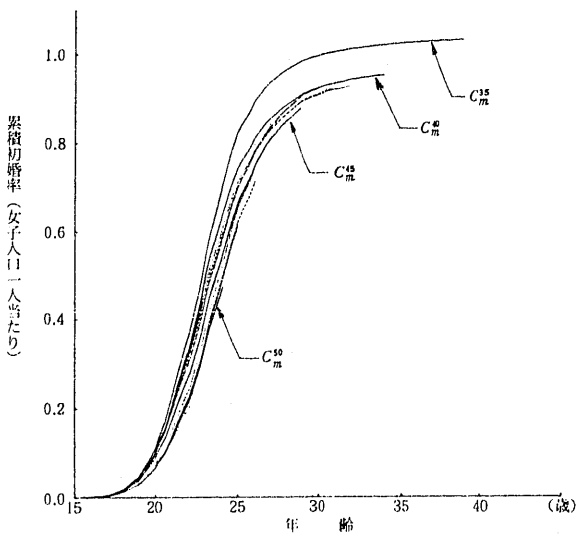


図3 コーホート別累積初婚率の推移（女子）
：昭和35年15歳および昭和40年15歳
～52年15歳，各年



された届出遅れの率が低下してきていることが示されている。今、昭和22年～59年の毎年の妻の初婚の届出総数を同年の挙式＝届出の総数で割った商（これを補正係数とする）を求めると、小林が5年毎に求めた係数の傾向線とほとんど一致する。そこで、本稿では、この補正係数を（人口動態統計に掲げられた）妻の年齢別初婚者数に一律に適用して、妻の届出遅れ分を修正した⁷⁾。この妻の年齢別推定初婚数を毎年の年齢別女子人口で割ったものが妻の年齢別初婚率であり、これを出生率と同様にコーホート別に観察したものがコーホート初婚率である（以下 t 年15歳コーホートの年齢別初婚率を C_{mx}^t （一般的には C_m^t ）、その累積初婚率を $C_{m15\sim x}^t$ 、15～49歳の累積初婚率（生涯既婚率）を $TFMR^{ct} (= \sum C_{mx}^t = C_{m15\sim 49}^t)$ で表わす⁸⁾。以下、コーホート出生率の場合同様に、 $C_m^{22} \sim C_m^{59}$ を比較すると次のような傾向が見出される。

(1) $C_m^{22} \sim C_m^{35}$ で最終累積初婚率が 0.95 を割っているのは C_m^{30} のみである（換言すれば、戦後結婚適齢期を迎えたコーホートの皆婚パターンは今のところ変わっていない⁹⁾。

(2) $C_m^{22} \sim C_m^{35}$ に比べて $C_m^{36} \sim C_m^{40}$ の累積初婚率はやや低下している（図3）。ただし、 $C_m^{36} \sim C_m^{40}$ の初婚過程を比べると特にはっきりした傾向はみられない（ C_m^{37} のみが異常に低い）。

(3) $C_m^{40} \sim C_m^{52}$ の同一年齢ごとの累積初婚率を比較すると、新しいコーホートほど低い。すなわち $C_m^{40} \sim C_m^{52}$ の間で晩婚化が進行している。

(4) C_m のピーク年齢を比べると、 $C_m^{22} \sim C_m^{44}$ では、 C_m^{23} （22歳）、 C_m^{30} （24歳）を除いてすべて23歳であるが、 $C_m^{45} \sim C_m^{50}$ では24歳に移っている（図4）。ピーク時の初婚率のレベルは $C_m^{22} \sim C_m^{23}$ から C_m^{24} へ大きく低下した後、 $C_m^{24} \sim C_m^{35}$ はしだいに上昇してきた。 $C_m^{36} \sim C_m^{40}$ はやや低下気味というほどであったが、 $C_m^{40} \sim$ は再び低下の傾向が顕著である。

7) 実際に使用した毎年の補正係数は以下の通りである。

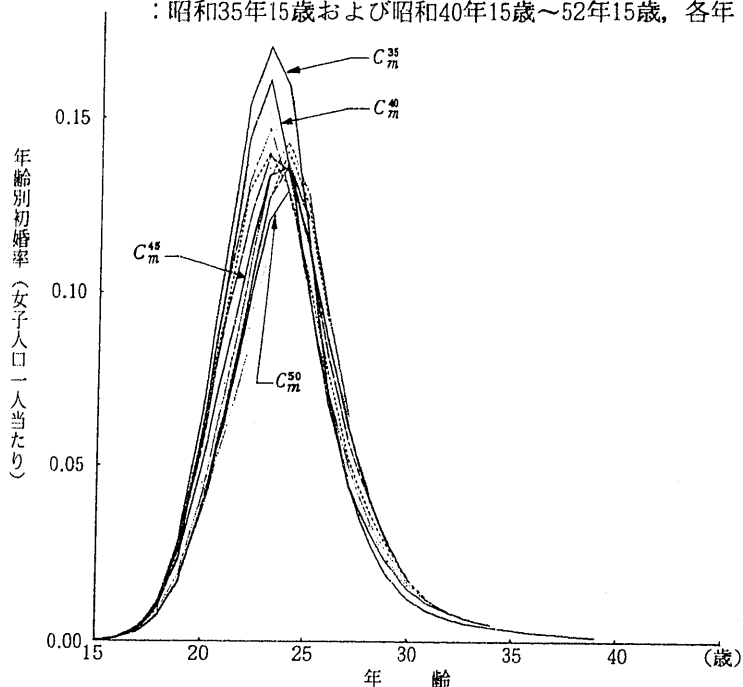
昭和35年(1.5), 昭和36～37年(1.4), 38年(1.2), 39～41年(1.3), 42～45年(1.2), 46～59年(1.1)。

8) 初婚と出生との関連を知ることを目的としたため、年齢別初婚率 m_{xx} の計算を15～49歳とした。 $TFMR^c = \sum C_{mx}^t$ は出生率の場合の $TFR^c = \sum C_{fx}^t$ (または $GRR^c = \sum C_{rfx}^t$) に対応するから、死亡率を考慮に入れない累積初婚指標（いわば Gross Nuptiality Rate）である。

9) C_m^{30} と C_m^{37} の初婚率が他に比べて低いのは、注5の出生率の場合と同様の理由による。

図4 コーホート別初婚率の推移（女子）

：昭和35年15歳および昭和40年15歳～52年15歳，各年



以上のポイントは、昭和36～40年以後に初婚過程に入ったコーホートから順次晩婚化が進んでいるということである。同時に、このコーホート初婚率の推移と前述のコーホート出生率の推移とがほとんど完全に対応しているという事実から判断して、昭和40年15歳コーホート以降の晩産化はほぼ晩婚化によって引き起こされたと結論できそうである。

III コーホート法による年次別出生率の予測

(1) 基本的アイデア

コーホート初婚率とコーホート出生率の推移を比較検討した結果、最

近の（年次別） TFR の変化は主としてコーホート毎の晩婚化、晩産化によって起こっているという推論があらためて確認された。この推論を前提とすれば、年次別 TFR の将来動向はコーホート別の初婚の将来動向が見通せれば予測可能ということになる。言い換えれば、 TFR の予測にあたって、理論的には TFR の動向に影響を及ぼすと考えられる年次別の変動要因、夫婦出生力の動向とその社会経済的要因についてはほぼ無視してもかまわないということになる。

ところで他の社会経済的要因は考えずに、初婚年齢と夫婦の出生過程の関係のみをモデル化する方法はいくつか考えられる。たとえば、初婚の推計に続いて、年齢別結婚持続期間別の有配偶女子人口を推定し、それに年齢別結婚持続期間別の有配偶出生率を掛けて、出生数ならびに年次別の出生率を予測していく方法が、マクロ・シミュレーションあるいはマイクロ・シミュレーション法によって試みられている¹⁰⁾。また、未婚から初婚への移行確率とパリティ拡大率を用いて出生率を予測する方法なども考えられる¹¹⁾。このような結婚と出生力の関係を明示的にモデル化する努力は今後とも推し進められるべきであるが、現状では、結婚データならびに夫婦出生力データの信頼度が出生のそれに比べて低いこと、初婚パターンの予測が難しいこと、離死別、再婚、非有配偶女子人口の出生率の推定の必要性など、結婚の要素をとり入れた出生率予測モデルの実用化にはまだ時間がかかると思われる。

一方、最近の出生率の動きはもっぱら初婚の動向によって決められており、結婚後の女子の再生産のパターンは全く不変であると仮定できれば、晩婚化→晩産化のメカニズムは、完結出生率水準が一定のままで年齢別出生率曲線が漸次高年齢に移行していくプロセスとして表わせるであろう¹²⁾。この

10) マイクロ・シミュレーション法については、前掲注4) 文献、河野綱果，他、「マイクロ・シミュレーションによる日本出生力の生物人口学的分析—昭和55—57年度特別研究報告」、『人口問題研究』，第168号，昭和58年，pp. 1—29，マクロ・シミュレーション法については、伊藤達也，他、「結婚の変動からみた1960年代以降わが国出生変動の分析」、『人口問題研究』，第157号，昭和56年，pp. 28—51を参照のこと。

11) パリティ拡大率を用いた将来人口推計のアイデアについては、Feeny, G., "Parity progression projection" International Population Conference, Florence 1985, I US SP, 1985, Vol. 4, pp. 125—136.

12) 年齢別出生率曲線を高年齢に移行させる場合に、曲線のパターンを一定とする方法（後述Aの平行移動モデル）と曲線の型を変える方法（後述Bのモデル）がありうる。

場合、初婚の動向はコーホート出生率の動向にそのまま反映されているとみなせるから、あらためて初婚の要素をモデルに組み入れる必要はなくなる。以下では、このような基本的仮定から出発した出生率予測の試みを紹介したい。

(A) 平行移動モデル

標準出生率パターンの設定

コーホート出生率の比較検討から、 $C_f^{36} \sim$ の完結出生力水準は $\sim C_f^{35}$ のそれよりもやゝ低い可能性があり、しかも $C_f^{36} \sim C_f^{40}$ のパターンには一貫した変化がみられず、さらに $C_f^{40} \sim$ では順次晩産化していることが分った。そこで、 $C_{fx}^{36} \sim C_{fx}^{40}$ を用いて、標準出生率パターン C_{fx}^s ($x=15 \sim 33$)を、

$$C_{fx}^s = \frac{\sum_{t=36}^{40} C_f^t}{4} : x=15 \sim 33 \text{ (ただし, } C_{fx}^{37} \text{ は除く)} \text{ によって求めた。}$$

さらに $C_{f34}^s \sim C_{f49}^s$ については、

$$C_{f33+j}^s = \frac{\sum_{\kappa=j}^{j+2} C^{40-\kappa}}{3} : j=1 \sim 16 \text{ (ただし } C_{fx}^{37} \text{ は除く)} \text{ によって求めた。その結果, } \sum_{x=15}^{49} C_{fx}^s =$$

$TFR^{c^s} = 1.96809$ となった。以下の平行移動モデルでは C_{fx}^s を定数倍することにより TFR^{c^s} を変化させることとした。また、晩婚化の出発点を C^{40} とした ($\sim C^{35}$ については $TFR^c = 2.05$, $C^{35} \sim$

C^{40} については $TFR^{c^{35}} (= 2.05)$

$\sim TFR^{c^{40}}$ (= 変数) の直線的变化を仮定した)。

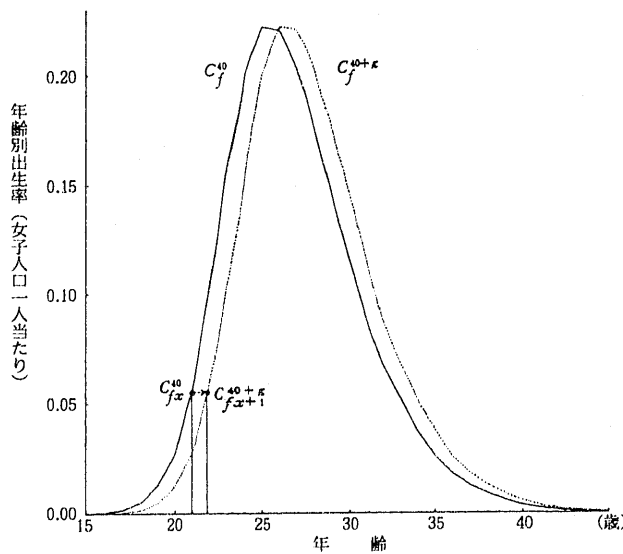
三変数モデル

本モデルにおいては、晩婚化→晩産化の進行を C_f^s の平行移動で表わす (つまり C_f^s のパターンは一定と仮定する)¹³⁾。本モデルの変数は

- ① TFR^{c^s}
- ② Z = 晩産化の年数
- ③ K = 晩産化のスピード ($C_{fi}^{40} = C_{fi+1}^{40+K}$ で表わす) の三つとし、これら三変数の値を変化させることによ

って昭和50年以降の TFR の推移をどの程度再現できるかをテストした (図5)¹⁴⁾。

図5 平行移動モデル：昭和40年15歳→昭和(40+K)年15歳



注1) 晩産化のスピードは、 $C_{fx}^{40} = C_{fx+1}^{40+K}$ で表わす。

注2) 晩産化の年数は、 $C_f^{40} \rightarrow C_f^{40+Z}$ とする。

13) コーホート出生率パターンの平行移動モデルにより TFR の低下、回復が起こることを数学的に証明したのは、河野綱果・石川 晃、「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第174号、昭和60年4月、pp. 19-39。

14) 晩産化のスピード (K 年) については、 K 年間で各出生率が1歳分高年齢にシフトすると考え、昭和40+ K 年15歳コーホートの $x+1$ 歳の出生率 (C_{fx+1}^{40+K}) が昭和40年15歳コーホートの x 歳の出生率 (C_{fx}^{40}) に等しくなるようにすることで表現する。また、 Z を晩産化が継続する年数とすると、昭和40+ Z 年15歳コーホートの x 歳の出生率 (C_{fx}^{40+Z}) は、 $C_{fx}^{40+Z} = C_{fx}^{40} + \frac{Z}{K} (C_{fx-1}^{40} - C_{fx}^{40})$ により求める。さらに、 C_{fx}^{40} と C_{fx}^{40+Z} の間のコーホートにおける x 歳の出生率は C_{fx}^{40} および C_{fx}^{40+Z} の間をそれぞれ直線補間して求める。

テスト結果

$TFR^{cs} = 1.90, 1.95, 2.00, 2.05$ の4ケースで $Z = 5 \sim 10$ 年, $K = 5 \sim 7$ 年を組み合わせで試算した結果, $TFR^{cs} = 2.00, Z = 8, K = 5$ と $TFR^{cs} = 1.95, Z = 8, K = 6$ の二つのケースが昭和50年-59年の TFR の推移をきわめて良好に再現することが分った。(表2の②と③). また, $TFR^{cs} = 1.90$ 又は 2.05 では TFR の実績と乖離すること, $TFR^{cs} = 1.95$ 又は 2.00 でも $Z = 10$ 年では

表2 各種モデルによる合計特殊出生率(TFR)比較表: 昭和50年~75年

年次	実績	平行移動モデル				パターン 変 化 モ デ ル TFR^c =1.97
		②	③	④	⑤	
		$TFR^c=2.00$ 5+3年	$TFR^c=1.95$ 6+4年	$TFR^c=1.95$ 6+2年	$TFR^c=1.95$ 7+3年	
昭和50年	1.91	1.91	1.91	1.90	1.87	1.93
51	1.85	1.86	1.87	1.86	1.84	1.90
52	1.80	1.82	1.84	1.81	1.81	1.88
53	1.79	1.79	1.81	1.78	1.78	1.85
54	1.77	1.76	1.78	1.76	1.76	1.82
55	1.75	1.75	1.77	1.74	1.75	1.80
56	1.74	1.74	1.76	1.74	1.74	1.79
57	1.77	1.74	1.75	1.74	1.74	1.79
58	1.80	1.75	1.75	1.75	1.74	1.80
59	1.81	1.78	1.76	1.77	1.75	1.81
60		1.80	1.77	1.80	1.76	1.82
61		1.84	1.79	1.82	1.78	1.83
62		1.87	1.82	1.85	1.81	1.85
63		1.90	1.85	1.87	1.83	1.86
64		1.92	1.88	1.89	1.86	1.88
65		1.94	1.91	1.91	1.88	1.90
66		1.96	1.93	1.92	1.90	1.92
67		1.97	1.95	1.93	1.91	1.93
68		1.98	1.96	1.93	1.92	1.94
69		1.99	1.97	1.94	1.93	1.95
70		1.99	1.98	1.94	1.94	1.96
75		2.00	2.00	1.95	1.95	1.97

TFR 回復のタイミングが遅すぎることに⑥, ④の場合)が分った¹⁵⁾.

②, ③のモデルは TFR の実績をよく再現してはいるものの, 予測モデルとしては次の点に問題がある. すなわち, 標準コーホートモデルの C^{40} 以降の年齢別パターンを実際のそれと比べると, モデル値では若年齢の率が減少しすぎ, ピーク時の率が高すぎる. そのため年次別(例えば昭和55年)の出生率パターンでも同様の問題が起きる(図6). TFR では若年齢の乖離とピーク年齢の乖離がたまたま相殺されて, モデル値と実績値がほぼ一致していることになる. また, このようにモデルと実際の年齢別パターン間に大きな乖離があると, 将来予測に

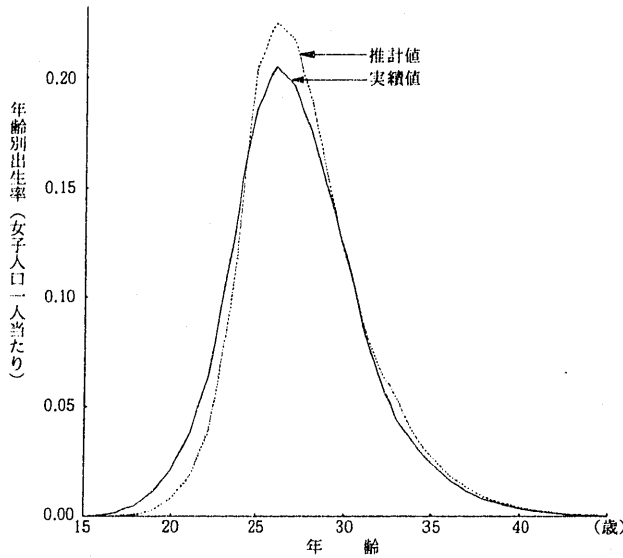
際してコーホートのモデル予測値を実績値に接続する際に大きな段差を生じることになり, その結果 TFR のレベルでも実績値と予測値の間に不自然な段差が生じることが避けられない.

(B) 出生率パターン変化モデル

平行移動モデルによって最近の TFR の推移をきわめて良好に再現できると分ったので, 将来の TFR についても, C^{40} 以降の TFR^{cs} を不変として出生のタイミングを変化させるだけでかなりの程度予測できると考えられる. たゞし, 平行移動モデルのままでは年齢別のパターンに大きなズレが生

15)この分析結果は, C^{40} ~ の TFR^c が $\sim C^{35}$ の $TFR^c \approx 2.05$ よりはやや低目であるが少くとも 1.90 まで は下がっていないことを示唆する.

図6 平行移動モデル①による年齢別出生率 (推計値) と実績値との比較：昭和55年



モデルの適合度が最も良かったことと、 C_f^{47} の場合、実績値が昭和59年時点でピーク年齢に達しているため、モデルパターンの設定が容易であったこと、そして、 $C_f^{40} \sim C_f^{47}$ まではピーク年齢が低下し出生率パターンの変化が明らかであったことの三つの理由による¹⁶⁾。 C_f^{40} と C_f^{47} の間の C_{fx}^t は両者の C_{fx} 毎の直線補間により求めた。 $TFR^{C^{40}} \sim$ はすべて1.97としたが、これは最新の実績を重視したためである。

ところで、コホート出生率の動向分析でみたように、 C_f^{47} 以降についても、少なくとも C_f^{52} までは晩産化の傾向が読みとれる。また、コホート初婚率の動向分析からも C_m^{52} までは晩婚化が進んでいることは明瞭である。しかしながら C_f^{47} から C_f^{52} までの晩産化が出生率パターン変化(とくにピーク年齢の低下)を伴うか否かは、データが無いため分からない。そこで C_f^{52} については、 C_f^{47} に“首振りモデル”¹⁷⁾を適用することによって予測することを試みた。首振りモデルを適用した結果、 $C^{47} \sim C^{52}$ の

16) できれば C^{48} について第2の標準パターンを設定する方が望ましい。だが、 C^{48} は昭和59年現在で26歳であり、未だ出生率のピーク年齢に達していないため、実績値と C_f^{47} を接続して矛盾のない標準パターンを作ることが難しい。それゆえ直近の C^{47} を採用することにした。

17) “首振りモデル”は晩婚化→晩産化を表現するためのモデルのひとつである。平行移動モデルでは、晩産化のスピードが全年齢について均一であることが仮定されているが、首振りモデルは若年と高年の両端ほど晩産化のスピードが遅いと仮定する。首振りモデルは、① TFR^{C^S} 、②ピーク年齢の上昇幅、③出生率が変動する年齢幅、④晩婚化→晩産化の年数の4つの変数でコントロールする(今回、 C_f^{40} について首振りモデルによる推定、予測を試みたが、ピーク年齢部分の推定値が実績値よりも膨らみ過ぎて、 TFR の回復が急テンポになり過ぎる結果となった)ここでは、 $TFR^C = 1.97$ 、変動年齢幅15-49歳、晩婚化年数5年間として、ピーク年齢を動かし、 C_f^{52} の実績値と最も適合するケースを選択した。首振りモデルの計算方法は以下の通りである。

① $TFR^{C^S} = 1.97$ ②ピーク年齢の上昇幅 = 1歳 (26歳→27歳) ③出生率変動の年齢幅 = 15~49歳 ④晩産化所要年数 = 5年($C^{47} \rightarrow C^{52}$)とすると、

$$C_{fx}^{52} = C_{fx}^{47} : 15 \leq x \leq 27 \text{ の場合 } i = x - \frac{x-15}{27-15}, \quad x > 27 \text{ の場合 } i = x - \frac{49-x}{49-27}$$

によって求める(図9)。ただし、年齢間の補間は直線により求めた。ピーク年齢の上昇幅が0.5歳の場合には、上記によって求められた C_{fx}^{52} と C_{fx}^{47} との平均値とした。

ずるため、以下ではコホート出生率のピーク年齢時の水準が晩産化にともない低下しているという実績を考慮した出生率パターン変化モデルを組み立てた。

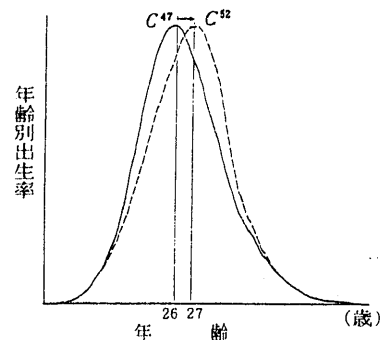
すなわち、まず標準出生率パターンとして以下の二本を設定した。

① $C_f^{40'} : C_f^{40}_{15-34}$ (実績) + $C_f^{35}_{35-49}$ とし、 $TFR^{C^{40}} = 1.97$ となるように $C_f^{35}_{35-49}$ を変換する。

② $C_f^{47'} : C_f^{47}_{15-27}$ (実績) + $C_f^{28}_{28-49}$ とし、 $TFR^{C^{47}} = 1.97$ となるように $C_f^{28}_{28-49}$ を変換する。

標準出生率パターンを C^{40} と C^{47} の二コホートについて設定したのは、 C^{40} 以降の晩産化が出生率パターンの変化を伴うという観察結果を表現するためである。また、二時点目の標準パターンとして C^{47} を選んだのは、平行移動モデルにおいて晩婚化→晩産化の年数を8年とした場合にモ

図9 首振りモデル

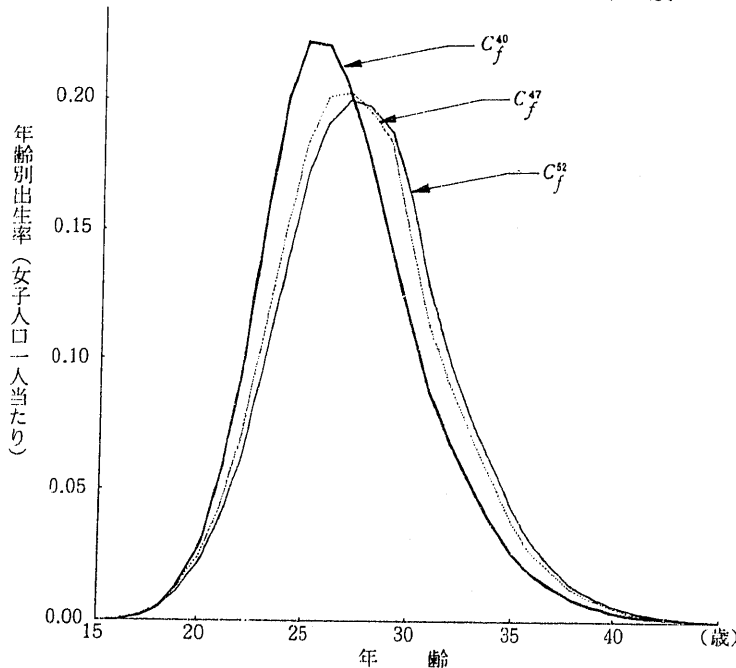


5年分でピーク年齢が0.5歳上昇する場合が C_f^{52} の実績値に最も適合することが分った。そこで、

$C_f^{52'} : C_{f15-22}^{52}$ (実績) + $C_{f23-49}^{52'}$ とし、 $TFR^c = 1.97$ となるように $C_{f23-49}^{52'}$ を変換した(図7)。

$C_f^{47'} \sim C_f^{52'}$ の間の C_{fx}^l は、両者の C_{fx} 毎の直線補間により求めた。

図7 年齢別出生率のパターン変化モデル
：昭和40年15歳→昭和47年15歳→昭和52年15歳



昭和60年以降の TFR 予測値については、平行移動モデルの②、③のほぼ中間値となっている。モデルの年齢別出生率パターンを実績のそれと比較すると、平行移動モデルの場合のような大きな乖離はみられない。昭和50年、55年ではピーク年齢近辺でモデル値が実績値をやや上回るものの(図8-1, 2)、昭和59年には両者はきわめてよく近似している。(図8-3)。モデルで推定された TFR ならびに年齢別の出生率パターンと実績のそれとの乖離が最近時ほど少ないところから判断して、予測値の精度もかなり高いと判断できる。

また C_f^{52} 以降は晩婚化も晩産化も完全に止まると仮定し、すべて一定とした。

以上のモデルは、 C^{40} から C^{52} まで(晩婚化に起因する)晩産化があったが、 $C^{40} \rightarrow C^{47}$ と $C^{47} \rightarrow C^{52}$ では晩産化のスピードが異なることを明示的に表現している。またこのモデルは、 $C^{40} \rightarrow C^{47}$ の晩産化はピーク時の出生率の低下、言い換えれば、出生率分布の分散の拡大化を伴うものであることを表現している¹⁸⁾。

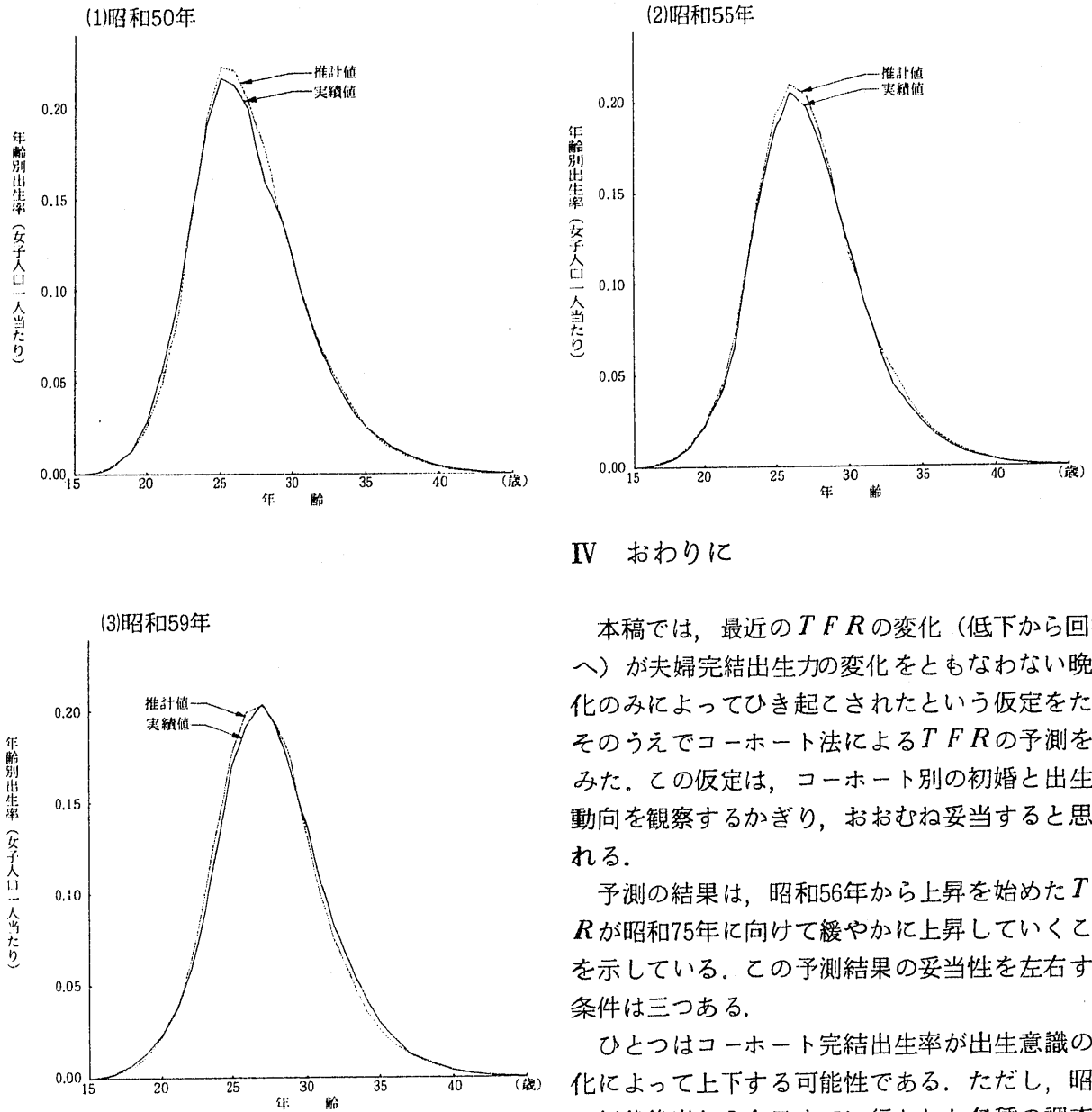
結果の評価

本モデルは昭和50-59年の TFR の推移を相当程度再現している(表2)。昭和50-56年の低下部分については全体にややレベルが高すぎるものの、昭和57-59年の回復部分は平行移動モデルよりも実績に近い。

18) コーホート出生率の三つの標準パターンに対応する平均出生年齢(平均世代間隔)は、 C_f^{40} :27.41歳、 C_f^{47} :28.22歳、 C_f^{52} :28.53歳であった。また、同じ三つのコーホートの初婚率について、出生率の場合と全く同様の方法で標準パターンを設定し、その平均初婚年齢を計算すると、各々、 C_m^{40} :24.45歳、 C_m^{47} :25.20歳、 C_m^{52} :25.61歳であった。(TFR^c=0.957と仮定)。両者を比較すると、 $C^{40} \rightarrow C^{52}$ で平均初婚年齢が1.16歳、平均出生年齢が1.12歳上昇しており、この点からも晩婚化と晩産化に密接な対応関係のあることが分る。

また、出生率分布の分散が拡大したことは初婚率分布の拡大化に対応するものである。～ C^{35} ぐらいまでの結婚には強固な結婚適齢期規範が存在したため、特定年齢幅への結婚の集中度が高かった。しかるに、 C^{40} ～では結婚適齢期規範が緩み、結婚年齢の選択が比較的的自由になったと考えられる。このことが初婚率分布の分散を大きくし、ひいては出生率分布の分散を大きくしたものと推測される。

図8 パターン変化モデルによる年次別年齢別出生率（推計値）
と実績値との比較



IV おわりに

本稿では、最近の TFR の変化（低下から回復へ）が夫婦完結出生力の変化をとまわらない晩産化のみによって引き起こされたという仮定をたて、そのうえでコーホート法による TFR の予測を試みた。この仮定は、コーホート別の初婚と出生の動向を観察するかぎり、おおむね妥当と思われる。

予測の結果は、昭和56年から上昇を始めた TFR が昭和75年に向けて緩やかに上昇していくことを示している。この予測結果の妥当性を左右する条件は三つある。

ひとつはコーホート完結出生率が出生意識の変化によって上下する可能性である。ただし、昭和40年代後半から今日までに行われた各種の調査の

結果からみれば、わが国夫婦の子供数に関する意識はほとんど変わっていない。この点については、今後の社会経済の動きと同時に出産に関する人々の意識の変化の有無を継続的に把握していく必要がある。

第2の条件は、結婚年齢の上昇がどこまで続くかという点である。これについては予測の手がかりがきわめて乏しい。本稿では C^{52} で晩婚化が止まると仮定したが、これは、ひとつには C^{52} 以降については未だデータがはっきりしなかったためである。 C_m^{52} について出生と同様のモデル化を行った結果、その平均初婚年齢が25.61歳というきわめて高い値になったことも、晩婚化がそれ以上進まないと考えた理由でもある。

結婚年齢の上昇が生涯未婚率の上昇に結びつくか否かも予測の結果を左右する。これについても予測の手がかりは少ないが、ここでは、今のところ従来からの皆婚慣行の存在と独身者の結婚志向の根

強さからみて生涯未婚率は今後もそれほど上昇しないと判断した。

最後に、出産意欲に変化はなくとも晩婚化→晩産化により、生理的に産めない場合（subfecundity）が出てきて完結出生率が下がる可能性も考えられる。確かに30歳代になると出産能力（fecundability）は低下するが、ここでは、最近の平均予定子供数はせいぜい2.2人であり、晩婚夫婦でも出生目標の達成はほぼ可能であろうと判断した。

今回の試算においては、昭和58年までの実績に基づいて昭和40年15歳コーホート以降の完結出生率を1.97に設定した。しかし、昭和58年までの実績に基づく標準コーホートの完結出生率は1.968であったが、昭和59年までの実績を用いた場合には1.974とわずかながら上昇している。晩産化にともない30歳代の出生率がわずかずつ上昇する傾向がみられるため、最新実績値のみに基づく標準パターンの完結出生率はやや過小評価とも考えられる。

これまでに出生過程を終えた（あるいは終えつつある）コーホートで完結出生率が2.00を割った例はほとんどない。反面、完結出生率が2.05を上回ったコーホートは例外的であり、しかも昭和35年15歳コーホート以前と昭和36年15歳コーホート以降を比べると後者ではいくぶん出生率水準の低下がみられる。したがって、現状では、コーホートの完結出生率水準をおおむね2.00前後と考えておくのが妥当であろう。

