有配偶出生力指標の数理的検討

―年齢別有配偶出生率の上昇は夫婦出生力の上昇を意味するか[1]

廣　嶋　清　志

Ⅰ　は　じ　め　に

近年の出生率の分析のために，出生率が有配偶率と有配偶出生率の積で表わせることから，しばしその２つに分離して分析が行われる．この分析によると，現実の出生率の動向を結婚の動向と有配偶出生率の動向の２つから説明することができるので，大変便利である．しかし，この分離が年齢別に行われる場合，これがもっとも簡便なためしばしばそうされるのだが，有配偶出生率は結婚の影響を完全に免れているわけではないという点で，あくまで近似的なものであり，その扱いには注意を要する．たとえば，近年1975年から80年にかけて，年齢別有配偶出生率が上昇したことが知られている[2]が，このことをもって，夫婦の既往出生率あるいは完結出生率が上昇していると結論づけるのは，実は、誤りであって，むしろ，逆に夫婦の既往出生率は下がっているといわなければならないのである[3]．本研究はこのような年齢別の有配偶出生力の指標が，近年のように出生率が極めて低い水準にあって結婚年齢が上昇するときにどのように変動する性格を持っているかを検討するものである．

Ⅱ　コーホートの有配偶出生力（既婚出生力）の指標の２区分

近年の年次出生率はコーホート（同時出生集団）の出生率の結果として考えるのが自然であるので，結局コーホート出生率を分析することが必要になる．したがって，以下ではコーホート出生率を扱う．コーホートの有配偶出生力の指標としてはつぎのものが考えられる．

1）本研究は昨年度「出生力指標プロジェクト」（責任者：河野稠果）に参加する中でまとめたものである．この研究の機会を与えられたことおよび各研究員から有益なコメントをいただいたことに感謝したい．このプロジェクトで行った研究の報告は下記参照．

廣嶋清志，「マイクロ・シミュレーションによる近年の出生力の分析」，厚生省人口問題研究所，『出生力と年齢・パリティー・時間に関する研究』，特別研究報告資料，1986年３月，pp.3－61.

2）厚生省人口問題研究所，『出生力の生物人口学的分析』，特別研究報告資料，1984年１月，p.79.

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，昭和50～55年』，研究資料第235号，1985年１月.

3）この問題は一般的には年齢別出生率を年齢別有配偶率と年齢別有配偶出生率とに分けて標準化出生率を計算する場合の問題としてすでに指摘されてきた．下記参照．

舘　稔，「我が国人口の地方別増殖力に関する人口統計学的一考察（上）―我が国標準化出生率について―」，『人口問題』，１－４，1935年，p.466.

Henry S. Shryock, Jacob S. Siegel and Associates, *The Methods and Materials of Demography*, 1973, p.486.

また，同様なコンポーネンツ・アナリシスを行う場合についても同じ問題が生じる．安田三郎，『社会統計学』，1969年，p.151.

A．コーホートの有配偶出生力の指標

1． 年齢別有配偶出生率（ＡＭＦＲ：age-specific marital fertility rate)

$f(x) = B(x) / M(x)$

2． 年齢別累積有配偶出生率（ＣＭＦＲ：age-specific culmulative marital fertility rate)

$$\int_0^x f(x)\,dx = \int_0^x \Big[B(x) / M(x) \Big]\, dx$$

これは，$x=\beta$のとき合計有配偶出生率（ＴＭＦＲ：total marital fertility rate) になる．

3． 年齢別有配偶既往出生率（有配偶女子一人当たり平均出生児数）

（ＥＭＦＲ：age-specific ever-born marital fertility rate)

$$c(x) = \int_0^x B(x)\,dx \Big/ M(x)$$

これは，$x=\beta$のとき有配偶女子の完結出生率（complete marital fertility rate)になる．

ただし，$B(x)$、$M(x)$，$P(x)$ はそれぞれ女子x歳の出生児数，有配偶女子数，βは出産の終了年齢．

同様に，出生コーホートの出生力指標についてはつぎの３つが考えられる．

B．コーホート出生力の指標

1． 年齢別出生率（ＡＦＲ：age-specific fertility rate)

$B(x) / P(x)$

2． 年齢別累積出生率（ＣＦＲ：age-specific cumulative fertility rate)

$$\int_0^x \Big[B(x) / P(x) \Big]\, dx$$

これは，$x=\beta$のとき合計出生率（ＴＦＲ：total fertility tate) になる．

3． 年齢別既往出生率（ＥＦＲ：age-specific ever-born fertility rate)

$$\int_0^x B(x)\,dx \Big/ P(x)$$

これは，$x=\beta$のとき女子の完結出生率（complete fertility rate) になる．

ここで，死亡率が十分低いならば$P(x) = P$（一定）とし，また$B(x)$ 内の死亡者による出生児数を無視することができるので，Ｂの 2. と 3. は同じ指標とみなすことができる．したがって 1. ＡＦＲは 2. 3. つまりは合計出生率および完結出生率の一部であり，その水準と直接の関係を有する．

これに対して，Ａの有配偶出生力においては$M(x)$ は結婚年齢の異なるものが加わる限り一定ではないので 2. ＣＭＦＲと 3. ＥＭＦＲは明確に区別される．したがって 1. ＡＭＦＲは明らかに 2. ＣＭＦＲの部分であるが，3. ＥＭＦＲの部分ではなくその水準と直接の関係を持たない．

Ａの 1. と 2. の指標ＡＭＦＲ，ＴＭＦＲは自然出生力と対比するために用いられてきた[4] これに

4) たとえば，下記参照．

河野稠果・廣嶋清志・渡辺吉利・高橋重郷・金子隆一，「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，章Ⅲ（金子隆一担当），「自然出生力シミュレーション」，1983年10月．

John Bongaarts, "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of fertility", *Population and Develoment Review*, 4-1, March 1978.

Roland Pressat, *Demographic Analysis*, Aldine, 1972 (French 1961, 1969), 180～187.

対して，3.の指標EMFRはB．コーホートの出生力指標 3．EFR（TFR）との間にEMFR×MR＝EFR（TFR）の関係があるので，EFRおよびTFRの水準を推定するのに用いられてきた．ただし，MRは有配偶率（$M(x)/P(x)$）．なお実際にはEMFRは既婚者について計られMRは既婚率とされることが多い．

以上のように，年齢別有配偶出生力の指標の 1．2．と 3．は著しくその性格を異にするといわなければならない．したがって，年齢別有配偶出生率（AMFR）は，年齢別出生率（AFR）と異なり，年齢別有配偶既往出生率（EMFR）や年齢別累積出生率（CFR），合計出生率（TFR）の変動と全く逆の変動を示すことがありうるのである．

Ⅲ　結婚年齢の異なるコーホートの有配偶出生力指標間の関係

1　2つの結婚コーホート有配偶出生力指標

ある出生コーホート内の結婚コーホート（同時結婚集団）をとると，その結婚コーホートはすべて同じ結婚年齢からなる．したがって，ある出生コーホートにおける有配偶人口は結婚年齢の異なるいくつかの結婚コーホートからなっているものとすることができる．そのうちの1つの結婚年齢a歳の結婚コーホートにおける有配偶人口$M(a)$は年齢xに対して不変である．ただし，ここでは死亡，離別が無視されている．

このような結婚年齢aのコーホートでは年齢x歳に対しつぎの3つの有配偶出生力の指標が定義できる．

1．年齢別有配偶出生率　$f(a,\ x)=B(a,\ x)/M(a)$

2．年齢別累積有配偶出生率

$$\int_0^x f(a,x)\,dx=\int_0^x \left[B(a,x)\ /M(a)\right]dx$$

3．年齢別有配偶既往出生率

$$c(a,x)=\int_0^x B(a,x)\,dx\Big/M(a)$$

ここで，$M(a)$はxに対して独立なので 2．と 3．は同じものになる．

同じ出生コーホート内の結婚年齢$a+k$（ただし$k>0$）のコーホートについても同様な有配偶出生率が定義できるが表記は省略する．

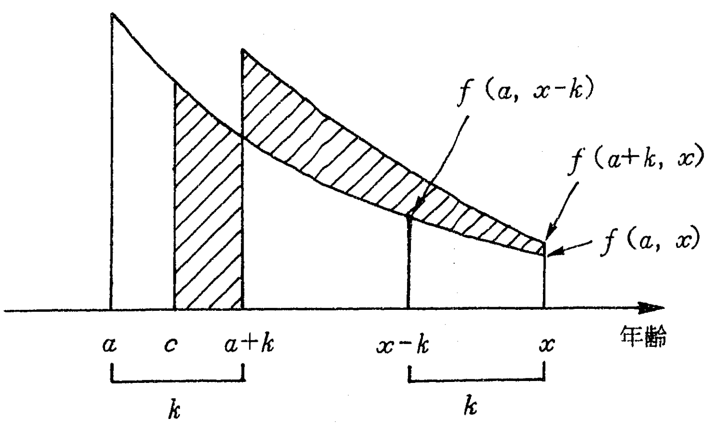
そこで，このとき経験的事実を基にして年齢別有配偶出生率についてつぎのように仮定する（図1参照）．

$f(a,\ x)<f(a+k,\ x)<f(a,\ x-k)$ ……………(1)

（式の前半は $a+k\leqq x$ で成り立つ）

これはつぎのことを意味する．

図1　結婚年齢a，$a+k$歳コーホートの年齢別有配偶出生率



式の前半において，

① 結婚年齢が k 歳上昇したことにともなって x 歳における有配偶出生率 $f(a+k,\ x)$ はもとの結婚年齢 a 歳の x 歳における有配偶出生率 $f(a,\ x)$ よりは高いこと，つまり，結婚直後の出生率は高いので，結婚年齢が高くなったとしても，もとの結婚年齢の同じ年齢における出生率よりは高くなること，これは「結婚年齢上昇にともなう出生率の上昇」ということができる．

式の後半において，

② 結婚年齢 $a+k$ 歳の x 歳における有配偶出生率 $f(a+k,\ x)$ は結婚年齢 a 歳の同じ結婚持続期間 $x-a-k$ つまり $x-k$ 歳における有配偶出生率 $f(a,\ x-k)$ より低い．つまり，結婚年齢が高いと同じ結婚持続期間における出生率は低いということを意味する．これを「結婚年齢上昇にともなう出生率の低下」ということができる．

以上の2つの仮定が成り立つ条件は第一に出生率がきわめて低い水準であること，つまりもう大幅な出生率の低下がみこまれないこと，したがって，結婚年齢が上昇してもそれなりの出産の努力が行われること，しかるに，第二に結婚年齢が全体としてかなり高い年齢であること，つまり，出産の努力にもかかわらず結婚年齢上昇の影響を受けて出生率の若干の低下は免れないことである．この2つの条件はそれぞれさきの仮定①，②に対応している．

以上のような関係があるとき上記の指標 1．および 2．と 3．について結婚年齢 a と $a+k$ のコーホート間でどのような関係があるかを検討してみよう．なお，ここで主として問題にするのは指標 1．と 3．の関係であって，2．は 1．の各年齢の代表値として扱うにすぎない．

1） 年齢別累積有配偶出生率（2.）についてのコーホート間の関係

(1)式の前半を x について積分して

$$\int_{a+k}^{x} f(a,\ x) < \int_{a+k}^{x} f(a+k,\ x)\,dx \quad \cdots\cdots (2)$$

さらにこれを拡張して $c<h<a+k$ なる h に対しつぎのような関係が成り立つ．

$$\int_{h}^{x} f(a,\ x)\,dx < \int_{h}^{x} f(a+k,\ x)\,dx \quad \cdots\cdots (3)$$

ただし，c はつぎのようにして決められる．

$$\int_{c}^{a+k} f(a,\ x)\,dx = \int_{a+k}^{x} \left[f(a+k,\ x) - f(a,\ x) \right] dx \quad \cdots\cdots (4)$$

すなわち，c は図1の斜線分の面積を相等にする値である．

［証　明］

$f(a,\ x)>0$ で $c<h$ だから　$\int_{h}^{x} f(a,\ x)\,dx < \int_{c}^{x} f(a,\ x)\,dx \quad \cdots\cdots (5)$

一方，(4)の両辺に $\int_{a+k}^{x} f(a,\ x)\,dx$ を加えると $\int_{c}^{x} f(a,\ x)\,dx = \int_{a+k}^{x} f(a+k,\ x)\,dx$

$h<x<a+k$ で $f(a+k,\ x)=0$ なので　$= \int_{h}^{x} f(a+k,\ x)\,dx \quad \cdots\cdots (6)$

(5)と(6)により(3)が成り立つことが証明できた．
(3)式の意味するところはつぎの通りである．
〔結論1〕：結婚年齢の異なる2つのコーホート間で，ある年齢 c 歳以上に対する年齢別累積有配偶出生率は結婚年齢の高いコーホートの方が高い．

なお，さきにことわったように，この指標は年齢別有配偶出生率の代表値としてみるもので，この関係は年齢別有配偶出生率の高さの程度を積分の形で示すものである．

2）　年齢別有配偶既往出生率（3.）についてのコーホート間の関係

(1)式の後半は $\dfrac{B(a+k,\ x)}{M(a+k)} < \dfrac{B(a,\ x-k)}{M(a)}$ と表わされる．

したがって，これを x について積分すると，分母 $M(a+k)$，$M(a)$ は x について不変なので

$$c(a+k,\ x) = \frac{\int_{a+k}^{x} B(a+k,\ x)\,dx}{M(a+k)} < \frac{\int_{a+k}^{x} B(a,\ x-k)\,dx}{M(a)}$$

ここで $t=x-k$ と置いて

$$右辺 = \frac{\int_{a}^{x-k} B(a,\ x)\,dx}{M(a)}$$

ここで，$B(a,\ x)>0$，$x>x-k$ なので

$$右辺 < \frac{\int_{a}^{x} B(a,\ x)\,dx}{M(a)} = c(a,\ x)$$

したがって，$c(a+k,\ x) < c(a,\ x)$ ……………………………………………………………(7)

この式の意味することはつぎの通り．
〔結論2〕：結婚年齢の異なる2つのコーホート間で年齢別有配偶既往出生率は結婚年齢の高いコーホートの方が低い．

ここで注意すべきことは第1に(3)と(7)の不等号は逆であること，つまり結論1と結論2において結婚年齢の異なるコーホートについての有配偶出生力の大小関係は逆になることである．

2.　2つの出生コーホートの有配偶出生力指標

有配偶女子で成るある出生コーホートでは，a 歳で結婚する人口を表わす結婚年齢の分布 $m(a)$ に従ってコーホートが結婚していくものとし，結婚や離婚がないものとするとそのコーホートの x 歳における有配偶人口 $M(x)$ は

$$M(x) = \int_0^x m(a)\,da \qquad と表わせる．$$

また，そのコーホートの x 歳における出生児数は結婚年齢が a 歳以下の有配偶女子の出生児数の総計であるので，結婚年齢 a 歳の結婚コーホートの出生児数 $B(a,\ x)$ を用いて

$$B(x)=\int_0^x B(a,\ x)\,da$$ と表わせる．

したがって，有配偶出生力の指標はつぎのように表わされる．

1．年齢別有配偶出生率 $f(x)=\int_0^x B(a,\ x)\,da \Big/ \int_0^x m(a)\,da$

2．年齢別累積有配偶出生率 $\int_0^x f(x)\,dx=\int_0^x\left[\int_0^x B(a,\ x)\,da \Big/ \int_0^x m(a)\,da\right]dx$

3．年齢別有配偶既往出生率 $c(x)=\dfrac{\int_0^x\int_0^x B(a,\ x)\,da\,dx}{\int_0^x m(a)\,da}$

ここで当然ながら 2．と 3．は異なる．なお，これらはⅡで示したAの 1．から 3．の指標を結婚年齢にまで展開したものである．

これらの指標について2つの結婚年齢分布の異なるコーホートの間で 1．と同様な関係が成り立つはずである．以下，このことを説明しよう．

いま，結婚年齢分布の異なる２つの有配偶者のみでなる出生コーホートについての出生率（有配偶出生率）を考える．その x 歳における有配偶人口を $M_1(x)$，$M_2(x)$ とし，それぞれつぎのように表わされるとする．

$$M_1(x)=n_1\int_0^x m(a)\,da,\quad M_2(x)=n_2\int_0^x m(a-k)\,da$$

ここで，$m(a-k)$ は $m(a)$ を k だけ右に平行移動させたもの，つまり結婚年齢がより高い分布を示す（図２）．したがって，

$$\int_0^{x+k} m(a-k)\,da=\int_0^x m(a)\,da$$

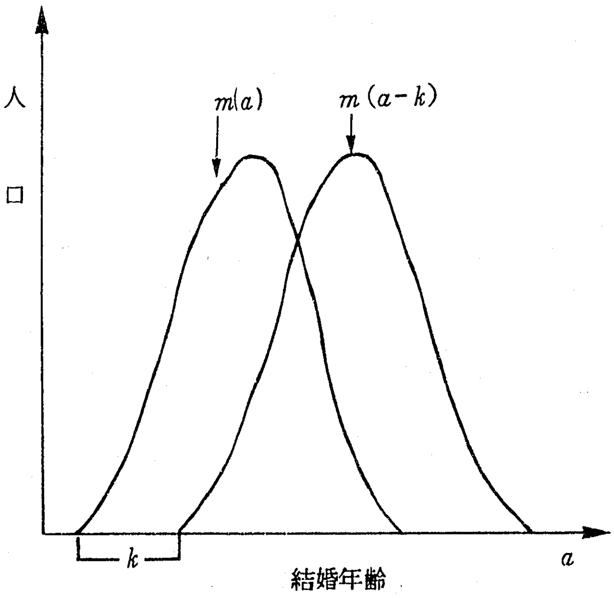
また，その出生児数はそれぞれ，

$$B_1(x)=n_1\int_0^x B(a,\ x)\,da,$$

$$B_2(x)=n_2\int_0^x B(a+k,\ x)\,da$$

とおける．ただし，n_1，n_2 は各コーホートの大きさを決める定数である．なおここで，$m(a)$ の関数形が一定であると仮定されているのに対し $B(a,\ x)$ は一定でないものとされている．したがって，結婚年齢 $a+k$ に対する有配偶人

図２　結婚年齢別人口の分布



口は $m(a-k)$ で表わされるのに対し，x 歳の出生児数は $B(a+k,\ x)$ で表わされることに注意．

この結婚年齢分布の異なる２つのコーホートの x 歳における有配偶出生率は，出生コーホートの大きさを決める n_1，n_2 が打ち消され，それぞれつぎのように表わされる．

$$f_1(x)=\frac{B_1(x)}{M_1(x)}=\int_0^x B(a,\ x)da\Big/\int_0^x m(a)da$$

$$f_2(x)=\frac{B_2(x)}{M_2(x)}=\int_0^x B(a+k,\ x)da\Big/\int_0^x m(a-k)da$$

また，それぞれの x 歳における有配偶既往出生率はつぎのように表わされる．

$$c_1(x)=\frac{\int_0^x\int_0^x B(a,\ x)\,dadx}{\int_0^x m(a)\,da},\quad c_2(x)=\frac{\int_0^x\int_0^x B(a+k,\ x)dadx}{\int_0^x m(a-k)\,da}$$

ここで，出生率に関して(1)の関係があるものと仮定し，$f_1(x)<f_2(x)$ と $c_1(x)>c_2(x)$ などの関係が成り立つかどうかを検討すればよい．

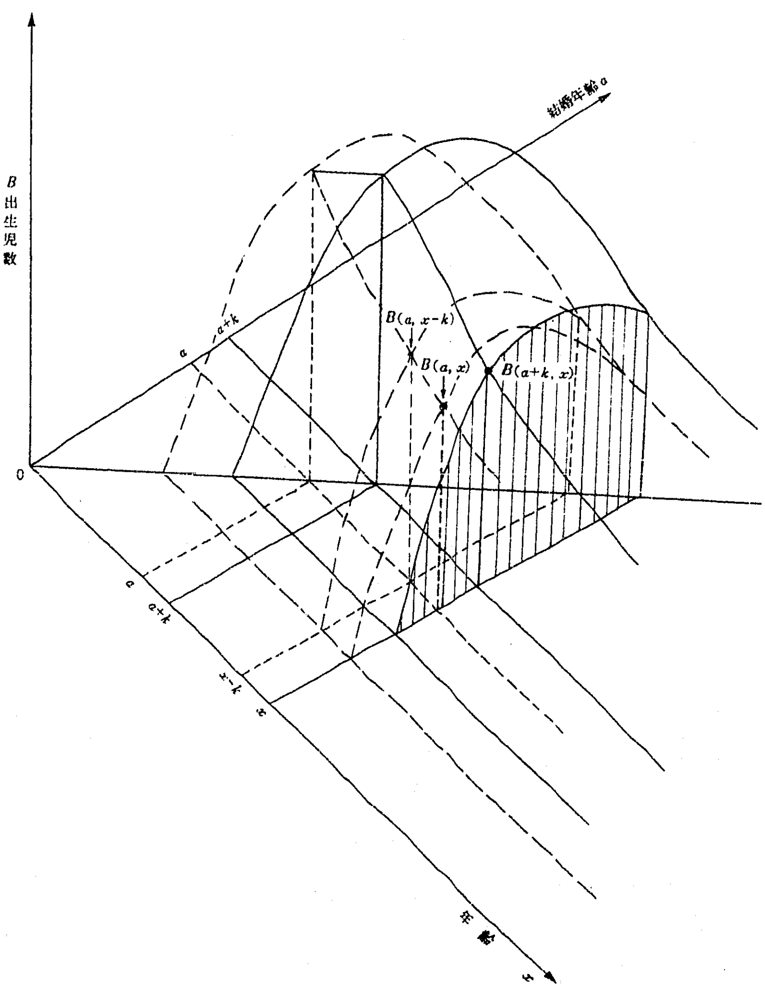
もともと $B(a,x)=m(a)f(a,x)$，$B(a+k,x)=m(a-k)f(a+k,x)$ の関係があり，また結婚年齢 a における $m(a)$ と結婚年齢 $a+k$ における $m(a-k)$ は等しい．さらに，ここに(1)の前半の関係をもちいて，結婚年齢 a および $a+k$ のコーホートの x 歳における出生児数に関するつぎの関係が成り立つ．

$$B(a,\ x)<B(a+k,\ x)\quad\cdots\cdots(8)$$

ただし，出生数 $B(a+k,\ x)$ は年齢 x が結婚年齢 $a+k$ より大になってはじめて０より大なので，この右辺では $x>a+k$（図３参照），つまりこの不等式は $x>a+k$ で成り立つ．

そこで x 歳において２つのコーホートが結婚年齢の分布をもつので，$0<a<x-k$ において(8)の右辺を結婚年齢 a（$x-k>a$）お

図３　結婚年齢分布の異なる２つの出生コーホートの年齢別結婚年齢別出生児数



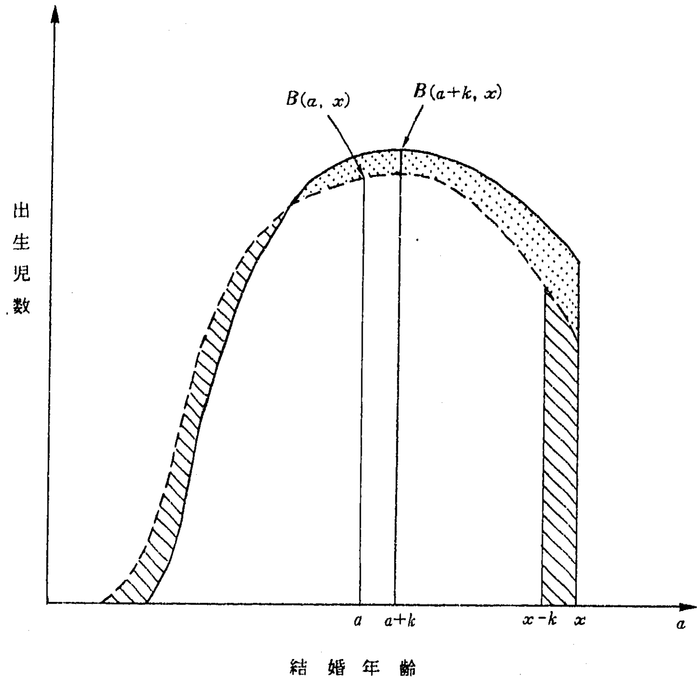
よび右辺を $a+k$ ($x>a$) について積分すれば（図4の平面上の面積の算出），

$$\int_0^{x-k} B(a,\ x)\,da < \int_0^{x} B(a+k,\ x)\,da$$

このままでは左辺の積分が x 歳における結婚年齢分布 $0<a\leqq x$ の全年齢についての積分でないので，結婚年齢の高い分布 $m(a-k)$ をもつコーホートの方が x 歳における出生児数が大とはいえない．

ここで左辺に $\int_{x-k}^{x} B(a,\ x)da$ を加えても不等号の向きが変わらないものとすると，つまり，ここで結婚年齢上昇による x 歳における出生率の上昇程度を強めて仮定しておくと，

図4　結婚年齢分布の異なる2つの出生コーホートの年齢 x 歳における結婚年齢別出生児数



$$\int_0^{x} B(a,\ x)da < \int_0^{x} B(a+k,\ x)da \quad \cdots\cdots\cdots (9)$$

なお，左辺に加えた $\int_{x-k}^{x} B(a,\ x)\,da$ は結婚年齢が若いコーホートについて x 歳に生じる出生児総数のうち結婚年齢 $x-k$ 以上 x 歳までの結婚コーホートに対して生じる出生児数を意味する（図4参照）．また，この不等式は図4において，2つの斜線部の面積の合計が点線部の面積より小なることを意味する．

この両辺を x 歳における有配偶人口 $\int_0^{x} m(a-k)\,da$ で割るならば

$$\int_0^{x} B(a,\ x)da \Big/ \int_0^{x} m(a-k)da < \int_0^{x} B(a+k,\ x)da \Big/ \int_0^{x} m(a-k)da$$

この不等式の右辺は $f_2(x)$ であり，

また　$$\int_0^{x} m(a-k)da < \int_0^{x} m(a)da \quad \cdots\cdots\cdots (10)$$

であるので左辺は $\int_0^{x} B(a,\ x)da \Big/ \int_0^{x} m(a)da = f_1(x)$ よりも大きい．

すなわち，$f_1(x) < f_2(x)$ ……………… (11)

これは，x 歳における有配偶出生率は結婚年齢の高いコーホートのほうが高いことを意味している．

ここでわかるように，実は(9)の不等式は必ずしも成り立つ必要はない．(9)の不等号がたとえ逆であっても，(10)の不等式の両辺で割り算したときに，(11)のような関係が成り立つ程度に(9)の両辺の差が小さ

ければよいのである．このためには，(1)の左半分のような関係式が成り立つことが論理的に十分であるわけではないが，実際上は十分であると考えられるのである．

さらに，(11)を積分して(3)と同様なつぎの(12)の関係が成り立つことは明らかである．

$$\int_h^x f_1(x)dx < \int_h^x f_2(x)\,dx \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (12)$$

一方，(1)の後半の式から$B(a+k,\ x) < B(a,\ x-k)$

これを結婚年齢について積分すれば，つまり結婚コーホートの出生児数を積分して，それぞれ，x 歳，$x-k$ 歳における各出生コーホートの出生児数を求めると，

$$\int_0^x B(a+k,\ x)\,da < \int_0^{x-k} B(a,\ x-k)\,da$$

この右辺＝ $\displaystyle\int_0^x B(a,\ x-k)\,da$

なぜなら，$a > x-k$ において $B(a,\ x-k)=0$

これをさらに年齢 x について積分し，各出生コーホートの年齢 x 歳までの総出生児数を求めると，

$$\int_0^x \int_0^x B(a+k,\ x)\,da\,dx < \int_0^x \int_0^x B(a,\ x-k)\,da\,dx$$

これは図3の斜線と実線の2つの立体の体積を示している．

したがって，この両辺を

x 歳における有配偶者数 $\displaystyle\int_0^x m(a-k)\,da$ で割ると

$$\frac{\displaystyle\int_0^x \int_0^x B(a+k,\ x)\,da\,dx}{\displaystyle\int_0^x m(a-k)\,da} < \frac{\displaystyle\int_0^x \int_0^x B(a,\ x-k)\,da\,dx}{\displaystyle\int_0^x m(a-k)\,da} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \quad (13)$$

この右辺は，その分子について（(1)式より）

$$\int_0^x \int_0^x B(a,\ x-k)\,da\,dx < \int_0^x \int_0^x B(a,\ x)\,da\,dx$$

であり，

いま，x が十分大きいとき $\displaystyle\int_0^x m(a-k)\,da$ は $\displaystyle\int_0^x m(a)\,da$ に等しいので

$$\frac{\displaystyle\int_0^x \int_0^x B(a,\ x-k)\,da\,dx}{\displaystyle\int_0^x m(a-k)\,da} < \frac{\displaystyle\int_0^x \int_0^x B(a,\ x)\,da\,dx}{\displaystyle\int_0^x m(a)\,da} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \quad (14)$$

が成り立つ．

したがって，(13)と(14)により，

$$\frac{\int_0^x \int_0^x B(a+k,\ x)\,da\,dx}{\int_0^x m(a-k)\,da} < \frac{\int_0^x \int_0^x B(a,\ x)\,da\,dx}{\int_0^x m(a)\,da} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \quad (15)$$

すなわち，$c_2(x) < c_1(x)$ ……………………………………………… (16)

以上のように，この関係式は年齢xが十分大きいときには，(1)の後半の仮定のみによって成り立つのである．これに対して，(11)式が成り立つためには，(1)の関係式は論理的には必ずしも十分ではないのであるが，(10)との関係で，実際的には十分としてよいのである．

したがって，(1)のような関係が成り立つとき，実際上，(11)と(16)のように，結婚年齢分布の異なる2つのコーホートにおいて結婚年齢が高いコーホートの方が年齢別有配偶既往出生率は低くなるにもかかわらず，年齢別有配偶出生率が高くなるといってよいのである．いいかえると，上記のような関係が成り立つとき，年齢別有配偶出生率が高いにもかかわらず，年齢別有配偶既往出生率にしたがって夫婦の完結出生力は逆に低くなるのである．

Ⅳ 実 証 例

以上は，(11)と(16)のような有配偶出生力指標に関する2つの関係が同時に成り立ちうることと，そのための条件を検討したものであるが，ここではこれらの関係が成り立つ場合があることを実例によって示しておこう．

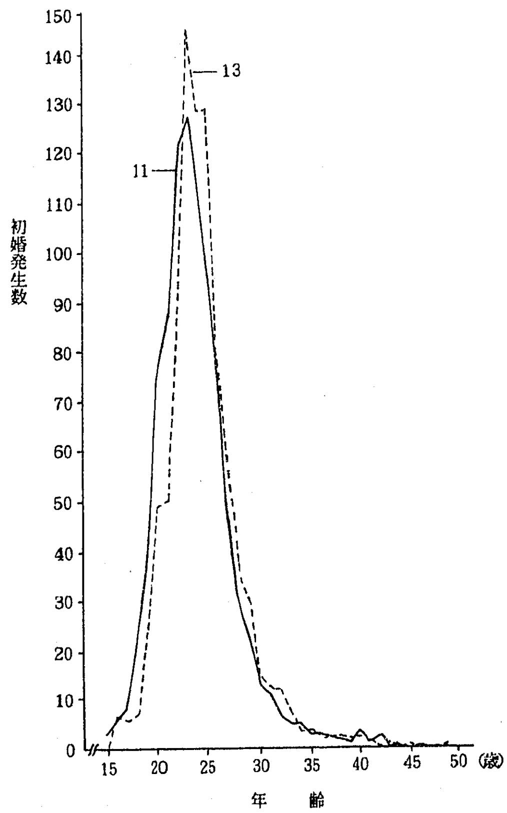
表1，図5，6，7，8は戦後の出生率に関わるコーホートの有配偶出生率を再現するためのマイクロ・シミュレーションの結果の一部を示したもので，平均初婚年齢が異なる2つの出生コーホートの結果を示している[5]．

図5はコーホートの年齢別初婚発生数を示しており，図2に対応しているものといえる．これを累積した結果現われる有配偶率は図6に示されている．

表1は2つのコーホートの年齢別有配偶出生率およびその代表値としての20歳以上合計有配偶出生率を示したもので，結婚年齢の高い第13コーホート（平均初婚年齢25.05歳）のそれらが，第11コーホート（同24.35歳）に比べて大であることがわかる（図7参照）．

これに対し，年齢別既婚女子既往出生率でみると，25歳あたりから明らかに結婚年齢の高い第13コーホー

図5　年齢別初婚発生数＊



＊　15歳時人口1000に対する発生数
11：1945－49年出生コーホート（平均初婚年齢24.35歳）
13：1955－59年出生コーホート（平均初婚年齢25.05歳）
マイクロ・シミュレーションによる。

5）この2つのコーホートの間で有配偶出生率にかかわるパラメータは平均初婚年齢以外ほとんど全く同一で，とくに重要な予定児数は2.20で変わらない．このシミュレーションの詳しい報告は前掲注1文献参照．

トのそれが，第11コーホートに比べて小であり（図8），さきの図7の関係と逆になっていることが確認できる．

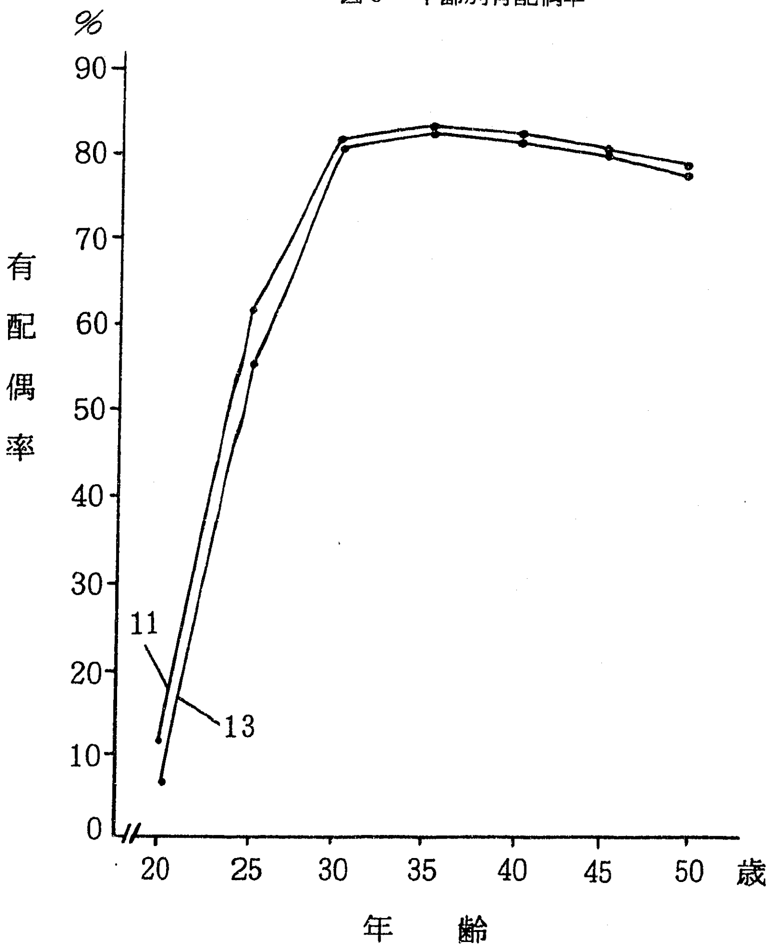
なお，1980年の国勢調査によって既往出生児数の調査が行われなかったため，図8のような近年の既往出生率の統計が得られない．この事情も上記のような関係が十分認識されなかった大きな理由であると考えられる．今回のマイクロ・シミュレーションはこのような統計の欠落を補完する役割を果たしたものといえよう．

表1　コーホートの年齢別有配偶出生率（20歳以後）

コーホート		年齢（歳）*					
番号	出生年	20－30	31－34	35－39	40－49	平均	合計**
11	1945－49	0.292	0.082	0.029	0.002	0.124	3.713
13	1955－59	0.298	0.102	0.034	0.003	0.130	3.887

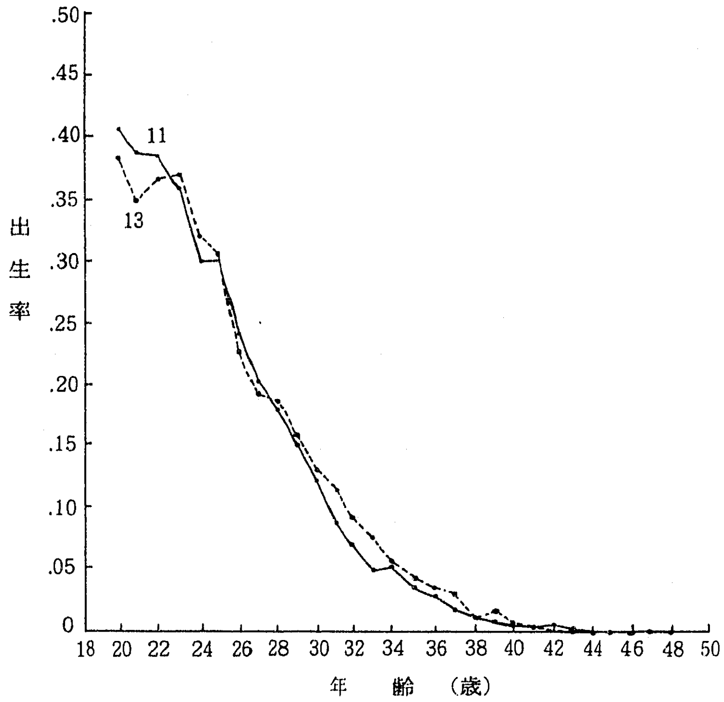
＊各年齢巾における年齢各歳別有配偶出生率の単純平均
＊＊合計は20歳以上の年齢各歳別有配偶出生率の合計．
マイクロ・シミュレーションによる．

図6　年齢別有配偶率



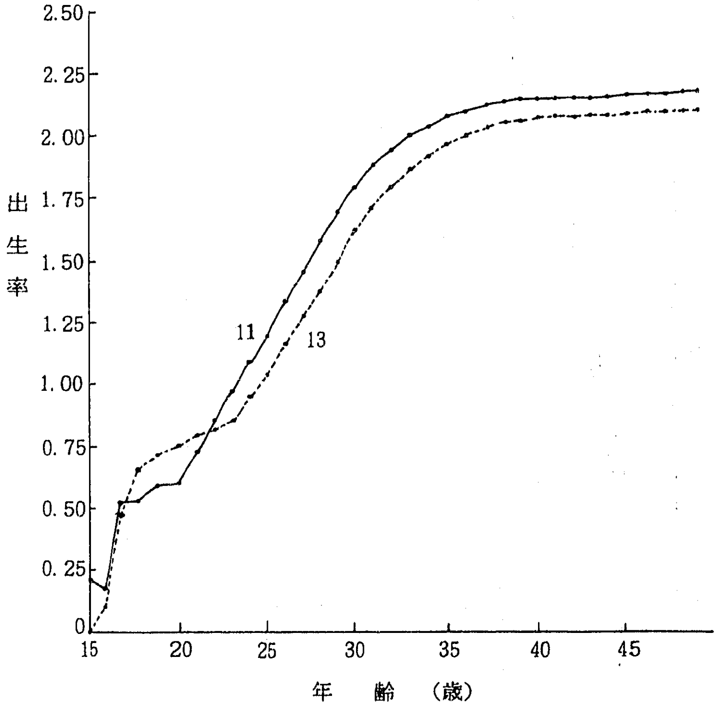
11：1945—49年出生コーホート（平均初婚年齢24.35歳）
13：1955—59年出生コーホート（平均初婚年齢25.05歳）
マイクロ・シミュレーションによる．

図7　年齢別有配偶出生率



11：1945 ― 49 年出生コーホート（平均初婚年齢24.35 歳）
13：1955 ― 59 年出生コーホート（平均初婚年齢25.05 歳）
マイクロ・シミュレーションによる。

図8　年齢別既婚女子既往出生率



11：1945 ― 49 年出生コーホート（平均初婚年齢24.35 歳）
13：1955 ― 59 年出生コーホート（平均初婚年齢25.05 歳）
マイクロ・シミュレーションによる。

V まとめ

近年の年齢別有配偶出生率が上昇していることから，有配偶既往出生率あるいは夫婦1組あたり完結出生児数が上昇に向っているとすることは誤りである．なぜなら，近年のような低出生率を前提としたとき結婚年齢の上昇によって有配偶既往出生率は低下するにもかかわらず，年齢別有配偶出生率あるいはその代表値としての累積有配偶出生率は逆に上昇することがあるからである．

このような2種の有配偶出生力の指標間の逆転現象が生じることについて，まず，年齢別有配偶出生率が年齢別出生率と異なり，有配偶既往出生率や既往出生率，合計出生率と異なる変動を示しうることを説明し，つぎに，このような逆転現象が生じるためには，(1)式に示されるような「結婚年齢の上昇にともなう出生率の上昇と低下」が生じることが実際上十分条件であることを示した．

最後に，そのような逆転現象が生じた実例としてシミュレーションの結果を示した．

Does Rise in Age-Specific Marital Fertility Rate Mean Rise in Fertility of Couples? : A Mathematical Analysis of Marital Fertility Rates

Kiyosi HIROSIMA

Fertility rate has sometimes been analysed by way of division into marital rate and marital fertility rate because it can be expressed by the multiple of the two. According to this type of analyses, the change is neatly explained by the change in marriage and that in marital fertility. But if the analysis is done through age-specific rates, the division is not complete in that the age-specific marital fertility rate may still be influenced by the marriage. For example, it has been recognized that the age-specific marital fertility rates had rised between 1975 and 1980 in Japan. This, however, does not mean that the marital fertility for a couple or the marital ever-born fertility rate had increased. Rather, we should say that the fertility of a couple had decreased.

Under some condition, though ever-born marital fertility rate (EMFR) for a birth cohort married at older ages is lower than that for birth cohort married at younger ages, the age-specific marital fertility (AMFR) at age x for a birth cohort married at older ages can be ***higher*** than that for a birth cohort married at younger ages.

Author, first, examined the relationships among marital fertility rates such as age-specific marital fertility rate (AMFR), age-specific cumulative marital fertility rate (CMFR) and age-specific ever-born marital fertility rate (EMFR). Note that AMFR is indeed a part of CMFR but does not have a direct relationship with the level of age-specific ever-born marital fertility rate (EMFR) and total fertility rate (TFR), and that EMFR is a direct part of ever-born fertility rate (EFR) or TFR, i.e. EMFR ×

MR = EFR (TFR) (MR : marital rate). On the other hand, age-specific fertility rate (AFR) has a direct relationship with cumulative fertility rate (CFR) and ever-born fertility rate (EFR), i.e. Σ AFR = CFR (TFR) = EFR, if the level of mortality and divorce rate is very low. Thus, AMFR may show a reverse change against the change of EMFR, EFR or TFR.

Secondly, author mathematically proved that the following condition is practically sufficient for the above-mentioned relationships among marital fertility rates. First, age-specific marital fertility rate at age x for a birth cohort married at age $a+k$ ($k>0$) is higher than that for a birth cohort married at age a i.e. $f(a+k,x) > f(a,x)$, and second, the age-specific marital fertility rate at age x for a cohort married at age $a+k$ is lower than that at the same duration of marriage, $x-a-k$, or at age $x-k$ for a birth cohort married at age a, i.e. $f(a+k,x) < f(a,x-k)$. This condition can be called as "fertility increase and decrease by rise in age at marriage". This will occur under the circumstances of the very low fertility arround the replacement level.

Lastly, author demonstrate an actual example via micro-simulation that showed the above-mentioned relationship among marital fertility rates. The result of the simulation made up the lack of statistics on the number of ever-born children which should have been enumerated at the Census in 1980.