

# 1970年代半ばからの合計出生率低下： コーホート出生率によるシミュレーション分析

廣 嶋 清 志

Decline in total fertility rate since 1970's in Japan:  
Analysis via simulations by the cohort fertility

Kiyosi HIROSIMA

Since the fertility rate declined more sharply in most recent years from 1995 to 1998 than before, first, we attempted the projection of the age-specific fertility rates for cohorts that relate to the period fertility rates in recent years using the age-specific fertility rates by calendar year.

Next we conducted the simulations to decompose the decline in total fertility rate since 1970 by the effects of declining the level of life-time fertility and the delay in childbearing of the cohorts relating to the period fertility. These simulations clarified the amount and the years of birth of cohorts that contributed to declining period total fertility rate and the delay in age at childbearing year by year. These results will not be obtained by Ryder Indexes which only demonstrate the amount of quantum effect and tempo effect of all cohorts combined relating to the particular period fertility rates.

The results we obtained are first, that the decline in the TFR in the earlier years of 1970's is accounted for by 48% by the decline in cohort life-time fertility of those cohorts born in 1943 to 1949 including baby boomer whose fertility was not lower than that of their successor. This shows that so-called Easterlin Effect did not exist and that the period effect accompanied by the Oil Crisis and the sudden emergence of public awareness to environmental issues may have started the fertility decline.

Secondly, the delay in age at childbearing of birth cohorts from 1949-50 accounts for 35 percent of the decline in period total fertility rates after 1975. This percentage became less reaching to 20 percent for the later 1990's.

Thirdly, the lowering effect of life-time fertility level became more and more for later period, which means the recovery in TFR in the near future by the cease in the delay of childbearing will be very small. This finding is different from our previous work. (hirosima@soc.shimane-u.ac.jp)

## I 序論

### 1. 合計出生率低下の人口学的要因

1990年に、1989年の合計出生率 total fertility rate が1.5台にまで低下したことが判明し「1.57ショック」などとしてマスコミで取上げられて以来、出生率低下は社会的関心事となり、いわゆる少子化対策として政策が具体化されつつある。このような政策の検討において、合計出生率の低下がどのような要因によってもたらされていると認識するかは政策の内容、方向づけに関わる重要な意味を持っている。したがって、出生率低下をもたらしてきた社会経済的要因が何であるかを検討することが必要であるが、そのためにはまずその人口統計学的要因を検討することが必要である。というのは合計出生率低下という現象はなかなか複雑で、多くの側面をもっていて、それぞれの側面と経済社会要因との関係を考えていかなければならないからである。

1970年代半ばからの合計出生率低下については多くの研究がなされ、その人口統計学的要因についても多くの人口研究者が研究してきた<sup>註1</sup>が、現段階でみて、次の3つの問題が重要であると考えられる（廣嶋1999a, b）。第1に、年次別の合計出生率低下はコーホート出生率の変化によってもたらされていると考えられるが、コーホート出生率の到達水準（生涯出生率）の低下とそのテンポの遅れ（晩産化）の寄与はそれぞれどれだけか、第2に、未婚化（晩婚化+非婚化、初婚発生率の低下）と夫婦出生率低下の2つに分けた場合、それぞれの持つ寄与はどれだけか、第3に、未婚化における晩婚化と非婚化の寄与はそれぞれどれだけか、である<sup>註2</sup>。

これらの問題に対する解答は従来十分的確には与えられていなかったのであるが、筆者はこれらについて試論的な解答を示した（廣嶋1999a, b）。しかし、それぞれについてより厳密な分析が必要とされている。本稿はこれら3つの問題のうちの第1の問題を扱うものである。

この第1の問題は、出生率の観察方法としての年次とコーホート（世代）の関係に関わる。コーホートによる観察とは同じ出生年などの経験・属性を

共有する集団に属する人々の生涯にそって見る見方であり、これに対して、年次別の観察はその時々<sup>1</sup>の社会の全体の観察である。社会の全人口は出生年の異なるコーホートによって構成されており、年次別の出生率は異なるコーホートの出生行動が合成された結果である。したがって、年次別の合計出生率の変化は、その年次に出産年齢（15-49歳）であるコーホートの子どもの生み方が変化した結果として生じるものと見ることができる。つまりコーホートが生涯に持つ平均的な子供の数（生涯出生率, life-time fertility, 完結出生率（力） completed fertility）とその出生タイミングの前後のずれの2つによって引き起こされる。そのどちらか一方の変化あるいはその両方の変化によって引き起こされるのである。したがって、年次別の合計出生率が変化したからといってコーホートの生涯出生率が変化するとは限らず、コーホートの年齢別の産み方の変化だけが起きている場合がある。この例として丙午（ひのえうま）の一時的な異常な合計出生率の低下がコーホートの生涯出生率が変化せず生じたこと（図3の1930年代のコーホートの生涯出生率がほとんど2以上であること）を想起するとよい。

そこで、問題は年次別合計出生率の低下が、実はもっぱらコーホートの生み方のタイミングが遅れただけでもたらされ、コーホートの最終的な平均子供数（生涯出生率）は変化していないのかどうか、もし変化したならどの程度の変化かである。もし、出生タイミングの遅れだけで出生率低下が生じたのなら、親世代のもつ最終的な子供の数は減少しておらず、遅れが止まることにより年次別合計出生率はやがてコーホートの生涯出生率に回復していくことになる（付論（b）参照）。したがって、出生率回復には時間が経つのを待てばよいから、その対策は必要ないともいえる。その意味で、上記第1の問題を解明することは意義がある。

なお、標題に含まれていないが、本稿では合計出生率低下だけでなく、年次別平均出生年齢上昇についてコーホート出生率の平均年齢上昇と水準低下とによる要因分解もあわせて行う。

従来、コーホート出生率のタイミング変化が年次別合計出生率の低下をも

たらしめていることは、伊藤1981、河野・廣嶋・渡邊・高橋・金子1983など、早くから気づかれ研究されてきた。しかしここでは、主に初婚の遅れとして研究されてきたため、直接出生年齢の上昇を定量的に明らかにすることはあまり行われてこなかった。上記河野他1983は初婚年齢を1940-44年コーホートで24.45歳、1955-59年コーホートで25.05歳とし、15年間で0.6歳、年平均0.04歳の上昇（ただし、1965-69年コーホートでも25.05歳で25年で0.6歳、年平均0.024歳上昇）とし、阿藤・石川・池ノ上1986は平均出生年齢を1949-50年コーホートで27.41歳、1961-62年コーホートで28.53歳、したがって12年で1.12歳、年0.0933歳上昇と推定している。これらは後でみるように（表3）1950-64年コーホートにおける年0.1歳以上の上昇という結果に比べると緩い上昇であり<sup>註3</sup>、これらの研究はコーホート出生年齢上昇が年次別合計出生率低下をもたらしていることを明らかにしてはいるが、両者の間の定量的関係を明らかにするまでにはいたっていない。

なお、これらの研究において出生年齢を明示的に扱われることが多くなかったことから、晩婚化（結婚年齢上昇）による出生率低下というのは、もっぱら「結婚の遅い夫婦では出生児数が少なくなる」という意味に誤解される結果を生んだのではないと思われる。

他方、1980年代半ばにいたるとコーホートの生涯出生率は年次別出生率の動向と関わって、阿藤1985、阿藤・石川・池ノ上1986、廣嶋1986、河野・石川1985、金子1993などで推定され、いずれも1950年あるいは1955年頃のコーホートから生涯出生率が2以下に低下し始めていると認識されるようになった。しかし、その後の低下がどの程度進行するかについては、どの研究も当然ながら、後で示す結果よりかなり緩やかな低下を想定している。

本研究にはコーホートの将来の出生率の推定値が必要であるので、筆者は1994年までの出生率によって推計を行った（廣嶋1999a、b）。しかし、その後の1995-98年4年間の出生率の様相は、この推計とかなり食い違っている。このため、今回あらためて最新の出生率に基づきコーホート出生率の将来値を計算し、これに基づく分析を行うことにした。

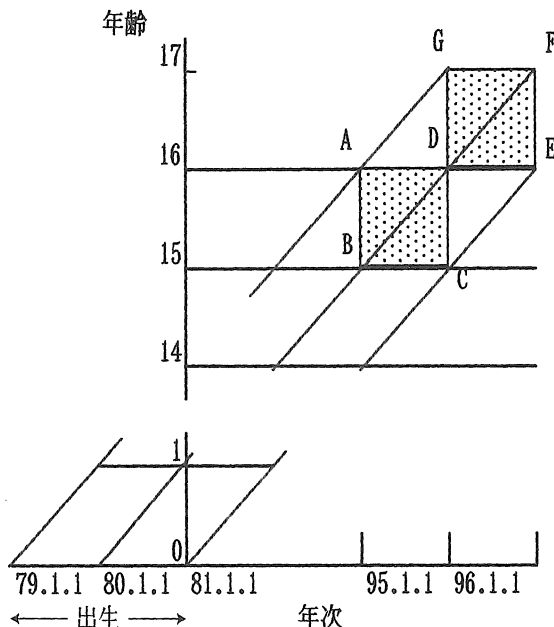
## 2. 資料および出生率の計算

今回の研究には、日本における各年次別女子の年齢各歳別出生率と出生各年次別女子コーホートの年齢各歳別出生率を用いる。このコーホート出生率は年次別出生率から計算する。基本となる年次別年齢別出生率は国立社会保障・人口問題研究所により公表されたもの<sup>註4</sup>をそのまま用いた。

この年次別出生率の分子は人口動態統計による出生数（日本国籍の出生件数）、分母は国勢調査または統計局推計の10月1日現在の日本人人口が用いられている。この出生率は人口動態統計による合計出生率および国立社会保障・人口問題研究所の「全国人口の再生産に関する主要指標」の合計出生率とも一致する。この出生率は、分子分母が完全には対応していないので、とくにひのえうまや戦後のベビーブームの始まりと終わりの年次のように分母人口や分子の出生数が大きく変化するとき出生率のひずみが顕著である。このため、本来より正確な出生率（たとえば、7月1日人口による石川1990a、b、年平均人口による小島・山本1997）が望ましいが、今回は率の再計算は行わず、これらの年次のコーホートについては注意して観察する。ただし、より正確な年次別出生率を別に行い、これに基くコーホート出生率も参考のため計算してある。

コーホート出生率は年次別出生率から単純に対応する年次・年齢を対応させて計算する。一般に図1のように、各年次別各歳出生率は2つの出生年次別コーホートと関わっている（1995年15歳については1979、80年出生）。したがって、厳密には各歳別出生率を半分（ $\triangle ABD$ と $\triangle BCD$ ）に分けて2つの年次の出生コーホートに割り当てる必要がある。しかし、各年次別年齢別出生率が出生年次別に2分された統計は普通公表されていない。そこで、簡便法として、各年次の出生率を2つの出生年次に対応させる。つまり、ひとつの対角線上に並ぶ正方形（ $\square ABCD$ 、 $\square DEFG$ 、...）をひとつのコーホートにあてる。このコーホートを「1979-80年出生コーホート」と呼ぶことにする。なお、これはしばしば「1995年15歳コーホート」、「1995年コーホート（15歳時）」などと呼ばれることもある（河野ほか1983、石川1990a、b、国

図1 Lexis 図：1995年に15歳の動態を経験する人口（□ABCD）とその出生時期



立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』。

この場合、出生年次2年間のコーホートの出生率としては $\triangle ADG$ 、 $\triangle DCE$ などが欠けていることに注意しなければならない。このコーホート出生率は1979年7月－1980年6月出生コーホートの出生率の近似値と解釈することもできる（石川1990a）。これは1980年1月1日を中心としたコーホートである。つまり、 $n$ 年15歳コーホート $\equiv$   $(n-15)$ 年1月1日を中心とした1年間に出生したコーホート。このコーホート出生率は上記『人口統計資料集』に掲載されているものと同じである（1999年版、表4-10を参考にする）。

以上の年次別年齢別出生率およびコーホート年齢別出生率には上述の欠点があるが、十分注意して扱えば、本研究の課題を遂行することが可能であると考えられる。ただし、前述の通りより正確な年次別出生率とコーホート出生率は別に計算した。なお、年齢別出生率をさらに出生順位別に分割して扱うとより詳しい結果が得られると予想されるが、今後の課題としたい。

## Ⅱ 年次出生率のコーホート出生率による再構成

### 1. コーホート出生率の将来値の検討

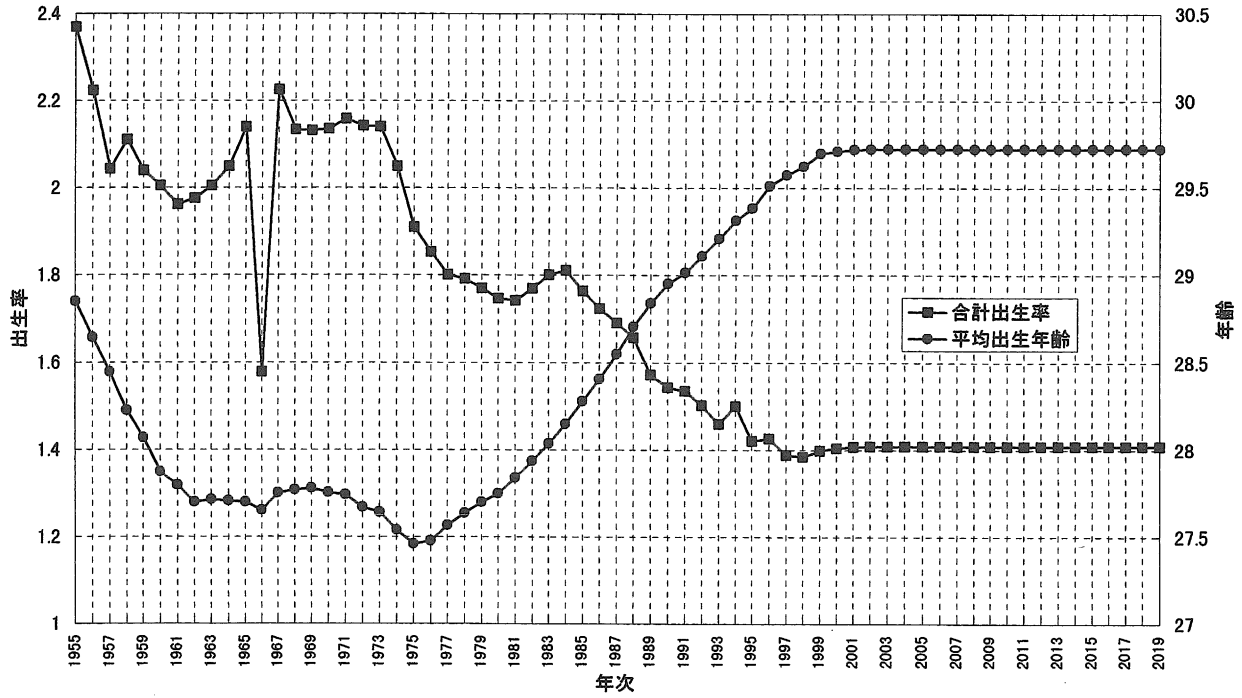
年次出生率の変化をコーホート出生率の変化として理解するために、問題とする年次に関わるすべてのコーホート出生率が必要となる。しかし、コーホート出生率はコーホートの出生が完結した時点でないと確定できない。したがって、まだ出生行動の終了していないコーホートについてはまだ現実には到達していない年齢の将来の出生率の推定値が必要となる。

筆者は1996年に1994年までの出生率をもとにしたコーホート出生率の将来推計値を計算し分析に利用した（廣嶋1999a、b<sup>註5</sup>）。その結果はその後公表された1997年国立社会保障・人口問題研究所の将来人口推計（国立社会保障・人口問題研究所1997）と大きな差がない。しかし、現在、出生率は1998年値まで発表されており、その後の1995-98年4年間の出生率の様相はこれらの推計とかなり異なってきた。そこで、今回あらためて最新の出生率に基づき将来値を計算し、これに基づく分析を行うことにした。もともとコーホート出生率を用いる要因分解は、その将来値の推計を要する場合、分析結果の不確定性は避けられず、その将来値の妥当性を検討としなければならない。

コーホートの年齢別出生率の将来値の算出は、1998年までの実績値をもとにして指数関数による増減逡減的な趨勢延長によった。この推計値にもとじて計算された年次別の合計出生率および平均出生年齢は図2に含まれている。また、年次別出生率の実績値から算出され、また趨勢延長されたコーホート出生率は図3に示されている。

コーホートの年齢別出生率の推計値は、結果的には1998年の年齢別出生率と大きく異ならない。その生涯出生率は1.408に収束している。年次別合計出生率は2001年以後はほぼこの値に到達している。この収束値は、前回の計算（廣嶋1999a、b）では1.65、国立社会保障・人口問題研究所1997年推計では1.61で、これらに比べてかなり低く、1998年現在の合計出生率1.38とほとんど変わらず、コーホート出生率への回復がほとんど見込めなくなったことを意

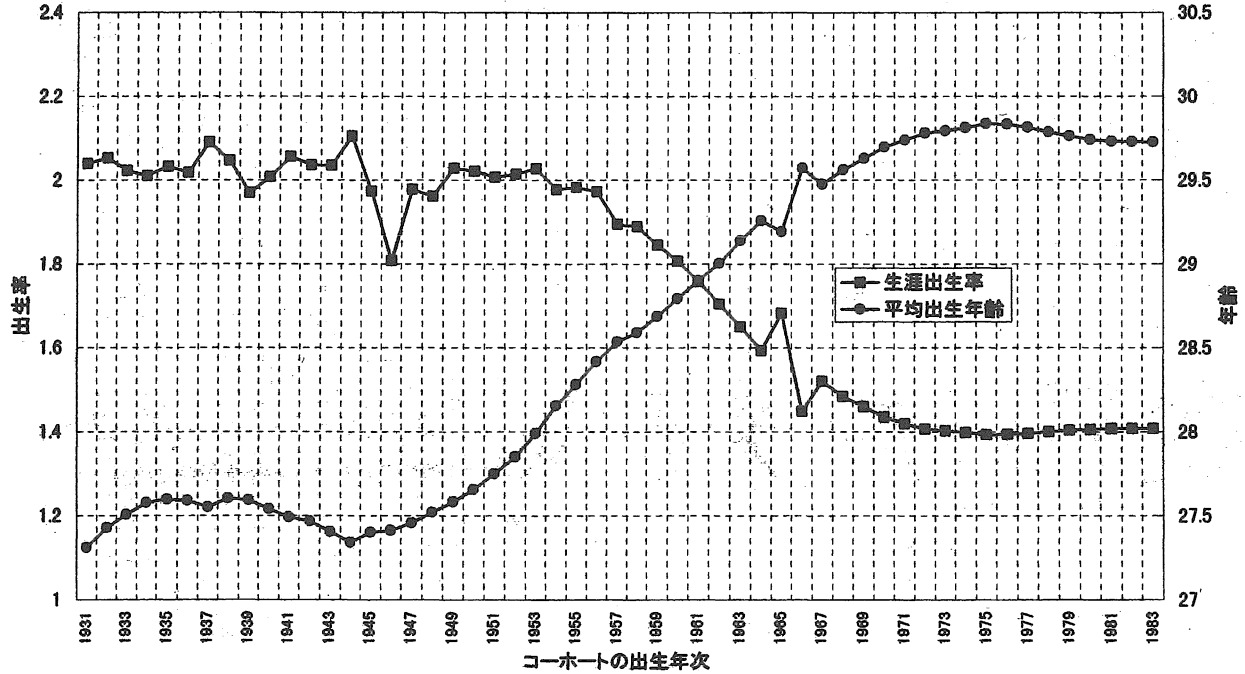
図2 年次別合計出生率および平均出生年齢



平均出生年齢は、年齢別出生率により計算。1999年以後は推計値。以下の図表でも同じ。

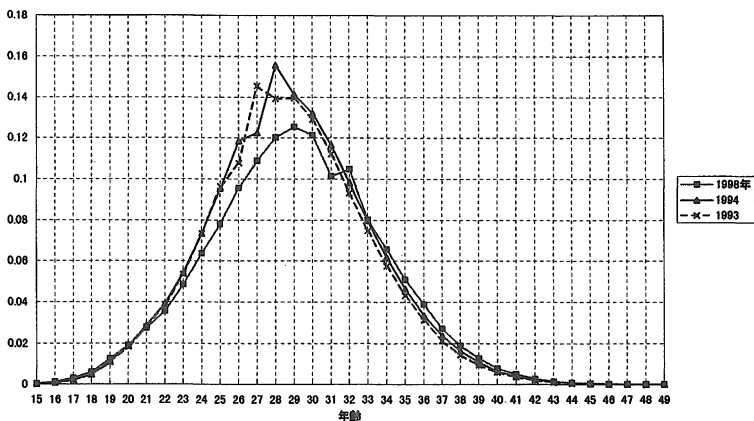


図3 コーホートの生涯出生率および平均出生年齢



コーホートの出生年次は、たとえば1931年は1931-32年出生コーホート（1947年15歳コーホート）を示す。以下の図でも同じ。  
 1998年までの年齢別出生率に基づくので、1949-50年コーホート以後は推計を含む。たとえば、1964-65年コーホートでは34歳まで実績値による。

図4 1993-1998年における年齢別出生率の推移

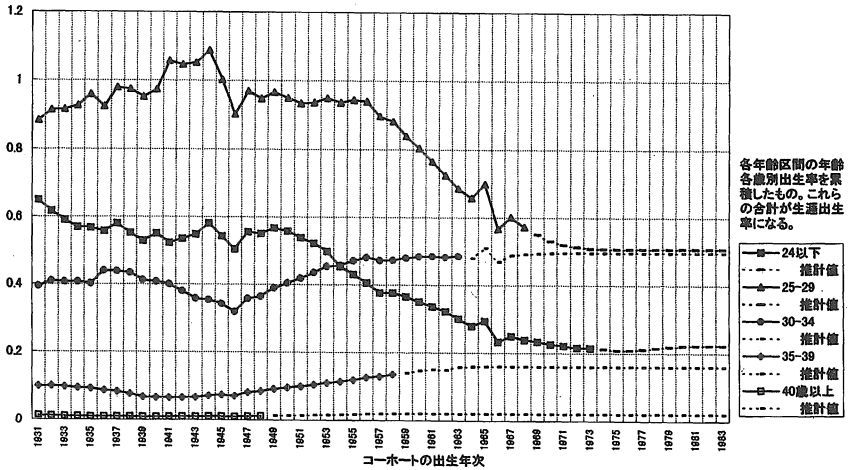


味する。

このような推計値の変化の理由を考えるため、前回の計算の基となった1994年までの出生率をみると、図4のように1993-94年に上昇した高出生率の26、28、29、30、31歳において、その後の1994-98年に逆に大幅な減少傾向に転じたこと、また、ほとんど減少していなかった22-25歳でかなり低下したことなど<sup>注6</sup>によって、出生率低下の停止、回復が見込めなくなったものである。

年齢別出生率を累積出生率によってみると、図5（コーホート）、図6（年次）のように、20代の減少の一方、30代前半の上昇がほとんどなく、その結果図3のように1954年以後のコーホートで合計出生率は2以下となり<sup>注7</sup>、とくに1957年以後のコーホートで急速に低下している。もとより、これらの新しいコーホートでは実績値はまだ少なく、多くの年齢が推計によるものであるから、将来このように低い値になるとは限らないが、今のところ図5のように年齢別出生率の動向から見る限り、合計出生率の低下の停止傾向が見られないので、当面、このようなコーホート出生率の傾向を前提とすることが妥当と考えられる。

図5 コーホートの年齢区間別累積出生率



たとえば、最初の値は1931-32年出生コーホートの値を示す。以下の図でも同様。

図6 年次別年齢区間別累積出生率

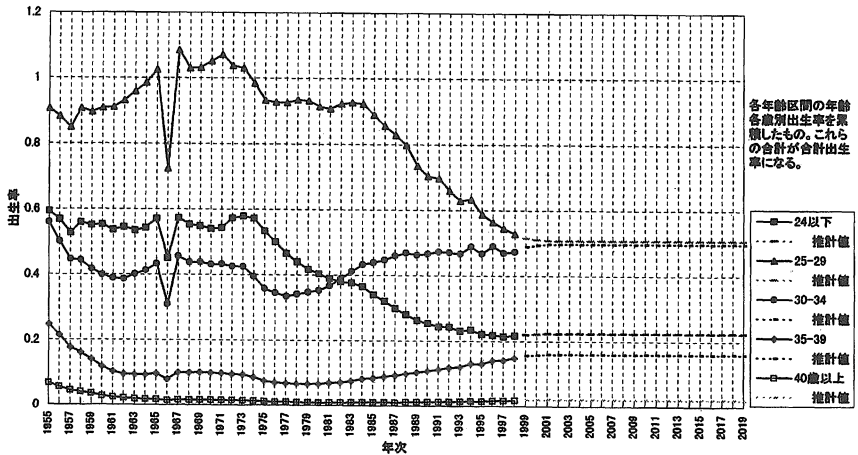


図2の年次別平均出生年齢をみると、2000年以後ほとんど上昇が停止しており、また図3のコーホートの平均出生年齢は1975-76年コーホートで上昇が停止している。これらはいうまでもなく高年齢での出生率が上昇しないことを反映している。

## 2. 年次別出生率とコーホート出生率との関係の表現

年次出生率の変化をコーホート出生率の変化として理解するために、コーホート出生率から年次出生率を再構成する。上記のように定義されたコーホート出生率であるためその年次への転換、再構成は単純である。

このようにして再構成された年次出生率とコーホート出生率とが関係していることは明白であるが、問題はこの関係をどのように記述、分析するかである。通常、コーホート出生率のテンポと到達水準の2面が年次別出生率の水準（合計出生率）とテンポ（平均出生年齢）にどのように関わっているかを記述あるいは分析する。

年次別合計出生率への影響に関しては、Ryderの指標がある（Ryder1980）。Ryderの量（quantum）指標はある年次の出生率に関わるすべてのコーホートの出生率の生涯出生率をその年次の年齢別出生率の大きさによって加重平均して算出したもので、合計出生率の残る要因（商）をテンポ（タイミング、時間的配置）の要因としたものである<sup>8</sup>。

この指標は各年次の合計出生率の変化にいかなる時期のコーホートがどの程度関わったかを明らかにすることはできないが、コーホート、年次の出生率の動向が複雑に変化し、一方向的な変化でないときに全般的な評価を行うのに適している。Ryder指標による結果、つまりいつごろの合計出生率にどの程度のテンポの効果が現れたかについては図19に示すように以下のシミュレーションによる結果と大きな違いは無いといえる。しかし近年の変化のように、出生率低下、出生年齢上昇が明白な場合はより詳しい分析の可能性がある。この研究ではコーホート出生率の2つの要素を分離して別々に変化させるシミュレーションによって、出生年別のコーホートのそれぞれの効果を

明らかにする。

### 3. シミュレーション

#### (1) 期間

1970年代後半から現在までの年次別合計出生率低下を説明するため、シミュレーションを行うコーホートは、出生年次が1929-30年から2003-04年まで76年分とする。問題とする1975年以後の年次出生率に関わるのは、1975年に49歳である1926年出生コーホート以後であるが、1975年に45歳である1929-30年コーホート以後のコーホートで十分であると考えた。戦後の出生率が計算可能なのは1947年に15歳であるコーホートつまり1931-32年コーホートであるが、1945年15歳、1946年15、16歳の出生率を推計し、その2年前にまでさかのぼって計算した。

以下の図でコーホート出生率は変動がほとんど収束する1983年コーホートまでを示すことにする。

シミュレーションの結果を表示する年次は、1970年代半ばの20年前の1955年からとし、1999年現在の出生率と関わるコーホートの出生が完全に終了するのは35年後の2035年ごろであるが、ほぼ終了する20年後、2019年までとし、計65年間とする。

#### (2) 仮定

シミュレーションは以下ABCDの4種類を行う。いうまでもなくRは現実値であるから、生涯出生率変化、平均出生年齢変化にあたる。

- A 1943-44年コーホート以後出生率一定
- B 1949-50年コーホート以後出生率一定
- C 1949-50年コーホート以後生涯出生率一定、平均出生年齢変化
- D 1949-50年コーホート以後生涯出生率変化、平均出生年齢一定
- R 現実の年次別出生率（1999年以後は推計値）

図3でわかるように、1944-45年から1948-49年のコーホートには一時的

な生涯出生率低下と平均出生年齢の低下が生じており、1943-44年コーホートはその後の全期間の基準とするのは不相当と考えられる。そこで、1949-50年コーホートを以後の変化の基準にすることにし、ABの2つを基準となるシミュレーションとする。なお、生涯出生率は1943-44年コーホートと1949-50年コーホートはほとんど同じ2.03である。

### (3) 要因分解

以上の4つのシミュレーションABCDおよび現実値Rを用いて、以下のよう  
に要因分解できる。

第1に、 $X=B-A$ は1943-49年コーホート出生率変化（平均出生年齢の上昇は起こっていないので実際には生涯出生率の低下）による効果とすることができる。

第2に、1949-50年コーホート以後について、変化した要因が効果をもたらしたものと考えて、

D-B 生涯出生率変化の効果

C-B 平均出生年齢変化の効果

次に、一定であった要因が効果をもたらしたものと考えて、

R-C 生涯出生率変化の効果

R-D 平均出生年齢変化の効果

と考えられる。

そこで、これらをそれぞれ平均したもの $Y=\{(D-B)+(R-C)\}/2$ および $Z=\{(C-B)+(R-D)\}/2$ を生  
涯出生率変化の効果および平均出生年齢変化の効果とすることができる。いうまでもなく、この2つを合計すれば、 $Y+Z=R-B$ (現実値のシミュレーションBからの差)となる。

### (4) シミュレーションの出生率の生成

シミュレーションCに必要なコーホート出生率の生涯出生率が変化しなかったとする年齢別出生率 $f_1(x)$ は、生涯出生率の変化比率によりもとの年齢

別出生率 $f_0(x)$ を比例的に増減して下記の式で得る。ただし、CFRは基準となるコーホートの生涯出生率とする。

$$f_1(x) = f_0(x) * CFR / \Sigma f_0(x)$$

シミュレーションDに必要な平均出生年齢の変化が生じなかったものとする年齢別出生率 $f_2(x)$ は、下記の式で得る。ただし、もとの年齢別出生率を $f_0(x)$ とし、この平均出生年齢が基準となるコーホートの平均出生年齢 $m$ に比べて、現実には $d$ 歳の上昇が生じた場合、つまり、 $d = \Sigma x f_0(x) / \Sigma f_0(x) - m + 0.5$ のとき、 $d$ 歳平均年齢が若い年齢別出生率 $f_2(x)$ を次の式により求める。

$$f_2(x) = f_0(x)(1-d) + f_0(x+1)d$$

この式は年齢別出生率曲線を $d$ 歳平行移動した年齢別出生率の近似値を与える。

ただし、 $d$ が1より大きくならないように、年齢分布をあらかじめ整数の年齢でずらした式にしたものを上の式の $f_0(x)$ とする。

### III 結果

#### 1. シミュレーションの結果

A：1943-44年コーホート値で一定ならば（図7）、70年代半ばから2以下の出生率低下は起こらない（図8）。したがって、この低下は以後のコーホート出生率によってもたらされたものである。

B：1949-50年以後のコーホート出生率一定ならば（図9）、1970年代後半から1980年代前半の合計出生率を2以下に低下させる（図10）。つまり、1943-49年コーホートの出生率変化がこの低下をもたらしたといえる。

C：1949-50年以後、コーホート生涯出生率は一定であるにもかかわらず、コーホートの平均出生年齢変化（上昇）（図11）により、年次別合計出生率の低下が生じている（図12）。

D：1949-50年以後、コーホート生涯出生率のみが変化し、平均出生年齢は一定（図13）であるにもかかわらず、年次別平均出生年齢が一時的に上昇

図7 シミュレーションAの仮定：1943-44年コホート以後出生率一定

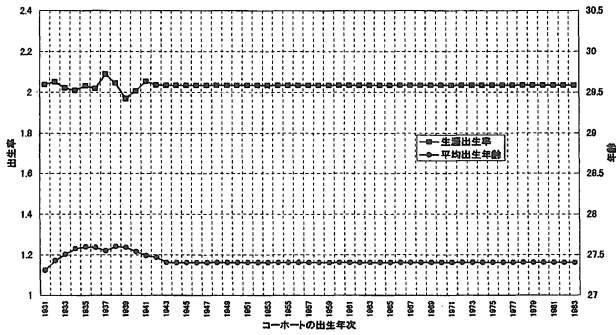
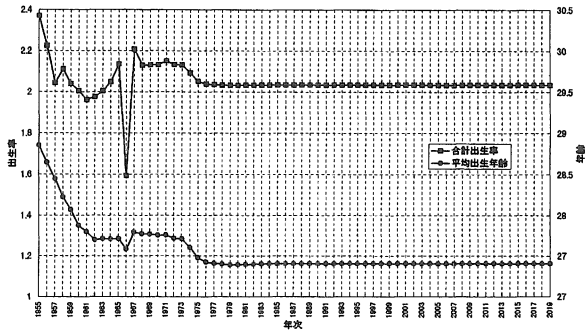


図8 シミュレーションAによる年次別出生率の結果



平均出生年齢は、年齢別出生率により計算。以下でもすべて同様。

図9 シミュレーションBの仮定：1949-50年コホート以後出生率一定

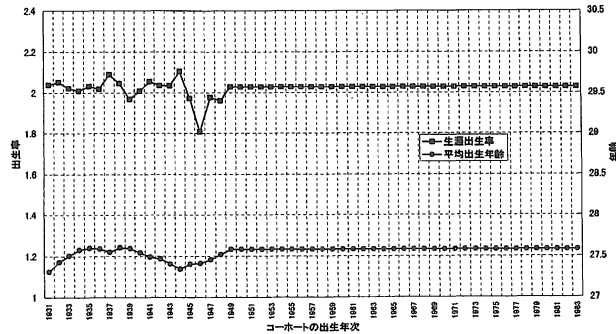




図10 シミュレーションBによる年次別出生率の結果

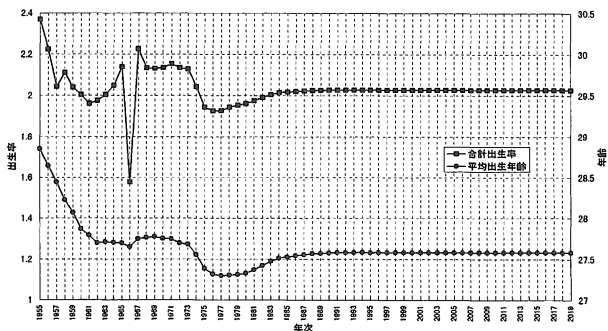


図11 シミュレーションCの仮定：1949-50年コーホート以後生涯出生率一定，出生年齢変化

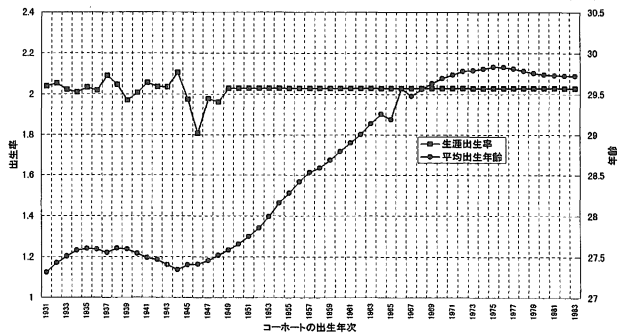


図12 シミュレーションCによる年次別出生率の結果

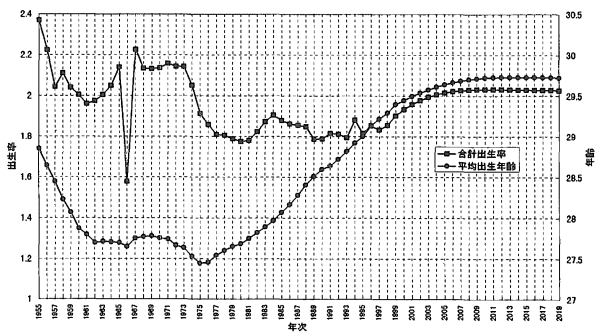


図13 シミュレーションDの仮定：1949-50年コーホート以後生涯出生率変化，出生年齢一定

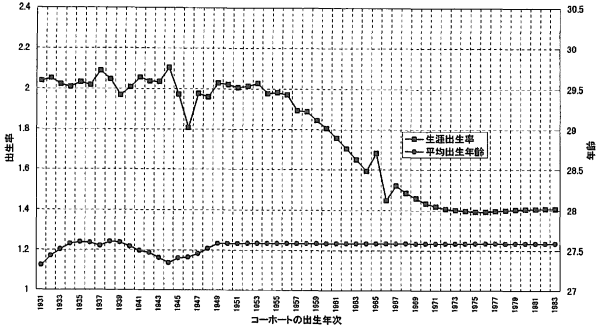
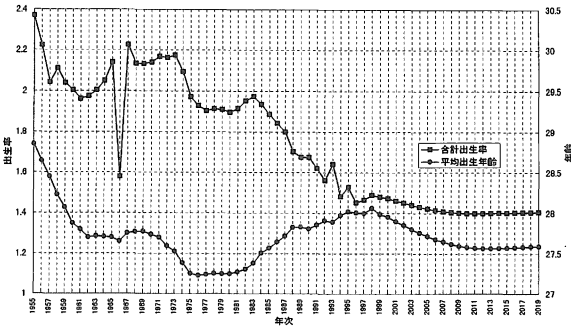


図14 シミュレーションDによる年次別出生率の結果



している（図14）。

以上のシミュレーションの結果をまとめて、合計出生率について示したのが図15であり、平均出生年齢について示したのが図16である。

さらにこれらの結果を用いてⅡで述べた方法により要因分解し、合計出生率について示したのが図17、平均出生年齢について示したのが図18であり、またこれらを5年間毎にまとめたものが表1である。

## 2. 合計出生率の低下の要因分解

### (1) ベビーブーム世代以後の低出生率

合計出生率は、表1のように1970年代後半（75-79年）における低下.214の半分近く（.099/.214=46.3%）が、ベビーブーム世代（1947-49年生まれ）

図15 シミュレーションによる合計出生率の年次別推移

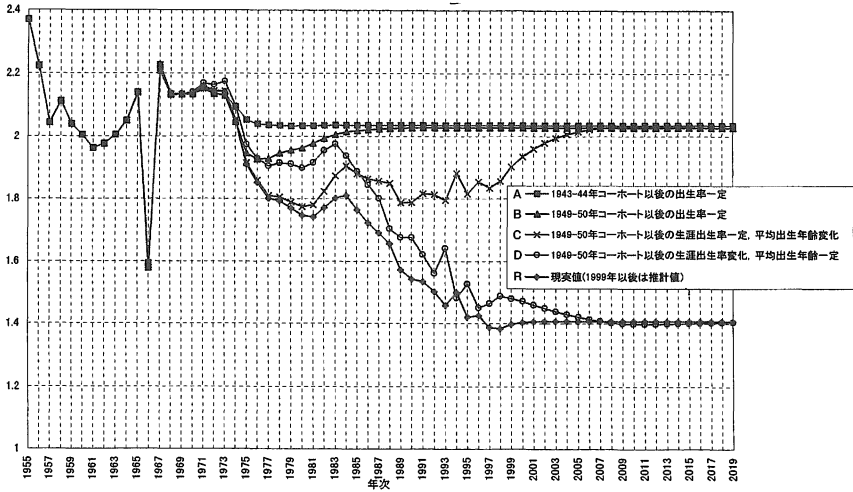


図16 シミュレーションによる平均出生年齢の年次推移

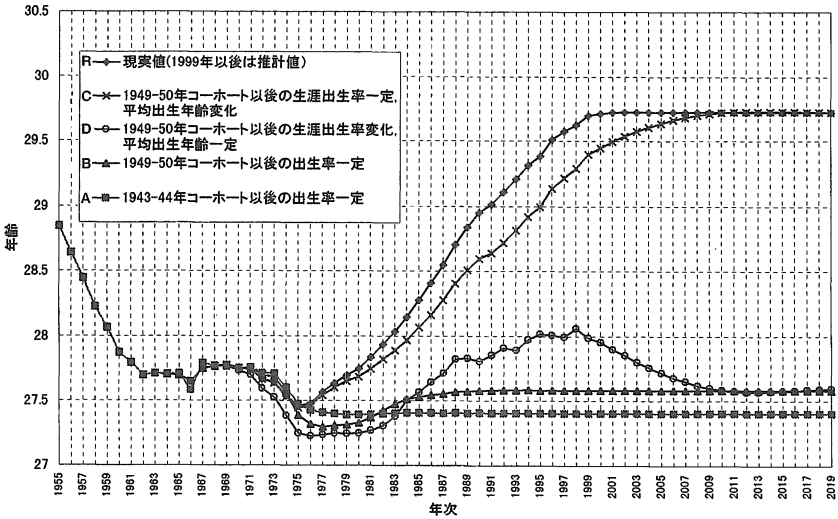
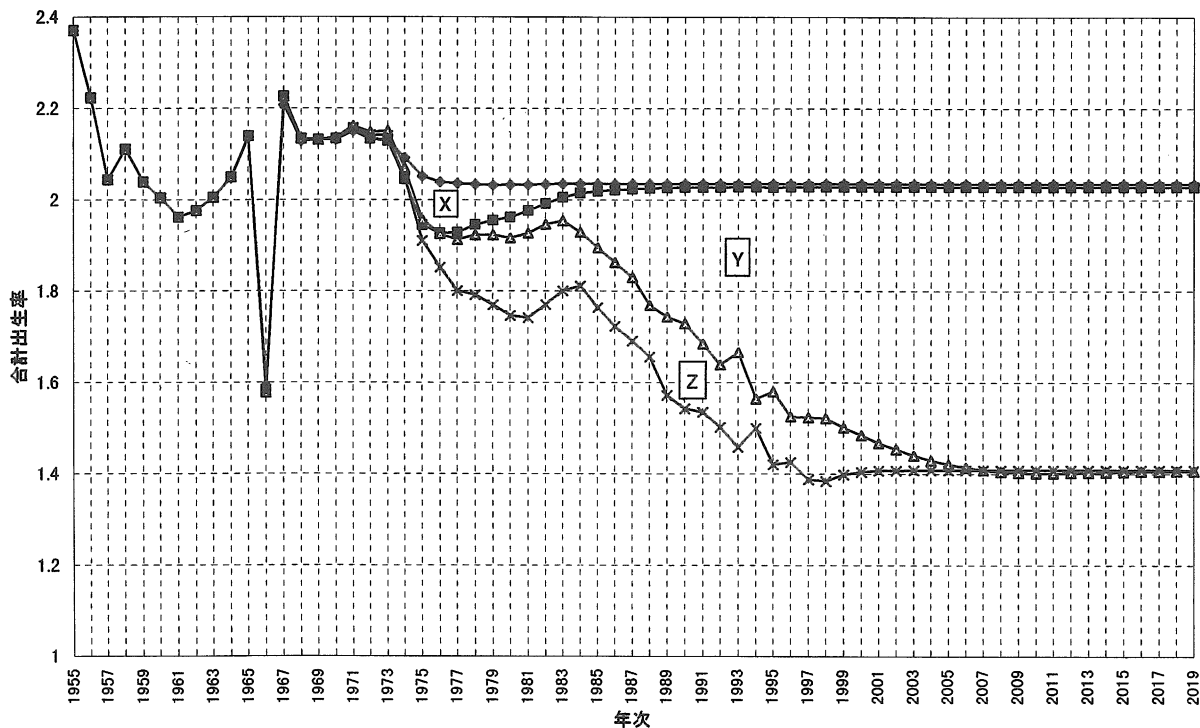
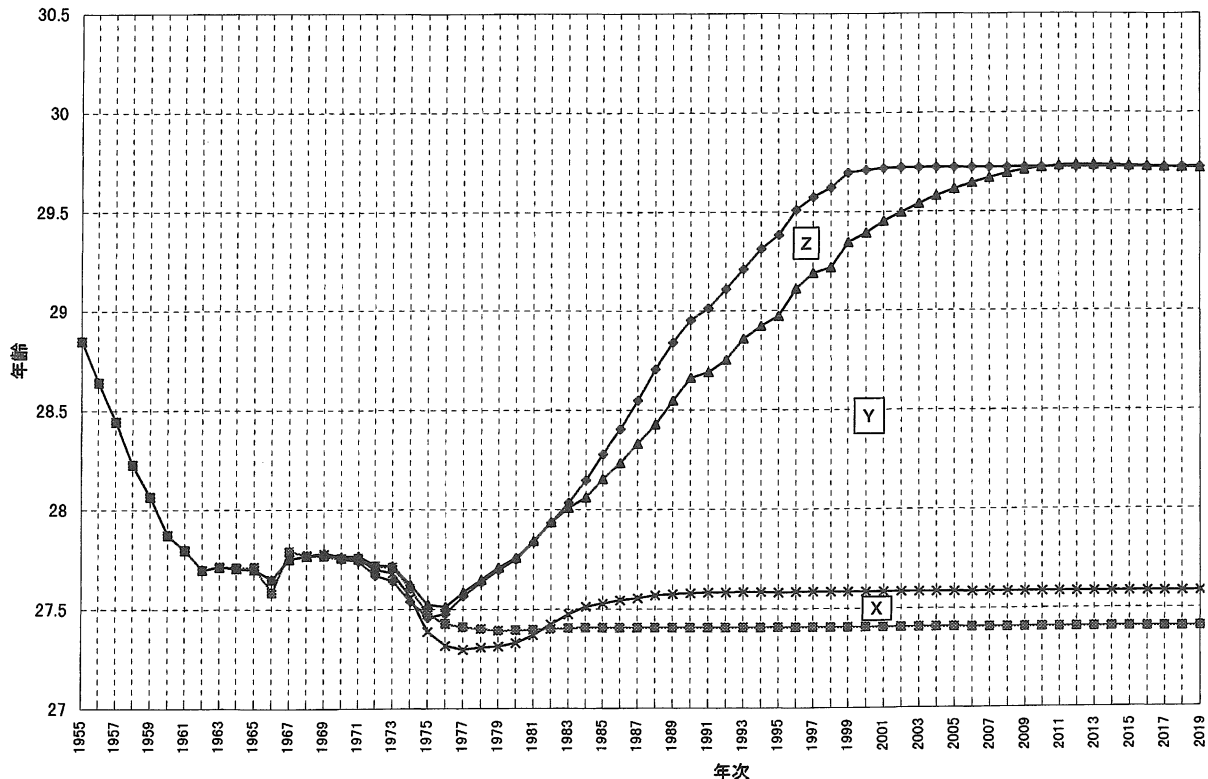


図17 合計出生率変化（低下）のコーホート要因による分解



- 1943-44年コホート以後の出生率一定による合計出生率（2.03に収束）と現実の合計出生率（Zの下の方の線）との差を低下量と仮定する。
- X 1943-49年コホートの生涯出生率低下による低下
- Y 1949-50年コホート以後の生涯出生率低下による低下
- Z 1949-50年コホート以後の平均出生年齢上昇による低下

図18 平均出生年齢変化のコーホート要因による分解



1943-44年コーホート以後の出生率一定による平均出生率年齢 (27.4歳に収束) と現実の平均出生年齢 (Zの上の線) の差を上昇量とする。

X 1943-49年コーホートの平均出生年齢変化による低下および上昇

Y 1949-50年コーホート以後の平均出生年齢上昇による上昇

Z 1949-50年コーホート以後の生涯出生率低下による上昇

表1 1970-99年における合計出生率および平均出生年齢の変化の要因分解

コーホートの変化要因	1970-74	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	合計
合計出生率低下総量	-0.003	-0.214	-0.260	-0.354	-0.527	-0.632	-9.942
X 1943-49年コーホートの生涯出生率低下	-0.008	-0.099	-0.044	-0.012	-0.007	-0.007	-0.889
Y 1949年以後コーホートの生涯出生率低下	-0.008	-0.103	-0.160	-0.138	-0.149	-0.127	-3.426
Z 1949年以後コーホートの平均出生年齢上昇	0.014	-0.012	-0.056	-0.203	-0.371	-0.498	-5.628
平均出生年齢上昇総量	-0.039	0.146	0.542	1.150	1.715	2.154	
X 1943-49年コーホートの平均出生年齢変化	-0.018	-0.095	0.023	0.149	0.177	0.178	
Y 1949年以後コーホートの平均出生年齢上昇	0.029	0.270	0.500	0.785	1.194	1.585	
Z 1949年以後コーホートの生涯出生率低下	-0.050	-0.028	0.019	0.216	0.343	0.390	

各5年間に於ける1943-44年のコーホート一定の場合の合計出生率(2.03)、平均出生年齢(27.4歳)からの平均変化量を示す。ただし、合計は1970-99年の30年間に失われた出生率の総量(上記平均変化量の合計の5倍)を示す。それぞれ図17, 18のXYZに対応する。

を含む1943-49年コーホートの出生率変化によってもたらされた。

なお、同時に1940-49年コーホートで平均出生年齢が低下しているのは、図5のように20代後半と30代前半の出生率が低下しているためである。このようにこのコーホートの30歳前後の出生率低下が70年代後半の合計出生率低下に寄与したのである。このベビーブーム世代を中心とするコーホートが70年代前半の第2次ベビーブームを引き起こしたのであるが、前のコーホートに比べて生涯出生率が低く、2以下となった(注7参照)。70年代前半における環境問題への関心の高まり、石油ショックの影響とも考えられ、大変興味深い。

## (2) 出生テンポと生涯出生率の効果

1970年代後半における合計出生率低下の残る半分( $103/214=48.1\%$ )は、コーホートの平均出生年齢の上昇つまり出生テンポの遅れによってもたらされたものである。図6のように、どの年齢区間の出生率も1970年代後半に急速な低下を示し、その後出生率が回復したのは30代のみである。出生テンポの遅れはこの時期から生じているといえる。

また、図17でもわかるように1980代前半(1980-84年)では出生年齢上昇の効果がさらに大きく、過半( $.16/.26=61.5\%$ )となっている。その後も90年代後半までその効果は存在するが、生涯出生率の低下による効果が大きく

なるとともに相対的比重は低下している  
(1990年代後半で $1.277/6.32=20.1\%$ )。

もし出生テンポの遅れがなければ、たとえば、1995年の合計出生率は1.58であり、1998年には1.52と推定された(表2)。

一方、生涯出生率の低下の効果は、1980年代後半から急速に大きくなり、合計出生率低下3.54のうち $2.03=57.3\%$ を占め、90年代には70.4%、78.8%としだいに大きくなっている。

以上をすべてまとめてみると、1970-99年の30年間に出生率9.9、つまりもし年間の標準的な出生率を2.0とするならば、約5年間分の出生率が消失したことになるが、このうち $3.426/9.942=34.5\%$ がテンポによる消失であり、残る6.5、65.5%が生涯出生率低下による消失である。

ここで、付論1(d)に示したコーホート効果に関する定理、つまりコーホート出生率の $d(n)$ 歳の遅れは、 $d(n)T(n)$ の低下をもたらすという定理により計算してみると、表3のように、1950年コーホート以後のコーホートについてその効果を累積すると、総計4程度となり、表1に示した3.426と比較的近いと評価できよう。

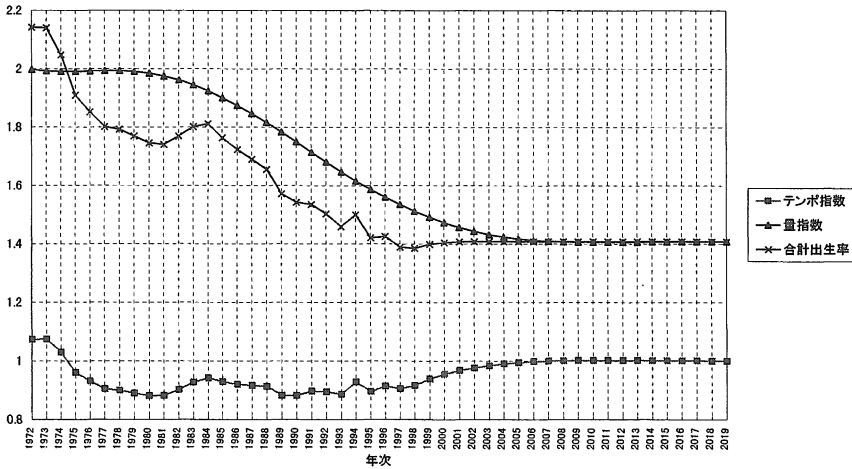
一方、Ryderの量指数とテンポ指数を図19に示す。この量指数と現実の合計出生率(将来推計を含む)との差は、テンポの効果を示しているといえ、図17と比較すると、1970年代前半でやや食い違いがあるものの、図17の出生年齢上昇による効果Zによく似ており、1975年ごろから同程度のテンポの効

表2 合計出生率の現実値とシミュレーション値

年次	現実値	シミュレーション
1968	2.13	2.13
1969	2.13	2.13
1970	2.13	2.14
1971	2.16	2.16
1972	2.14	2.15
1973	2.14	2.15
1974	2.05	2.07
1975	1.91	1.96
1976	1.85	1.92
1977	1.80	1.91
1978	1.79	1.92
1979	1.77	1.92
1980	1.75	1.92
1981	1.74	1.93
1982	1.77	1.95
1983	1.80	1.95
1984	1.81	1.93
1985	1.76	1.89
1986	1.72	1.86
1987	1.69	1.83
1988	1.66	1.77
1989	1.57	1.74
1990	1.54	1.73
1991	1.53	1.68
1992	1.50	1.64
1993	1.46	1.67
1994	1.50	1.56
1995	1.42	1.58
1996	1.43	1.53
1997	1.39	1.52
1998	1.38	1.52
1999	1.40	1.50
2000	1.40	1.48
2001	1.41	1.47
2002	1.41	1.45
2003	1.41	1.44
2004	1.41	1.43
2005	1.41	1.42
2006	1.41	1.41
2007	1.41	1.41

現実値は1998年までの実績値および1999年からの将来推計値。シミュレーションは1949-50年以後のコーホートの平均出生年齢上昇がもたらした低下を除いたもの。図17のY-Z間の線に当たる。

図19 Ryder の量指標とテンポ指標



指標は Ryder1980による.

表 3 コーホート出生率のテンポ変化による年次合計出生率低下効果

出生年次	$T$	平均出生年齢	$d$	$dT$	$\Sigma dT$
1930-34	2.05	27.32	0.12	1.21	
1935-39	2.03	27.58	0.01	0.14	
1940-44	2.03	27.47	-0.04	-0.45	
1945-49	1.97	27.45	0.03	0.29	
1950-54	2.01	27.83	0.11	1.06	1.06
1955-59	1.93	28.44	0.12	1.12	2.19
1960-64	1.73	28.96	0.11	0.95	3.14
1965-69	1.53	29.45	0.08	0.59	3.73
1970-74	1.42	29.74	0.04	0.30	4.02
1975-79	1.40	29.80	-0.01	-0.04	3.99
1980-84	1.41	29.73	-0.01	-0.07	3.92
1985-89	1.41	29.72	0.00	0.00	3.92

$T$ : 5年コーホート生涯出生率の平均.

$d$ : 各年コーホートの前年コーホートからの平均出生年齢上昇の5年間の平均.

$dT$ : 5年コーホートのテンポ遅れによる年次別合計出生率低下効果総量.

$\Sigma dT$ : 1950年以後のコーホート効果の累積.

付論 1 (d)の定理による.



果が現れたことを示している。したがって、Ryder 指標による結果は、図17に示したシミュレーションの結果と矛盾がないといってよい。

なお、Ryder の量指数が滑らかなのに対して、テンポ指数のみが年次的な不規則な変化を反映していることは、これらの指標が互いに非対称な性格を持っているという難点を示している。

### 3. 年次別平均出生年齢の上昇

図2でみたようにコーホートの平均出生年齢は1976年以来急速に上昇してきた。1976年コーホートの27.47歳から1999年コーホートの29.70歳まで、23年間に2.23歳、年0.097歳の定常的な上昇を続けてきた。このような定常的な上昇は年次的な合計出生率の低下（合計出生率の0.097倍）をもたらす。このことはすでに1. の (2)で出生テンポの影響として述べたことである。

年次別の平均出生年齢の動きを見ると、図18のように上昇しているが、この平均出生年齢上昇のうち、Zで示される一時的年齢上昇は生涯出生率低下によってもたらされたもの（後述）で、これは表1のように1990年代後半では平均0.39歳となっており、コーホートの平均出生年齢上昇による上昇1.585 + 0.178 = 1.763歳と合わせた2.154歳のうちの18%を占める上昇である。

この生涯出生率低下による一時的年齢上昇とは付論2で述べたように、若いコーホートほど若年齢における出生率が低いことにより年次別平均出生年齢が上昇する現象である。したがって、コーホートの生涯出生率低下はコーホートの平均出生年齢の上昇以上に年次的な平均出生年齢を高めているのである。

## IV 結論

本研究では、まず、日本のコーホート出生率を最新年次の年齢別出生率に基づいてあらためて将来においてどのように変化するかを推計した。その結果は、筆者による前回の計算および国立社会保障・人口問題研究所の1997年将来人口推計に含まれている数値よりかなり低くなっている。これは前回推

計のもとになった1994年までの年齢別出生率の動向と1995-98年4年間の動向がかなり食い違い、出生率を低下させる方向へ変化したからである。

つぎに、近年の年次別出生率に対してコーホートの出生率の2つの側面、生涯出生率とテンポがそれぞれいつ頃からどの程度の影響を与えているかを明らかにするためコーホート出生率を用いたシミュレーションによる分析を行った。これは Ryder の指標では明らかにできないものである。

その結果、第1に、1970年代後半における出生率低下においては、1947-49年ベビーブームコーホートを含む1943-49年コーホートの生涯出生率の低さが1970年代後半の出生率低下の1要因(46.3%)であることを明らかにした。

ベビーブームコーホートの生涯出生率は以前のコーホートに比べて低く、2以下であるが、以後のコーホートでもそれを上まわらないことがより正確な計算により確認されている。この低下の開始が1970年代前半の環境問題への関心の高まりや石油ショックと関係があるかどうか興味ある問題である。なお、規模の大きいコーホートの出生率が低いというイースタリン効果は存在しないといえる。

第2に、コーホートの晩産化が1970年代後半から近年の合計出生率低下に大きな影響を与えており、1970年代後半には48.1%、80年代前半には61.5%、後半39.0%、90年代前半には28.3%、後半には20.1%と80年代前半が最大で、その後はコーホートの生涯出生率の低下の効果に入れ代わって行く。

第3に、コーホートの生涯出生率の低下による比重は近年ほど大きくなっており、1990年代後半では78.8%を占めるにいたった。その結果、年次合計出生率はコーホート生涯出生率とのずれが極めて小さくなり、前者のコーホート生涯出生率に向かっての上昇の余地がきわめて小さくなっていることが明らかになった。この点は廣嶋1999a、bの結論とかなり異なっている。ただし、この結果は最近年に近いほどコーホート出生率の将来推計に依存する程度が大きくなるので、今後の出生動向によっては修正を要する。したがって、近年の出生率の動向をあらためて注意深く分析する必要性を示している。

そのためにも、出生動向調査などによる結婚出生率を用いてコーホート出生率を推定することも必要である。

最後に、年次別の平均出生年齢については生涯出生率低下による部分が存在し、1990年代後半においては18%を占める。コーホートの平均出生年齢上昇以上の上昇が現れていることに注意を要する。

今回の研究には、年齢別出生率は既存の計算値を用いたが、コーホート出生率を確定するために別により正確な計算を行った。これに基づくシミュレーションを再度行う予定である。

## 付論 コーホートの動態率が年次別動態率に及ぼす影響

### 1. コーホート動態率が年次別合計率に及ぼす影響

合計出生率や合計初婚率、合計死亡率（=生命表関数 $\Sigma d$ ）のような年次別合計動態率（累積動態率）の変化とコーホートの動態率の生涯の到達水準（quantum）とタイミング（tempo）との間にどのような定量的な関係があるかを理論的に明らかにしよう。

以下では、説明の便宜上、年次別合計出生率とコーホートの出生率との関係を例にするが、それぞれ年次別合計初婚率とコーホートの初婚率に置き換えても同様に当てはまる。単純化された模式的な例で説明しよう。付表は、各年生まれの女子のコーホートが10人（10万人を簡単のため10人と表現する）であるような仮想的な「社会」の出生数を示している。

ここに示す出生率は現実値とかなり異なるが、理論的な説明のためには全く差しつかえない。

#### (a) コーホート動態率一定

まず、コーホートの動態率が一定の場合である。付表(a)は各コーホートの出生のしかたがまったく変化しない場合で、15、16、17、18歳にそれぞれ2、7、8、3人、合計20人の子供を産むものとする（他の年齢ではすべて0である）。1981年に15歳のコーホートがその後の毎年加齢とともに出生した児

付表 コーホート出生率と年次別出生率との関係（仮想データ）

10（万）人からなるコーホートによる年次別の合計出生率

## (a)各コーホートの出生行動が変化なく継続した場合

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
15	2	2	2	2	2	2	2
16	7	7	7	7	7	7	7
17	8	8	8	8	8	8	8
18	3	3	3	3	3	3	3
19	0	0	0	0	0	0	0
合計	20	20	20	20	20	20	20
平均出生年齢	17.1	17.1	17.1	17.1	17.1	17.1	17.1

コーホートの生涯出生率＝年次別合計出生率＝2.0

## (b)1981年15歳コーホート以後の出生が1歳遅れた場合

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
15	2	0	0	0	0	0	0
16	7	7	2	2	2	2	2
17	8	8	8	7	7	7	7
18	3	3	3	3	8	8	8
19	0	0	0	0	0	3	3
合計	20	18	13	12	17	20	20
平均出生年齢	17.1	17.3	17.6	17.6	17.9	18.1	18.1

コーホートの生涯出生率は2.0で、不変。

注：表中の数字は出生数すなわち出生率の10倍を示す。

したがって、合計欄は合計出生率の10倍を示す。

枠内は1981年に15歳であるコーホートの出生過程を示す。

数が右下に進む枠で示されているが、これは当然、縦に見た毎年年次に生まれる女子（母）の年齢別子供数とまったく同じになる。すべてのコーホートが同じ生み方を繰り返すからである。したがって、この時の年次別出生数も20であり、年齢別出生率（0.2、0.7、0.8、0.3、表の年齢別出生数を女子の人数10で割ったもの）の合計である合計出生率は毎年2.0である。

つまり、コーホートの動態率（出生率、初婚率）が一定不変のとき、年次の合計率（合計出生率、合計初婚率）はコーホート動態率の最終的到達水準（コーホート生涯出生率、コーホート生涯既婚率）に一致する。この場合の動態の平均発生年齢（平均出生年齢、平均初婚年齢、平均寿命）はコーホート間、年次間で不変であり、コーホートと年次で一致する。

## (c) 1981年15歳コーホート以後の出生が0.2歳遅れた場合

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
15	2	1	1	1	1	1	1
16	7	7	8	8	8	8	8
17	8	8	8	6	6	6	6
18	3	3	3	3	4	4	4
19	0	0	0	0	0	1	1
合計	20	19	20	18	19	20	20
平均出生年齢	17.1	17.18	17.15	17.11	17.18	17.3	17.3

## (c') 1981年15歳コーホートのみ出生が1歳遅れた場合

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
15	2	0	2	2	2	2	2
16	7	7	2	7	7	7	7
17	8	8	8	7	8	8	8
18	3	3	3	3	8	3	3
19	0	0	0	0	0	3	0
合計	20	18	15	19	25	23	20
平均出生年齢	17.1	17.3	17.3	17.1	17.4	17.4	17.1

コーホートの生涯出生率は2.0で、不変。

## (b) コーホート動態率が1歳遅れる場合

つぎに、付表(b)は、1981年に15歳であるコーホートから突然、子供の生み方が1歳遅くなる場合である。その結果、年次別の平均出生年齢は1980年の17.1歳から1985年の18.1歳まで緩やかに上昇している。また、このとき年次別合計出生率は、1980年の2.0から、以後一時的な低下を示し1.8、1.3、1.2、1.7と低下するが、1985年以後は2.0に回復する。この各年の低下量0.2、0.7、0.8、0.3は、年齢別出生率の1歳毎の出生率が順次現れたものである。したがって、この合計出生率の一時的な低下（消滅）の総量を計算すると（ $0.2 + 0.7 + 0.8 + 0.3 = 2.0$ ）、これはコーホート生涯出生率2.0の1年分である。

同様にコーホート出生率が2歳遅くなる場合、消滅の総量が2.0の2年分4.0であることは容易に示せる。

つまり、一般にコーホート動態率が $d$ 歳遅くなる場合、年次合計出生率の消滅の総量はコーホート生涯出生率 $T$ の $d$ 年分 $dT$ 、あるいは年次別合計出生率の $n$ 年間の合計は $nT - dT$ である。

以上は以下述べるように、特殊な場合であり、1年間に1歳もの変化が起こることはほとんど考えられないが、コーホート動態率の遅れによる年次合計動態率消滅をわかりやすく示すためのものである。

(c) あるコーホートから動態率が  $d$  歳変動する場合

一般に平均出生年齢が  $d$  歳遅れる場合にも、上記の関係がなり立つ。このとき  $d$  は整数でなく、実数である。また負の値（年齢の低下）でもよい。以下では、説明の便宜のため上昇の場合を例にする。また、出生年齢を簡単のため上と同様に15-19歳としておく。

付表(c)は、1981年に15歳であるコーホートから突然、子供の生み方が平均0.2歳遅くなる（平行移動ではない）場合を示す。平均年齢が0.2歳上昇したことは1985年から平均年齢が17.3歳になっていることからわかる。この場合は年次別合計出生率の消滅が生じていることは分かるが、もはやどのようにして消滅したかを示すことは難しい。そこで、一般的に数式で証明しよう。

年齢を  $x=14+i$  で表し、変化前および変化後のコーホートの年齢別出生率をそれぞれ  $a_i, b_i (i=1, 2, \dots, 5)$  とする。 $i$  は出生の開始から終了までの年齢に対応している。

この時、平均出生年齢は  $\Sigma ia_i / \Sigma a_i + 14.5, \Sigma ib_i / \Sigma b_i + 14.5$  で、したがって、平均出生年齢の差は  $d = \Sigma ib_i / \Sigma b_i - \Sigma ia_i / \Sigma a_i$  である。

ここでコーホート生涯出生率は変化が無く、 $\Sigma a_i = \Sigma b_i = T$  とする。 (1)

したがって、 $\Sigma ib_i - \Sigma ia_i = dT$  (2)

出生の平均年齢上昇が開始され、その上昇が停止するまでの期間（1981年コーホートの出生期間）である1981年から1984年について合計出生率を求めると以下ようになる。

1981年は  $a_2 + a_3 + a_4 + a_5 + b_1$

1982年は  $a_3 + a_4 + a_5 + b_1 + b_2$

1983年は  $a_4 + a_5 + b_1 + b_2 + b_3$

1984年は  $a_5 + b_1 + b_2 + b_3 + b_4$

これらの合計出生率の後半部はそれぞれ以下のように表される。

$$+b_1 \quad = T - b_2 - b_3 - b_4 - b_5$$

$$+b_1 + b_2 \quad = T - b_3 - b_4 - b_5$$

$$+b_1 + b_2 + b_3 \quad = T - b_4 - b_5$$

$$+b_1 + b_2 + b_3 + b_4 \quad = T - b_5$$

したがって、1981-84年の合計出生率の合計は以下ようになる。

$$\begin{aligned} & 4T + (a_2 - b_2) + 2(a_3 - b_3) + 3(a_4 - b_4) + 4(a_5 - b_5) \\ &= 4T + (a_1 - b_1) + 2(a_2 - b_2) + 3(a_3 - b_3) + 4(a_4 - b_4) + 5(a_5 - b_5) - \Sigma a_i + \Sigma b_i \\ &= 4T - dT \end{aligned} \quad ((1), (2)式を代入) (証明終り)$$

したがって、一般に年齢 $d$ の上昇により、合計出生率の合計には $dT$ の減少が生じるといえる。

なお、付表(c)の場合、0.2歳の上昇が生じているが、合計出生率の減少総量は $0.1 + 0.2 + 0.1 = 0.4$ で、これは $dT = 0.2 \times 2 = 0.4$ に等しいことが確認できる。

一般に上の例とは逆に、平均出生年齢が低下するならば、合計出生率は上昇する。

また、平均出生年齢上昇が生じて、さらに平均出生年齢低下によって再びもとに戻ったときは、合計出生率は最初低下し、その後上昇する。その低下総量と上昇総量は等しく、全体の総変化量は0となる。これは上昇した期間が何年でも同じである。この例を付表(c')に示す。ここでは $0.2 + 0.5 + 0.1 = 0.8$ の低下と $0.5 + 0.3 = 0.8$ の上昇が生じている。その意味で、最も基本的な場合とは(c')のように1つのコーホートの変化が生じる場合ではなく、(c)であるといえる。

(d) コーホートの生涯出生率と平均出生年齢がともに変化する場合

以上では、コーホートの生涯出生率が一定( $T$ )であった。ここで生涯出生率がコーホートごとに異なる一般的な場合を考えよう。

(d) 1981年15歳コーホート以後の生涯出生率が1.8に低下し、出生が1歳遅れた場合

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988年
15	2	0	0	0	0	0	0	0	0
16	7	7	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8
17	8	8	8	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3
18	3	3	3	3	7.2	7.2	7.2	7.2	7.2
19	0	0	0	0	0	2.7	2.7	2.7	2.7
合計	20	18	12.8	11.1	15.3	18	18	18	18
平均出生年齢	17.1	17.28	17.59	17.61	17.85	18.1	18.1	18.1	18.1

(d') 1981年15歳コーホート以後の生涯出生率が1.8に低下し、平均出生年齢に変化がない場合

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988年
15	2	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8	1.8
16	7	7	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3	6.3
17	8	8	8	7.2	7.2	7.2	7.2	7.2	7.2
18	3	3	3	3	2.7	2.7	2.7	2.7	2.7
19	0	0	0	0	0	0	0	0	0
合計	20	19.8	19.1	18.3	18.0	18	18	18	18
平均出生年齢	17.1	17.12	17.14	17.12	17.10	17.10	17.10	17.1	17.1

付表(d)に1981年15歳コーホートから生涯出生率が1.8に低下（各年齢別出生率が0.9倍に変化）し、同時に出生が1歳遅れる場合、(d')に生涯出生率のみが1.8に低下する場合を示している。この場合、(d')と(d)とを対比し、合計出生率の差を求めると((d')-(d))、年齢上昇による消滅の合計が、 $0.18+0.63+0.72+0.27=1.8$ で、生涯出生率1.8の1年分であることが容易に分かるであろう。そして、その残りが生涯出生率の低下((a)-(d'))によるものである。

一般に、あるコーホート $n$ の生涯出生率が $T(n)$ で、平均出生年齢が前のコーホートから $d(n)$ 歳変化した場合、その出生の発生する範囲で、合計して $d(n)T(n)$ の出生率を消滅（増大）させる。このような平均年齢の変化がいくつか起こるとするならば、それらの変化が収束するまでの期間において、 $\sum d(n)T(n)$ の合計出生率の変化が発生するのである。これを累積動態率変動に関する最も一般的な定理とすることができる<sup>注9</sup>。



(e) 1981年15歳コーホート以後の出生が0.1歳ずつ遅れた場合

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
15	2	1.8	1.6	1.4	1.2	1	0.8	0.6
16	7	7	6.5	6	5.5	5	4.5	4
17	8	8	8	7.9	7.8	7.7	7.6	7.5
18	3	3	3	3	3.5	4	4.5	5
19	0	0	0	0	0	0.3	0.6	0.9
合計	20	19.8	19.1	18.3	18.0	18	18	18
平均出生年齢	17.1	17.12	17.15	17.18	17.26	17.4	17.5	17.6

1981年の15歳コーホート以後(1980+t)年15歳コーホートの出生率 $f_t(x)$ は1980年15歳コーホートの出生率 $f_0(x-1) * 0.1t + f_0(x) * (1-0.1t)$ で算出。

この定理は死亡率についてもまったく同様に当てはまる。したがって、合計死亡率（生命表の死亡率  $d$  の全年齢の合計）はコーホートにおいては当然 1 になるが、死亡率低下のもとで年次的には 1 より小さいはずである。この死亡率  $d$  は通常の年次別生命表におけるものではなく、コーホート生命表におけるものであり、これを同一年次について全年齢で合計した合計死亡率が 1 より小さいということである。

(e) コーホート動態率が持続的に  $d$  歳変動する場合

(d) の特殊な場合として、コーホート出生率が生涯出生率 ( $T$ ) に変化がなく、持続的に  $d$  歳遅れる場合の年次出生率を問題にしよう。

上記一般定理から、年次別合計出生率から平均して毎年  $dT$  の消滅が起こるのであるから、年次別合計出生率は平均的に  $T-dT=(1-d)T$  となるのは明らかである。しかし、平均年齢の上昇が一定でも年齢別出生率が変動している場合、年次別合計出生率は一定して  $(1-d)T$  となるとは限らない。(なお、 $d$  歳の上昇の場合、 $d$  を負の数とすれば、すべて  $(1-d)T$  と表すことができる。)

そこで、出生年齢  $d$  歳の持続的上昇をより限定しよう。

### 1) 平行移動

まず、年齢別出生率の形態が平行移動を続けて平均出生年齢が  $d$  歳持続的

に上昇する場合を考える。このとき年次別の合計出生率は一定値、 $(1-d)T$ となる。その例を付表(e)に示す。ここでは平均出生年齢は1985年(17.4歳)以後、毎年0.1歳上昇している。

平行移動の場合は、その結果の明瞭性から研究者に関心が持たれてきた<sup>注10</sup>。その証明は、Bongaarts and Feeny 1998が Appendix で試みている<sup>注11</sup>が、ここで離散変数による証明を与えておこう。

もともになる $c$ 年15歳コーホートの年齢 $i$ 歳の出生率を $a(i, c)$ 、次の $c+1$ 年のコーホートの出生率を $a(i, c+1)$ とすると、出生率に平均年齢 $d$ 歳の上昇の平行移動があるので、この出生率 $a(i, c+1)$ は前のコーホートの $(i-1)$ 歳と $i$ 歳の出生率を $d$ および $1-d$ を加重とした平均値として次のように表される。

$$\begin{aligned} a(i, c+1) &= d \cdot a(i-1, c) + (1-d)a(i, c) \\ &= a(i, c) + d\{a(i-1, c) - a(i, c)\} \end{aligned} \quad (3)$$

1985年について合計出生率を計算してみよう。

1985年の年齢各歳別出生率は(3)式により、1980年15歳コーホートの年齢別出生率 $a(i, 1980)$ を用いて表すと、以下の通りである。ただし、 $a(i, 1980)$ を $a_i$ と略記する。

なお、 $a_0 = 0$ ，コーホートの生涯出生率 $\Sigma a_i = T$

$$a(1, 1985) = a_1 + d(a_0 - a_1) * 5$$

$$a(2, 1984) = a_2 + d(a_1 - a_2) * 4$$

$$a(3, 1983) = a_3 + d(a_2 - a_3) * 3$$

$$a(4, 1982) = a_4 + d(a_3 - a_4) * 2$$

$$a(5, 1981) = a_5 + d(a_4 - a_5)$$

したがって、1985年の合計出生率はこれらの合計で、以下のようになる。

$$\Sigma a_i - d \Sigma a_i = (1-d)T \quad (\text{証明終わり})$$

付表(e)では、毎年コーホートの平均出生年齢は0.1歳ずつ遅くなる場合で、そのとき、年次別合計出生率は $2.0 * (1-0.1) = 1.8$ となっていることを確認できる。

## 2) 線形変化

一応、以上のように証明できるが、年齢別出生率の平行移動が現実に成立するには限界がある。実際、(3)式で年齢別出生率が負になる場合が起こる。もともと出生年齢範囲に限定がある以上、平行移動は厳密には成立しないのである。

したがって、より広く、平行移動ではなく、持続的な一定年齢変化  $d$  が生ずる 1 つの場合として線形変化を考え、証明しよう<sup>註12</sup>。

この場合、各コーホートの各年齢別出生率はコーホートを表す変数 ( $c$ ) の一次式として表わされる。すなわち、(1980 +  $c$ ) 年 15 歳コーホートの  $i$  歳の出生率を以下のように表す。

$$a(i, c) = a_i + b_i * c$$

(付表(e)は平行移動の例であるが、年齢変化一定の 1 例として利用すると、1981年 15 歳コーホートを  $c = 1$  とし、 $a_i = 2, 7, 8, 3, 0$ ,  $b_i = -0.2, -0.5, -0.1, 0.5, 0.3$  である。より一般的にするためにはさらに  $b_i$  を以下の(4), (5)を満たしながら変化させればよい。)

コーホートの生涯出生率をすべて  $\Sigma a_i = \Sigma a(i, c) = T$  とする。

$$\text{つまり、} \Sigma (a_i + b_i * c) = \Sigma a_i$$

$$\text{したがって、} c \Sigma b_i = 0, \quad \Sigma b_i = 0 \tag{4}$$

このコーホート平均出生年齢はつぎのように表される。

$$\Sigma i a(i, c) / T = \Sigma i (a_i + b_i * c) / T$$

また、 $c$  と  $c + 1$  のコーホートの平均年齢の差は  $d$  であるので、

$$\Sigma i \{a_i + b_i * (c + 1)\} / T - \Sigma i (a_i + b_i * c) / T = d$$

$$\text{したがって、} dT = \Sigma i b_i \tag{5}$$

以上を前提として、年次別合計出生率を検討しよう。

一般的な形でも書けるが、理解しやすいように、付表(e)と同様な 1985 年を例にして示す。

1985 年の年齢別出生率は、以下のように表される。

$$a(1, 5) = a_1 + b_1 * 5 \quad (\text{年齢15歳 } i=1, \text{ コーホート15歳時1985年 } c=5)$$

$$a(2, 4) = a_2 + b_2 * 4 \quad (\text{年齢16歳 } i=2, \text{ コーホート15歳時1984年 } c=4)$$

$$a(3, 3) = a_3 + b_3 * 3$$

$$a(4, 2) = a_4 + b_4 * 2$$

$$a(5, 1) = a_5 + b_5$$

したがって、1985年の合計出生率はこの合計であるので

$$\Sigma a_i + \Sigma (6-i)b_i = T - \Sigma i b_i + 6 \Sigma b_i$$

$$= T - dT \quad ((4), (5) \text{を代入})$$

$$= (1-d)T \quad (\text{証明終わり})$$

## 2. コーホート動態率が年次別平均動態率年齢に及ぼす影響

年次別出生率の平均年齢はコーホート出生率の平均年齢の影響を直接的に受けるが、それだけではなく、コーホート生涯出生率の変化の影響を受ける。一般的に、コーホート出生率の平均年齢がまったく変化しないで生涯出生率のみが低下する場合、つまり、たとえば年齢別出生率が各年齢で比例的に低下する場合には、年次別平均出生年齢はしだいに上昇する。年次別にみて、年齢別出生率の重みが古いコーホート（高年齢）の方が相対的に大きくなるからである。当然この逆に、コーホートの生涯出生率が平均出生年齢の変化をとまわず上昇すれば、年次別平均出生年齢は低下する。

この例は付表（d'）に示されている。ここではコーホートの平均出生年齢（17.1歳）はまったく変化しないにもかかわらず、生涯出生率が1.8に低下することにより、年次別平均出生年齢は17.1歳から一時的に1982年に17.14歳まで上昇する。

この現象はあまり気づかれていないのではないかと思われるが、原理の理解は容易である。しかし、定量的な関係はやや煩雑である。Ryder 1983はRyder 1964の定式化に基づき、年次出生率の平均年齢の近似式  $M - Vr$  を示している。ただし、コーホートの出生率の平均年齢を  $M$ 、分散を  $V$ 、生涯出生率の年変化率が一定で  $r$  とする。これは（d'）の例とは異なり、コーホー

トの生涯出生率の低下が持続する場合である。

なお、言うまでもなく、死亡においてはここで述べた現象、つまり生涯累積動態率変化による年次別平均動態率年齢の変化は生じない。なぜなら、コーホートにおける合計死亡率（生涯死亡率）は1でしかなく、変化しないからである。

### 3. おわりに

コーホート動態率と年次動態率との上記のような基本的な関係は、人口学の中で十分認識されているとはいえない。現に人口学の教科書でほとんどまったく取り上げられていない。その理由は人口学が死亡を対象とした生命表を基盤として発展してきたからであり、死亡のコーホート生命表（世代生命表）が実際に計算されることはほとんどなく、年次別生命表を前提とする限り年次別の合計死亡率の概念を持つこと自体が困難であり、死亡の動態率を出生や結婚の動態率と統一的にとらえることが阻まれているからであると思われる。

### 注

- 1) 大谷1997が1975年以後の研究を中心にごく簡単な概観を行っている。
- 2) このほかには、離婚率の上昇がどう関わっているかなどの問題がある。
- 3) このほか、河野・石川1985がコーホートの出生順位別平均出生年齢を計算しているが、全出生については示されていない。
- 4) 国立社会保障・人口問題研究所（厚生省人口問題研究所）、「全国日本人人口の再生産に関する指標」『研究資料』No.205、217、235、243、272、『人口問題研究』、48-4、49-4、50-3、51-3、52-3・4、53-3、54-3。
- 5) 廣嶋1999a、bのコーホートの平均出生年齢は計算ミスによりすべて1歳低い。
- 6) いうまでもなく、図4にみられる年齢別出生率の不規則な凹凸は分子分母の不对応によるもので、現実的なものではない。
- 7) 分子分母を対応させたより正確な出生率によると、コーホートの生涯出生率は1948年以後1954年出生まで2以下（1.97-1.99）の水準で安定しており、ベビーブームコーホートの出生率は以後のコーホートと全く変わらない。
- 8) Ryderの指標は関係するコーホート生涯出生率の調和平均を年次別合計出生率の量（水準）部分としているので、合計出生率の年次的な不規則な変化はすべてコーホート出生率のテンポ

によるものとされている。このような非対称的な扱いには問題が残る。

近年の合計出生率低下について別に Ryder 指標の計算が行われている（福田1999）が、それによると、1970年以後テンポの変化がないとすると合計出生率は1980年2.03、1995年1.95とされている。本稿の Ryder 指標の計算（同1.98、1.59、図19）およびシミュレーションによる結果、1980年1.92、1995年1.58（表2）よりかなり高い。その原因はコーホート出生率の将来推計値の違いによるものとみられる。

- 9) Ryder 1980はこの場合について、合計出生率の平均値を定式化している。これは平均する期間の長さ依存するので証明が複雑である。本文に示したように、1回の平均出生年齢変化の及ぶ年次（そのコーホートの出産期間）における出生率低下総量を求めるほうが明らかに容易である。
- 10) 河野・石川1985、稲葉1986はコーホート出生率の一定年齢変化がある期間続いたあとと停止する場合を扱った。
- 11) Bongaarts and Feeny 1998はこの関係を一般化し、年次別合計出生率からテンポの影響を除いた年次別出生率の到達水準（quantum）の指標を提案している。しかし、後述の2のようにコーホートの平均出生年齢が変動しなくても生涯出生率の変動によって年次別の平均出生年齢が変動することから、出生順位別出生率を用いることによって問題を緩和しているものの、この指標は問題を持っているといえる。その効果の実際の大きさについては本文Ⅲ3を参照。
- 12) この場合について Ryder1964は Taylor展開による一般的定式化の簡略化として、また曾毅（Zeng Yi）1993は別の証明を与えている。

## 文献

- 阿藤 誠、1985「改算出生率に基づく公表出生率の評価」『戦後の日本人人口ならびに人口動態率改算の試み』（研究資料 No.238）、厚生省人口問題研究所、49-64。
- 阿藤 誠・石川 晃・池ノ上正子、1986「コーホート法による出生率予測の試み」『人口問題研究』177号、35-47。
- 石川 晃、1990a「わが国女子の出生力表：1950～88年一出生力構造の分析」『研究資料』No.263、厚生省人口問題研究所。
- 石川 晃、1990b「わが国女子の出生力構造：戦後の動向」『人口問題研究』46巻1号、56-66。
- 伊藤達也・山本千鶴子、1981「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』157号、28-51。
- 稲葉寿、1986「期間合計特殊出生率とコーホート出生率の関係について」『人口問題研究』178号、48-53。
- 大谷憲司、1997「日本に関わる出生力研究の20年」『人口学研究』20号、83-87。
- 金子隆一、1993「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』49巻1号、17-38。
- 河野 稔・廣嶋清志・渡邊吉利・高橋重郷・金子隆一、1983「マイクロ・シミュレーションによる日本の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、1-29。
- 河野 稔・石川 晃、1985「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』174号、19-39。

- 国立社会保障・人口問題研究所、1997、『日本の将来推計人口：平成9年1月推計』、厚生統計協会。
- 廣嶋清志、1986「マイクロ・シミュレーションによる近年の出生力の分析」『出生力と年齢・パリティ・時間に関する研究』特別研究報告資料、厚生省人口問題研究所、3-61。
- 廣嶋清志、1999a「日本の少子・高齢化の人口学的分析」『長寿社会研究所・家庭問題研究所 研究年報』第4巻、兵庫県長寿社会研究機構、11-21。
- 廣嶋清志、1999b「結婚と出生の社会人口学」目黒依子・渡辺秀樹編『家族』（講座社会学 第2巻）東京大学出版会、21-57。
- 福田亘孝、1999「日本における第1子出産タイミングの決定因」『人口問題研究』55巻1号、1-20。
- Bongaarts, John and Feeney, Griffith, 1998, On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, Vol. 24, No. 2, 271-91.
- Ryder, Norman B., 1964, The process of demographic translation, *Demography*, 1, 74-82.
- Ryder, Norman B., 1980, Components of temporal variations in American fertility, in R. W. Hiorn, (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*, London, Taylor and Francis, 15-54.
- Ryder, Norman B., 1983, Cohort and period measures of changing fertility, in Rodolfo A. Bulatao and Ronald D. Lee (eds.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, Vol. 2, Academic Press, 737-756.
- 曾毅 (Zeng Yi) 1993、『人口分析方法与应用』、北京大学出版。