

人口減少のメカニズム

稲葉 寿

過去1世紀以上にわたってほぼ指数関数的に増加してきた日本の人口は、21世紀の今日その増加はほぼ停止するに至り、今後は持続的な人口減少の時代が半世紀に及ぶであろうと予測される。その要因は急速な出生力の減少である。本稿では、日本の人口減少のメカニズムを数理モデルによって理解するという観点から、まず古典的な人口学の基本概念の紹介と再検討を行う。特に合計特殊出生率（TFR）の解釈において、人口学的イベントの発生タイミングがもつ意義を明らかにする。ついで出生力変動の要因として結婚現象を考慮した人口再生産モデルについて述べる。

キーワード：安定人口モデル、合計特殊出生率、テンポ効果

1. はじめに

明治維新に続く経済社会の近代化とともに、1世紀以上にわたってほぼ指数関数的に増加してきた日本の人口は、21世紀の今日その増加はほぼ停止するに至った。事実、2005年の人口動態統計によれば上半期においては死亡数が出生数を上回ったことが報じられた。これは一時的な現象ではなく、半世紀に及ぶであろう持続的な人口減少の時代の入り口に我々は立っている。日本人口は1950年代末に多産多死の前近代的人口再生産様式から少産少死の近代的再生産様式への人口転換の終了によってその内的増加率は1970年前後にはゼロとなり、潜在的な増加のポテンシャルを失っていたが、半世紀にわたってその人口構造に由来する慣性によって増加を続けてきた。その間、1970年代以降の持続的出生率低下によってその再生産力はさらに人口置換水準（臨界値）の6割程度まで落ち込んだ。このような劣臨界出生力下における持続的な極低出生力現象は、西欧諸国に共通に見られる現象であって、今日では「第2の人口転換」として普遍的文明論的な転換であると考えられている。20世紀が人口成長の100年であったとすれば、日本の21世紀のかなりの部分が人口減少の時代となることは不可避である。しかもこうした低出生力現象は日本を含む西欧先進諸国にかぎらず、発展途上諸国へまで拡散していく可能性がある。

本稿では、人口変動のメカニズムを数理モデルによって理解するという観点から、古典的な人口学の基本

概念の再検討を通じていくつかの論点について述べる。今日の人口問題を巡っては人口学の基本概念に対する正確な理解を欠いた議論が横行しているが、その主因は人口統計学的方法や概念は背景となっている人口モデルの理解なくしては正確な解釈はできないという点に存すると思われる。また我々の人口に関する直観は、ほとんど増加する人口に基づいている場合が多く、持続的な人口減少というこれまでにない局面においては、感覚的な理解は誤解のもとであり、理論的な基礎に立ち返って考察することが必要であろう。

2. 人口学の基本定理

はじめに人口移動のない封鎖された大規模な人口を考えよう。人口は年齢別に分布していると考えられる。連続関数での記述がよい近似であるほどにその規模は大きいと仮定して、時刻 t における年齢分布の密度関数を $p(t, a)$ とかく。ここで a は年齢変数であり、年齢 a_1 歳から a_2 歳の人口数は、 $\int_{a_1}^{a_2} p(t, a) da$ で与えられる。このとき人口学におけるもっとも基本的な再生産モデルは以下のような一階偏微分方程式（マッケンドリック方程式）の初期値・境界値問題によって表される：

$$\frac{\partial p(t, a)}{\partial t} + \frac{\partial p(t, a)}{\partial a} = -\mu(a)p(t, a), \quad (1)$$

$$p(t, 0) = \gamma \int_0^{\infty} \beta(a)p(t, a) da, \quad (2)$$

$$p(0, a) = p_0(a), \quad (3)$$

ここで $\mu(a)$ は a 歳における瞬間的な死亡率であり、 $\beta(a)$ は年齢 a における年齢別の出生率である。ただしここでは単一の性のみを考えているから、 γ は新生児における考察している親と同一の性の子供の割合で

いなば ひさし

東京大学 大学院数理科学研究科

〒153-8914 目黒区駒場3-8-1

ある。通常は女性人口の自己再生産を基本にして考えるので、 γ は女兒の割合であって、一般におよそ100/205にちかい値である。男児の出生数は女兒出生数に一定の出生性比(≈1.05)を乗じることによって得られ、それに男性の生残率を乗ずれば、男性人口の年齢分布が得られる。式(1)は年齢とともに死亡率によって人口が減少していく過程を表している。式(2)は境界条件であるが、「親が子を産む」という再生産過程は人口の年齢分布から境界値へのフィードバックとして表現されている。このシステムを「安定人口モデル」という。

安定人口モデルの解は長時間的には以下のように振る舞うことが示されている：

$$p(t, a) = Qe^{r_0(t-a)}l(a)(1 + \eta(t, a)), \quad (4)$$

ここで $Q > 0$ は初期条件からきまる定数であり、 $\lim_{t \rightarrow \infty} \eta(t, a) = 0$ である。また $l(a)$ は $l(a) := \exp\left(-\int_0^a \mu(\sigma) d\sigma\right)$ であって、死亡率 $\mu(a)$ のもとでの年齢 a 歳までの生残率に他ならない。漸近的な成長率 r_0 (「自然成長率」ないし「内的増加率」とよばれる) は以下の方程式 (オイラー-ロトカの特異方程式) のただ一つの実根として定まる：

$$\gamma \int_0^{\infty} e^{-za} \beta(a) l(a) da = 1, \quad (5)$$

上記の結果から、任意の (規格化された) 年齢分布は時間とともに以下のような初期条件とは無関係な分布に収束することがわかる：

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{p(t, a)}{\int_0^{\infty} p(t, a) da} = \frac{e^{-r_0 a} l(a)}{\int_0^{\infty} e^{-r_0 a} l(a) da}. \quad (6)$$

この極限分布を「安定年齢分布」とよぶ。安定年齢分布は安定人口モデルにおいて時間的に不変に保たれる唯一の分布であって、この分布を持つ場合には人口は自然成長率 r_0 で指数関数的に増加ないし減少する。

オイラー-ロトカの方程式からすぐにわかるように、パラメータ R_0 を

$$R_0 = \gamma \int_0^{\infty} \beta(a) l(a) da, \quad (7)$$

として導入すれば、明らかに $R_0 > 1$ ならば $r_0 > 0$, $R_0 = 1$ ならば $r_0 = 0$, $R_0 < 1$ ならば $r_0 < 0$ となることがわかる。 R_0 は「純再生産率」ないし「基本再生産数」とよばれ、一人の女子が、その出生時点において生涯に生むと期待される平均女兒数であるが、一つの女性コーホート (同時出生集団) のサイズとそのコーホートが生む娘世代の総数の比でもある。したがって、

R_0 が再生産の閾値条件を与えていて、長期間 R_0 が一定値をとるとき、 $R_0 > 1$ ならば当該の人口はやがて増大してゆき、 $R_0 < 1$ ならば人口はやがて減少していくであろうことはみやすいが、上記の結果はこの直観を支持している。例えば、日本人口においては、1974年以降、 R_0 は1を下回り続けており、2003年における内的増加率はマイナス1.58パーセントである。したがって現状の出生率、死亡率が続けば、日本人口はほぼ年率1.58パーセントでマイナス成長する軌道に乗ることになる ([9]: 表3-8)。

要約すれば、年齢別死亡率、出生率が時間不変で与えられた場合、外部と人の出入りのない封鎖人口は終局的には指数関数的に増加ないし減少し、その年齢分布は初期条件に無関係に出生率、死亡率のみから定まる安定年齢分布に比例するようになる。このとき自然成長率が正となるか負となるかは純再生産率が1より大きい小さいかによってきまる。これらは人口学におけるもっとも基本的な認識であるから、「人口学の基本定理」とよんでおこう。

3. TFR をどう読むか

近年一般的な論説においてしばしば言及される人口再生産指標は年齢別出生率の総和としてあたえられる「合計特殊出生率」(total fertility rate: TFR) であろう。すなわち

$$TFR = \int_0^{\infty} \beta(a) da. \quad (8)$$

TFR は $\beta(a)$ が一つのコーホートに適用されたとしたときに、一人の女子が死亡による中断がない場合に生涯に生むと期待される平均子供数と解釈される。TFR には死亡による再生産の中断の効果が入っていないし、出生性比は1ではないので、それだけでは R_0 のような人口増加についての閾値条件として使用できない。そこで女子人口の「臨界出生率」(female critical fertility rate) あるいは「人口置き換え水準」(replacement level) を以下のように定義する。

$$\beta_{cr} = \frac{TFR}{R_0} = \frac{\int_0^{\infty} \beta(a) da}{\gamma \int_0^{\infty} \beta(a) l(a) da}. \quad (9)$$

β_{cr} の定義から R_0 と1の大小関係は TFR と β_{cr} のそれとは全く同値であることがわかる。臨界出生率はむろん時間とともに変動するが、死亡率が十分低下した場合には非常に安定した値を持っていて、計算の容易な TFR を指標として用いることはメリットがある。

実際各年次において期間的データから計算された日本人女子の β_{cr} は 1970 年以降 2.07 ないし 2.08 で安定している。臨界出生率が 2 を上回る理由としては、よく死亡率の効果が言及されるが、現在の日本のように再生産年齢以下での死亡率が十分に小さい状況では、実際には出生性比の効果のほうが大きい。自然状態では男児の出生数のほうが女児のそれを 5 パーセント程度上回るから、平均的に 100 人の女性が 100 人の女児を産むという単純再生産を果たすためには 205 人程度の男女児の出産が必要になるから、臨界出生率の下限は 2.05 程度になる。一般的な論説においては、 $TFR = 2.1$ が、あたかも普遍的な人口置換水準であるかのようにみなしている場合があるが、むしろそれは誤りである。乳幼児の死亡率水準の高かった戦前では臨界出生率は 4 ないし 5 であった。すなわち女性一人あたり 4-5 人の出生がなければ人口の単純再生産も不可能であったのである。

年齢別出生率と TFR は、人口レベルでのダイナミクスを規定するとともに個人の家族形成過程を表現するという二つの役割をもっている。家族形成過程の表現としては、年齢別出生率は一つのコーホート（同時出生集団）に対して測定されるべきものであるが、出生率、死亡率が時間的に不変であれば、すべてのコーホートは均質であるから、ある時刻における各歳人口での観測（期間的観測）によってコーホートの観測を代替できる。ところが、現実の人口のように動態率が時間的に変動している場合には、コーホート毎に出生率、死亡率は異なり、コーホートの観測で得られる値と期間的観測で得られる値では異なる場合が普通である。しかしコーホート観測は完全に行うには半世紀におよぶきわめて長期の観測が必要であるし、最近の生まれのコーホートにおいてはデータが常に途切れてしまうという難点がある。このため、期間的観測で得た値に対して、コーホートの解釈を行うことがしばしばである。期間的観測データのコーホートの解釈に由来する問題はあらゆる人口学的指標に現れるが、ここでは人口減少をめぐる議論で最も重要な TFR に関してのみ考える。

いま時刻 t における年齢別出生率を $\beta(t, a)$ とおき、時刻 t で観測される TFR を $F(t)$ と書けば

$$F(t) = \int_0^{\infty} \beta(t, a) da, \quad (10)$$

であるが、一方時刻 T に生まれた女性コーホートの TFR を $G(T)$ とかけば、

$$G(T) = \int_0^{\infty} \beta(T+a, a) da, \quad (11)$$

である。 $G(T)$ はコーホートの最終的な家族規模であり、完結出生力ともよばれる。もしも β が時間 t に依存しなければ $F = G = \int_0^{\infty} \beta(a) da$ であることは明らかである。

t 年次における期間的観測によって得られた値 $\beta(t, a)$ は、各歳ごとにそれぞれ異なったコーホートに属する年齢別出生率であるから、それらを加齢とともに各歳で経験するような現実のコーホートは存在しない。そこで、人口学では期間的に観測された年齢別出生率によって計算された TFR は、期間的観測で得られた出生率の適用をうける一つの仮想的コーホートの完結出生力を指示していると解釈する。このとき期間的観測で得られた TFR は「もしも観測された出生率が将来的に不変に保たれるのであれば」実現するであろう将来人口の完結出生力を示しているともいえる。

このような期間的指標は実際のコーホートの完結出生力とは乖離するが、その乖離の最大の要因の一つは、期間的指標が出生という人口学的イベント発生のタイミング変化に対して非常に敏感であるということである（テンポ効果）。例えば、ある年になんらかの社会経済的ないし心理的要因によって出生が忌避されれば、その年の TFR は瞬間的に激減しうる。事実、1966 年に日本の TFR が丙午の迷信のために 65 年の 2.14 から 1.58 へと対前年比 74 パーセントへ急減し、翌年には 2.23（41 パーセント増）へ回復したという例がある。また逆に戦後のベビーブームのように戦争によって延期されていた出生が一斉に再開されてブームを起こす場合もある。一方、実際のコーホートの完結出生数（再生産期間を終えた女性一人あたりの平均出生数）を与える $G(T)$ は、家族規模に対する規範が変わらない限り、タイミング変化の影響をそう大きく受けるわけではない。実際、2000 年時点で 50 歳以上になって事実上再生産を終了しているコーホートに関しては、1935 年生まれから 1950 年生まれまで、その最終的な平均子供数は 2.0 から 2.1 で安定していた。

丙午のような瞬間的な変化例はわかりやすいが、出生のタイミングが持続的に変化している場合には、より注意が必要である。例えば期間的に観測された日本の TFR の値は 1974 年の 2.05 を最後に 2 を割り込んで急速に低下し、2005 年には 1.29 となったが、同時にこの間第一子の平均出生年齢は 27.46（1975 年）か

ら 29.81 (2003 年) へと 2.35 年上昇している。これは若い世代ほど晩婚化しているためであるが、このような持続的なタイミングの遅れがある場合、期間的観測による TFR はコーホートの完結出生力の指標としてはその実態を過小に評価していることになる。

このことを簡単なモデルを用いて説明してみよう。いまコーホートの出生率はその出生年次に依存する完結出生力水準 G と年齢別の出生率パターン ϕ に分解できると仮定しよう：

$$\beta(a+T, a) = \phi(a)G(T). \quad (12)$$

ただしここで $\int_0^\infty \phi(a)da = 1$ である。このとき(10)から

$$F(t) = \int_0^\infty \phi(a)G(t-a)da, \quad (13)$$

を得る。すなわち期間 TFR とコーホートの完結出生力は積分方程式(13)で結びつけられていることがわかる。

いま $G(T)$ は定数であるが、出生時刻に比例して出産のタイミングが変化していると仮定しよう。このとき $\phi = \phi(a-kT)$ と書ける。ただし $a < 0$ に対しては $\phi = 0$ と定義域を拡張しておく。したがって $\beta(a+T, a) = \phi(a-kT)G$ であり、 $T = t-a$ として、これを(13)に代入すれば、

$$F(t) = G \int_0^\infty \phi(a-k(t-a))da = \frac{G}{1+k}. \quad (14)$$

したがって、タイミングが遅れている場合(晩産化： $k > 0$)は、期間 TFR は低下し、逆にタイミングが早まれば(早産化： $k < 0$)期間 TFR は増加することになる。このとき期間的に見た年齢別出生率は $\beta(t, a) = \phi((1+k)a-kt)G$ であるから、期間的には速度 $m = k/(1+k)$ でタイミング変化が起きている。したがって期間でみた平均出産年齢のタイミング変動速度が m であれば、期間 TFR F とコーホート TFR G の間には

$$F = (1-m)G, \quad (15)$$

という関係が成り立つことになる。これはライダーの変換公式とよばれる一連の公式のなかでもっとも単純な例である[2]。

そこで、いま晩婚化によって晩産化がすすみ、ある時点で遅れが停止すると仮定して $F(t)$ の変化を考えると、タイミングの遅れで一旦低下した期間 TFR は、晩産化が停止すれば上昇を始めて、再生産期間にある女性がすべてコーホートと同じ標準スケジュールを持つようになればコーホートの TFR の水準にまで回

復したように観測される。そこで期間的観測のみから TFR の動きを見る限り、この人口の再生産力は一度低下後、「回復」したように見えるが、その間コーホートで計算した $G(T)$ で示される個人の最終的家族規模は変化がなかったことになる。タイミングが早まっている場合には逆の現象がおきる。

例えば、公的な将来人口推計として利用される国立社会保障・人口問題研究所(社人研)の推計は、公的年金の制度設計が政治の争点になるにしたがって、しばしば厳しい批判に曝されることになったが、その批判のなかでもっとも初歩的な誤解はこのタイミング効果に起因している。すなわち仮に世代ごとに完結出生力が低下するという厳しい予測にたっているとしても、晩産化というタイミング変化には生物学的な限界があり、いつかは停止するために、タイミング効果が消えると期間的 TFR は底打ち後に反転上昇するというシナリオが描けるのである。したがってこの現象面だけをとりえて、出生率の反転上昇を見込むのは甘すぎる、という批判は当を得ていない。

一方しかしながら、タイミングの遅れは、それが個人の完結出生力に影響しないような場合でも、人口レベルでその影響があるという意味で実質的な変化でもあることは注意せねばならない。期間出生率は各時点での出生数を決定するから、期間 TFR の減少は出生数の減少をもたらす、人口減少を導くであろう。また出生力がただちに臨界水準を回復した場合に到達する定常人口のサイズと初期人口サイズの比を人口モメンタムというが、出産時期が遅れて平均世代間隔が増加すれば、人口モメンタムは減少する。典型的な例として例えば初期人口がすでに定常状態にあっても、平均世代間隔が大きくなれば、維持できる定常人口サイズは減少するために人口減少が発生する。個人の完結出生力水準とともに平均出産年齢も人口規模の調整手段になるという事実は、TFR だけを出産コントロールの指標として見てしまうことの危険性を示している[4]。しかも日本や欧州諸国などのように劣臨界水準の TFR しかもたない国々では、そもそも人口モメンタムは 1 より小さく、ただちに出生力が臨界値を回復しても人口減少は避けられないし、回復に時間がかかればかかるほど最終的な人口規模は縮小する[12]。

タイミング変化が再生産力に長期的に与える影響はより複雑である。長期的な成長の動向を決定する自然成長率は TFR や R_0 だけではきまらず、その出産年齢の分布形状、とりわけ平均と分散によって影響を受

けるが、特に日本のような劣臨界状況にある出産力のもとでは、場合によってはタイミングの遅れは自然成長率をかえって押し上げる効果も持ちうるのである。これはタイミングの遅れによって世代交代がゆっくり進むからであり、人口減少過程ではかえって減少スピードにブレーキをかける場合もある[4]。

4. 結婚と出生

前節の議論において、タイミングの変化とともにコーホート出生力の低下が急速に進めば、期間的 TFR の反転上昇が見られなくなる可能性はある。晩婚化の過程においては単に出産時期の遅れがあるだけではなく出産時期の高齢化および出産期間の短縮による出産力の実質的な削減効果が加わるであろうからである。こうした年齢別出生率の変動を理解していくためには、出生力の実現の過程を結婚と結婚出生力の2要因に分解して理解していくことが必要である。次にこの点を考えてみよう。

社会的制度としての「結婚」は、それが次世代の再生産・育成を支える場であるという実質的な意義と同時に、法的な差別化によって婚姻外における出生を抑制している点において出生に対する社会的制御機構として機能してきたと考えることができる。法的結婚のこうした制御的側面は、婚姻外出生に対するタブー視が消滅して平均で25パーセントの新生児が非嫡出生となった西欧諸国においては喪われつつあるといえよう。しかし、非嫡出生に対する差別化が存在する我国においてはなお出生の99%は嫡出生であり、結婚は出産の前提条件とみなしてさしつかえない。近年における晩婚化、非婚の増大が出生力低下の原因として指摘される所以である。すなわちこれまでのところ日本人口の再生産は人々が「どのくらい結婚するか」、そして「夫婦がどのくらい子どもを生むか」という二つのファクターに依存して決まっている。

さらに婚姻の中身をみると、既婚女性の再婚割合は1980年代から今日までほぼ12%程度であり、平均再婚年齢は38歳[10]となっている。年齢別出生率のパターンからすれば38歳以後の出産は全出生の5%程度を占めるにすぎないから、再婚カップルの全出生に対する寄与は極めて小さいと考えられる。要するに日本人の出生はほとんど初婚カップルによって担われていると考えても大きな誤差はない。こうした状況のもとでは年齢別出生率や合計特殊出生率の変動は結婚力(nuptiality)や夫婦の出生力(結婚出生力: marital

fertility)を示すより基本的なパラメータの変化・合成の結果として理解される必要がある。

1950年代後半に終了した戦後の日本の人口転換は夫婦出生力の低下によってもたらされ、結婚力の変化の影響は相対的に微弱なものにとどまっていたと考えられている。夫婦出生力の低下は人口転換という近代化過程における普遍的特徴であるが、人口転換の終了以降、出産力調査等によれば一夫婦あたり二子という出生規範は1950年代生まれの夫婦あたりまでは維持されていたと見られる。そこで1975年前後に開始された期間 TFR の低下の要因としては、当初上述したような晩婚化が主要因であろうと推測されていた。そこで筆者は女性人口を未婚、初婚、離婚・死別の3状態に分類したコンパートメントモデルを用いて、タイミング効果によって臨界水準から1.5程度への TFR の低下が説明できることを示した[3]。この場合、晩婚化は晩産化によるテンポ効果を通じて期間 TFR を引き下げるとともに、晩婚者は完結出生力水準が低いために、初婚者のなかでの晩婚者の構成上の割合が上昇することによってコーホートの TFR を引き下げるといふ二重の役割を果たしている。このような枠組みは、日本に似て、未だ結婚が出産制御の機能を果たしていると考えられるイタリアなどの地中海諸国における出生力低下の説明としても有効であることが示されている[1]。

上述のような、いわば人口の構成変化による機械的な出生力低下メカニズムは1990年代初期まで説明能力を持っていたと思われるが、近年ではさらに変化の兆しが見えてきている。国立社会保障・人口問題研究所の日本の将来人口推計(平成14年1月)[8]はやはり結婚を出生の前提条件として考えるフレームを採用しているが、その中位推計においては2000年出生コーホートにおいて平均初婚年齢27.9歳、生涯未婚率17パーセントという水準まで晩婚化が進み、それ以後変化のないものと想定されている。このコーホートの最終的な TFR の想定値は1.39であるが、中位推計による期間 TFR は2004年に1.31になるとされていた。推計された TFR はタイミング効果によって想定された最小のコーホート TFR よりも低い値を示していたが、実績はさらにこれを下回って1.29となった。この原因はいろいろ考えられるが、最近の夫婦出生力の低下が単に晩婚初婚者の増加という構成上の変化を超えて、初婚年齢別結婚持続時間別でみた真の意味での結婚出生力の低下が予想以上に進展しているた

めであるかもしれない ([6], [7]). すなわち, 同じ結婚年齢, 結婚持続時間で比べても最近の夫婦出生力が実質的に減少してきている兆候が見えるのである.

5. おわりに

出生力が単純再生産不可能な劣臨界水準へ低下するという状況は日本に限らず先進諸国一般に見られる現象であることはよく知られているが, 近年ではさらに発展途上諸国にすら拡散しつつある現象であることは注目に値する[15]. 事実, 2003年には全世界人口の半数の人々が, 女性一人あたりの平均出生児が2.1人以下の国々に居住していることとなった[16]. TFRが2.1という水準は先進諸国において人口の単純再生産を可能にする人口置換水準であって, より高い死亡水準においてはこの値では単純再生産も不可能である. したがって現時点では地球人口の半数以上が単純再生産不可能な低出生力社会に住んでいるのである. 従来の人口転換理論によれば, 低出生力社会への推移は経済社会の成熟化に伴う現象であると理解されていたが, 東南アジア, 中南米, 北アフリカなどの発展途上諸国においてすら必ずしも経済社会の成熟化を伴わない出生力低下が拡散してきていることは, 出産コントロールの手段とそれを可能にする人々の心的態度が通信情報メディアのグローバル化に伴って世界的に急速に拡散して, 経済的発展段階に必ずしも拘束されない先端的な技術導入による「中抜き」文明化が人口学的な変化を導いているといえるのかもしれない.

こうした出生力の動向を受けて, 世界人口の成長にも変化の兆候が見えている. 世界人口は20世紀末に60億に達して, なお年率1.3パーセント程度で成長しているが, 実はその潜在成長力は減衰しつつあるというのが, 大方の人口学者の見解である. 1970年前後に心配された人口爆発による制御不能のカタストロフというシナリオは遠のき, 21世紀末までに世界人口がマイナス成長に転ずる確率は80パーセント程度という推計もある ([11], [13]). しかしそれでも, ピーク時には80億から100億に達する世界人口は, 現状のような生産・消費体系によってすべての人が豊かさを享受するにははるかに過剰であることにかわりはない. 貧富の差の拡大と地球資源の急速な過剰開発には歯止めがかかってはいない. 貧困と環境破壊, 地球温暖化は, 現在のアフリカ諸国におけるエイズ流行のような, 感染症流行の危険性も増大させてきている.

実際, サブサハラ地域におけるエイズ流行は, 平均寿命を10年以上も縮めるほどの効果をもっているが, そうした複合要因が死亡率の上昇という不幸な形で世界人口のレギュレーションを促進する可能性は無視できない. また出生力低下による人口成長力の減衰は望ましいことであるとしても, そのリアクションも大きい. 日本や欧州諸国でおこりつつある人口の超高齢化が全世界規模でおきることを意味しており, 高齢者の社会保障, 医療保障の財政負担は, 各国にとって耐え難いほど大きなものとなるであろう.

いずれにせよ, 21世紀は人口と環境という人類社会のファンダメンタルズが大きな変化を余儀なくさせられる時代となりそうである. その際, 日本を含む西欧諸国にとってはまず第一に「人口減少」と「高齢化」こそが最大の課題となるであろう.

参考文献

- [1] F. C. Billari, P. Manfredi and A. Valentini (2000), Macro-demographic effects of the transition to adulthood: Multistate stable population theory and an application to Italy, *Math. Popul. Studies* 9(1): 33-63.
- [2] A. Foster (1990), Cohort analysis and demographic translation: A comparative study of recent trends in age specific rates from Europe and North America, *Population Studies* 44: 287-315.
- [3] H. Inaba (1995), Human population reproduction via first marriage, *Math. Popul. Studies* 5(2), 123-144.
- [4] 稲葉 寿 (2000), 出生力のエイジ・シフトの効果についての注意, 「人口学研究」第26号: 21-27.
- [5] 稲葉 寿 (2002), 「数理人口学」, 東京大学出版会, 東京.
- [6] 岩澤美帆 (2002), 近年の期間 TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について, 「人口問題研究」, 58(3): 15-44.
- [7] 金子隆一 (2004), 少子化過程における夫婦出生力低下と晩婚化, 高学歴化および出生行動変化効果の測定, 「人口問題研究」60(1): 4-35.
- [8] 国立社会保障・人口問題研究所, 「日本の将来推計人口—平成13(2001)~62(2050)年—」平成14年1月推計, 研究資料第303号.
- [9] 国立社会保障・人口問題研究所, 「人口統計資料集2005年版」, 人口問題研究資料第311号.
- [10] 小山泰代・山本千鶴子 (2001), 日本の婚姻・離婚の動向: 1996年~1998年, 「人口問題研究」57(3): 53-76.
- [11] W. Lutz, W. C. Sanderson and S. Scherbov (2001),

- The end of world population growth, *Nature* 412: 543-545.
- [12] W. Lutz, B. O'Neill and S. Scherbov (2003), Europe's population at a turning point, *Science* 299: 1991-1992.
- [13] W. Lutz, W. C. Sanderson and S. Scherbov (eds.) (2004), *The End of World Population Growth in the 21st Century*, Earthscan, London and Sterling, VA.
- [14] S. H. Preston, P. Heuveline and M. Guillot (2001), *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Blackwell, Oxford.
- [15] Ben J. Wattenberg (2004), *Fewer: How the New Demography of Depopulation Will Shape Our Future*, Ivan R. Dee, Chicago.
- [16] C. Wilson and G. Pison (2004), More than half of the global population lives where fertility is below replacement level, *Population and Societies* No. 405, October 2004, INED.