

平均寿命は過大か？ 合計率定理の死亡への適用

Is life expectancy overestimated?
Total vital rate theorem applied to mortality

廣 嶋 清 志
HIROSIMA Kiyosi

1. はじめに

コーホート出生率のテンポ変化が期間合計出生率を増減させるというテンポ効果 (Ryder, 1964) はよく知られているが、同様なテンポ効果が死亡率にはどのように現れるか。この問題について、Bongaarts and Feeney (2002, 2003) は、「従来の期間生命表で計算される平均寿命は望ましくないテンポ効果の影響を受けている。平均死亡年齢が上昇しているときにはその影響は正、低下時は負で、その影響は1980-1995年の米、仏、スウェーデンでは1.6-2.4年に及ぶ」とした。これは、Guillot (2003) が、コーホート生命表に基づく平均死亡年齢 (CAL、後述) は「現在の死亡率水準のひずみのない、よりよい指標であるとはいえない」と批判したように、まったく見当違いの見解である。しかし、Bongaarts and Feeney (2003) はこの批判に答えず、同じ主張をくりかえしている。確かに、Guillot (2003) はテンポ効果自体については何も答えていないという不十分さがあるからであろう。

本稿ではまず、動態事象一般にあてはまる合計率定理を死亡率に適用する。この定理は動態事象のコーホート生命表¹に基づくものであり、その実証には、

キーワード：合計動態率、テンポ効果、コーホート生命表、合計率定理、合計出生率
total vital rates, tempo effect, cohort life table, total rate theorem, total fertility rate

理論とデータがもっともよく整備されてきた死亡率を例にして論じるのがもっとも便利である。とはいえ、この定理は初婚、出生などあらゆる動態事象に当てはまるもので、従来使われてきた指標による観察はこの定理によってあらためて見直してみる必要がある。合計率（合計動態率）定理とは、コーホートの動態率のテンポと量（クォンタム）の変化率が期間合計動態率を増減させることを定式化したものである（付論2）。死亡率の場合、ある時点のコーホート平均死亡生年齢の変化速度（時間微分）は、その時点の合計死亡率の余数に一致する。なお、合計動態率は、一般に期間指標とのみ考えられているかもしれないが、理論的には後述のようにコーホート生命表にもとづくものであることに注意する必要がある。

つぎに、本稿では、期間生命表においてテンポ効果がどのように現れうるかをシミュレーションによって検討する。

さらに、上記テンポ効果を日本の死亡について実証する。このために利用する日本のコーホート生命表はNanjo and Yoshinaga (2004) によった。

2. テンポ効果：連続モデル

まず、連続時間のモデルで説明する。以下では、動態事象を死亡を例にして記述する。動態一般についての定理は付論2で述べる。

$t-x$ 時点に出生したコーホートの t 時点における x 歳の生存割合を $l(x,t)$ 、死亡割合（死亡密度）を $d(x,t)$ 、死力を $\mu(x,t)$ と表す。ここで死亡割合 $d(x,t)$ は生存割合 $l(x,t)$ を年齢について微分し、符号を逆にしたものであり、死力 $\mu(x,t)$ はこれをさらに生存数で割ったものである。したがって、生存割合 $l(x,t)$ は死力 $\mu(x,t)$ によって以下のように表される。

$$l(x,t) = \exp \left[- \int_0^x \mu(a, t-x+a) da \right]$$

このとき、Bongaarts and Feeney (2003) とほぼ同様に、 t 時点に生存する各コーホートについての3つの生命表関数によって次の3つの平均死亡年齢

mean age at deathが計算できる²。なお、積分上限年齢 ω は、最高年齢とする(ただし、任意の年齢でも成り立つ)。

$$M1(t) = \int_0^{\omega} l(x,t) dx = \int_0^{\omega} \exp \left[- \int_0^x \mu(a,t-x+a) da \right] dx \dots\dots\dots(1)$$

$$M2(t) = \frac{\int_0^{\omega} x d(x,t) dx}{\int_0^{\omega} d(x,t) dx} \dots\dots\dots(2)$$

$$M3(t) = \int_0^{\omega} \exp \left[- \int_0^x \mu(a,t) da \right] dx \dots\dots\dots(3)$$

$M1(t)$ は、 t 時点において x 歳である各コーホートが過去に経験した年齢別死亡率を年齢別生存割合 $l(x,t)$ の中に一様に反映させたものであるといえ、Guillot (2003) のCAL、cross-sectional average length of lifeに相当する。これについてはいうまでもなく t 時点の死亡率水準は $l(x,t)$ の中に部分的にしか反映されていない。

$M2(t)$ は死亡割合 $d(x,t) = l(x,t) \mu(x,t)$ に基づくものであるから、各コーホートが過去に経験した死亡率を $l(x,t)$ の中に反映させつつ、 t 時点の死亡率について計算したものであるといえる。これは、その年次の現実の死亡数の代わりに、各コーホートの出生数を同じにした場合の死亡数 $d(x,t)$ によって計算した平均死亡年齢であり、その意味で標準化平均死亡年齢 (standardized mean age at death) ともいえる (Bongaarts and Feeney, 2003)。それゆえ、それなりの意味を持った平均死亡年齢ということ是可以するが、上記のようにその年次の死亡率についてのものではない³。

$M3(t)$ は通常の期間生命表の平均寿命、0歳平均余命 $e_0(t)$ であり、純粹に、その時点の死亡率 $\mu(x,t)$ に基づく平均死亡年齢である。このように、 $M2(t)$ は $M1(t)$ と $M3(t)$ の中間的な性格を持つものであるといえる。

実際、年次別平均死亡年齢 $M2(t)$ は、コーホートの平均寿命の延長にもかかわらず、後で見るように (シミュレーションA、Bの場合)、逆に短くもなりうる。その年次の死亡率の影響は、他の時点の死亡率より強いからである。し

かし、 $M1(t)$ においてはそのような動きは生じず、コーホートの平均寿命の推移を忠実に反映する。 $M1(t)$ は過去の死亡率と現時点の死亡率がまったく同じ重みづけで反映された $l(x,t)$ に基づいた平均年齢だからである。Bongaarts and Feeney (2003) が主張するように、「 $M3(t)$ はコーホート死亡率の変化の影響を受けてひずんでいて、(ある条件のもとで、) そのひずみを取り除いたものが $M2(t)$ である」ということはできない。

ある時点におけるこの3つの平均死亡年齢は、仮にコーホート死亡率がまったく変化なく、一定である場合には、あるコーホートについて計算する平均死亡年齢と同じであるから、相互にまったく同じとなる。しかし、コーホート死亡率が変化している状態のもとでは相互に異なる。死亡率が低下しているときは、 $M3(t) > M2(t) > M1(t)$ で、死亡率上昇のときは、その逆である。死亡率が低下しているとき、最近の死亡率の影響をもっとも受ける $M3(t)$ が大きくなり、過去の死亡率の影響をもっとも受ける $M1(t)$ がもっとも小さいからである。したがって、コーホート死亡率の変化(死亡のテンポ変化⁴)の期間死亡率への効果は、第1にこれらの平均死亡年齢が相互に異なることであるといえる。これを Bongaarts and Feeney (2002, 2003) は、期間生命表の平均寿命の過大推定と誤認しているのである。3つの平均死亡年齢のこの関係は、あとでシミュレーションと実際の計算によって確認する。

つぎに、次の3つの死亡率の合計を定義しよう。これは死亡を経験する人の割合であり、1人当たり平均死亡回数である。

$$\begin{aligned} T1(\tau) &= \int_0^{\omega} d_c(x, \tau) dx = \int_0^{\omega} \mu_c(x, \tau) \exp \left[\int_0^x -\mu_c(a, \tau) da \right] dx \quad \cdots(4) \\ &= \int_0^{\omega} \mu_c(x, \tau) \exp \left[\int_0^x -\mu(a, \tau + a) da \right] dx \end{aligned}$$

$$T2(t) = \int_0^{\omega} d(x,t) dx = \int_0^{\omega} \mu(x,t) \exp \left[\int_0^x -\mu(a,t-x+a) da \right] dx \quad \cdots(5)$$

$$T3(t) = \int_0^{\omega} \mu(x,t) \exp \left[\int_0^x -\mu(a,t) da \right] dx \quad \cdots(6)$$

ここで、 τ 時点に出生したコーホートの x 歳の ($\tau + x$ 時点における) 死力を $\mu_c(x, \tau)$ 、死亡密度を $d_c(x, \tau)$ とする。 $t - x$ 時点に出生したコーホートの t 時点 x 歳の死力 $\mu(x, t)$ は、 $\mu(x, t) = \mu_c(x, t - x)$ である。 $T1(\tau)$ は τ 時点に出生したコーホートについて死亡密度 $d_c(x, \tau)$ の 0 歳から最高年齢 ω 歳までの積分、つまりあるコーホートの全死亡経験者の割合であり、したがって、常に 1 である (動態一般については式 A 2 - 4 参照)。

$T2(t)$ は $t - x$ 時点生まれのコーホートの x 歳の死亡割合 $d(x, t) = l(x, t) \mu(x, t)$ を t 時点において年齢 x について積分したもので、合計死亡率 total mortality rate と呼ぶことができる。いうまでもなく、出生についての合計出生率に対応する。前述のように、 $d(x, t)$ は出生数によって標準化した死亡数と考えられるから、合計死亡率は、各コーホートの出生数を 1 としたときのその時点の死亡数を示し、人口増減要因である死亡の出生に対する相対的な大きさを示す。

これに対して、 $T3(t)$ は通常の期間生命表の死亡割合 d_x の 0 歳から ω 歳までの積分、つまり仮設コーホートの全死亡経験者の割合で、一般に常に 1 になるはずである (動態一般については A 2 - 6 参照) が、死亡テンポ変化のもとでも常にそれが成立するかどうかはあとでシミュレーションによって確認する。

$T2(t)$ をさらに検討するため、三増加の定理 (仮称、マッケンドリック方程式) (付論 1 参照) をコーホート (減少) 生命表 decrement life table に適用すると、

$$\frac{1}{l(x, t)} \frac{\partial}{\partial t} l(x, t) + \frac{1}{l(x, t)} \frac{\partial}{\partial x} l(x, t) = -\mu(x, t)$$

$$\text{あるいは、} -d(x, t) = -\mu(x, t) l(x, t) = \frac{\partial}{\partial t} l(x, t) + \frac{\partial}{\partial x} l(x, t)$$

この両辺を x について積分すると、

$$\begin{aligned} \int_0^{\omega} d(x, t) dx &= - \int_0^{\omega} \left\{ \frac{\partial}{\partial t} l(x, t) + \frac{\partial}{\partial x} l(x, t) \right\} dx \\ &= - \frac{\partial}{\partial t} \int_0^{\omega} l(x, t) dx - \left[l(x, t) \right]_0^{\omega} \dots \dots \dots (7) \end{aligned}$$

(1)式、 $M1(t) = \int_0^{\omega} l(x,t) dx$ および $l(0,t) = 1$ 、 $l(\omega,t) = 0$ をこの右辺に代入すると、

$$T2(t) = \int_0^{\omega} d(x,t) dx = 1 - \frac{dM1(t)}{dt} \dots\dots\dots(8)$$

合計死亡率 $T2(t)$ はこのように表される。これが、死亡率に適用した場合の合計率定理である。この定理には、何の仮定も不要で、単に連続性と微分可能性のみに基づいて、あらゆる時点において常に成立するものである⁵。

この式で明らかなように、合計死亡率は、 t 時点におけるコーホートの平均死亡年齢の変化がまったくなければ、すなわち $\frac{dM1(t)}{dt} = 0$ であれば、1、すなわち、コーホートの死亡率の合計 $T1(t)$ に一致するが、死亡率低下、平均死亡年齢の上昇、 $\frac{dM1(t)}{dt} > 0$ の条件下では1以下になり、逆に、平均死亡年齢低下、 $\frac{dM1(t)}{dt} < 0$ のとき、1以上になる。これが、死亡率におけるテンポ効果ということができる⁶。

このように、合計死亡率が1にならないということは、出生数によって標準化した死亡数の合計が出生数に合わないことを意味する。つまり、コーホートの死亡率が低下しているときには、ある時点の合計死亡率 $T1(t)$ は1以下（過少死亡）となり、出生しても死亡しない者が存在するということになる。逆に、コーホート死亡率が上昇しているときには、1を超える（過剰死亡）。つまり、1人当たり死亡回数は1回以上となる⁷。これは奇異に感じられるかもしれないが、 t 時点の死亡数が出生数を基準として何倍であるかを示しているものである。 t 時点を含む過去の死亡率の人口増加に対する影響を相対的に示しているともいえる。ある時点の死亡数はその時点の死亡率だけでなく、過去の死亡率の影響を受ける。なぜなら、あるコーホートが以前にどの程度死亡によって減少しているかが影響する。死亡は生存している人に生ずるものだから

らである。

(8)を変形すると、

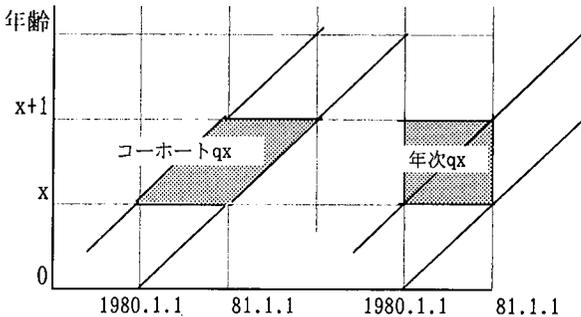
$$1 - \int_0^{\omega} d(x,t) dx = \frac{dM1(t)}{dt} \dots\dots\dots(9)$$

つまり、合計死亡率の余数は、平均死亡年齢の変化速度である。したがって、合計死亡率が1からどれだけ離れるかは、平均死亡年齢 $M1(t)$ の変化速度によって決まるのである。

3. テンポ効果の離散型シミュレーション ：死亡最高年齢は変化するか？

つぎに、テンポ効果をコーホートと年次のダイナミックな関係を示す離散時間モデルによる表形式で表現してみよう（廣嶋2000; Ryder, 1964; Morgan, 1996）。これによってコーホート死亡率のテンポ変化が期間生命表にどのような影響を与えるかを検討するが、あらかじめ、前節の定理を実証しておこう。

図1 コーホート年齢別死亡率 q_x と年次年齢別死亡率 q_x のLexis図



網掛はコーホート q_x と年次 q_x が計算される死亡発生の範囲を示す。時期は例示。

表1～3は各年単位で示されているが、月単位で表されていると解釈することもできるし、本来は無限小時間を単位としているべきものである。図1のレ

キス図で示すように、離散時間モデルにおいては当然 x 歳動態事象発生の範囲はコーホートと期間で異なり、たとえばコーホート q_x と期間 q_x とは厳密には同じでなく、無限小期間を単位にした連続時間モデルのときのみ同じになるが、1歳単位ではこれらを同じものとすることは実際には許されるであろう。たとえば、Nanjo and Yoshinaga (2004) のコーホート生命表も同じ仮定にもとづいて作成されている。

以下のようにコーホートおよび期間の生命表関数を算出する。表中の数値は、平均年齢以外すべて10倍して表示する。

簡単のため、年齢の数は0から5歳までに限定し、このモデルでは人はすべて年齢0, 1, 2, 3, 4の5歳の間に生涯を終えるとする。

- (1) コーホート $d_{x,t}$: t 年次における x 歳 ($x-t$ 年生れ) のコーホートの死亡割合 (死亡密度) で、上記連続モデルの $d(x,t)$ に対応する。これは年齢0, 1, 2, 3, 4の各歳において、それぞれ1, 3, 4, 2, 0 ($\times 10^{-1}$) とする。これを1981年0歳コーホートからテンポ変化させる。死亡の場合であるので、その合計は当然、常に1である。
- (2) コーホート $l_{x,t}$: t 年次における x 歳 ($x-t$ 年生れ) のコーホート生存割合。上記 $l(x,t)$ に対応する。コーホートごとに、 $l_{0,t}=10$ 、 $l_{x,t}=l_{x-1,t-1}-d_{x-1,t-1}$ により計算する。
- (3) $q_{x,t}$: t 年次における x 歳 ($x-t$ 年生れ) のコーホート死亡率であり、かつ t 年次における x 歳の期間 (仮設コーホート) 死亡率とする。上記、死力 $\mu(x,t)$ に対応する。なぜなら、 $q_{x,t}/1$ 年を $\mu(x,t)$ の満 x 歳 ($x+0.5$ 歳) の値とすることができからである。コーホートごとに $q_{x,t}=d_{x,t}/l_{x,t}$ により計算する。
- (4) $D_{x,t}$: 年次別仮設コーホートの死亡割合。通常の間生命表の死亡割合 (d_x)。 $q_{x,t}$ により年次別に以下のように計算する。 $l_0=10$ ($\times 10^{-1}$)、 $D_{x,t}=l_{x,t} q_{x,t}$ 、 $l_{x,t}=l_{x-1,t}-D_{x-1,t}$

これらにより、 t 年次における3つの平均死亡年齢 m_1, m_2, m_3 (上記、 $M_1(t), M_2(t), M_3(t)$ に対応する) を以下のように計算する。

$$m1 = l_0/2 + \sum_{x=1}^5 l_x. \text{ただし、} l_6 = 0.$$

$$m2 = \frac{\sum_{x=1}^5 (x+0.5)d_x}{\sum_{x=1}^5 d_x},$$

$$m3 = \frac{\sum_{x=1}^5 (x+0.5)D_x}{\sum_{x=1}^5 D_x}.$$

$$t2 = \sum_{x=1}^5 d_x$$

$$t3 = \sum_{x=1}^5 D_x$$

$m1$ の年次変化 $m1'$ は、 $m1$ が各年次、年齢の期首のものであるので、その期と次の期の間時点の値としてその期の変化を求める。つまり、 $m1' = m1_{t+1} - m1_t$ として計算する。

表1はテンポ変化のない一定の状態を示す。表2以下はテンポ変化が生じるA、Bの2つの場合を示す。

表1はすべてのコーホートの間で死亡率一定の場合の例で、すべてのコーホートの年齢別死亡率が、年齢0,1,2,3,4の各歳において、それぞれ1,3,4,2,0 ($\times 10^{-1}$)とする。すると、年次別にみても、まったく同様に、年齢0,1,2,3,4の各歳において、それぞれ1,3,4,2,0 (同)となる。したがってこの場合、コーホート d_x と期間 D_x (q_x にもとづく仮設コーホートに対する死亡割合)とは一致する。また、この平均死亡年齢(平均寿命)値、 $m1, m2, m3$ は相互に等しく、 $t2, t3$ のどちらも一定 (10×10^{-1})である。

表2、Aは、最高年齢が変化せず死亡が遅れ、コーホート平均寿命の上昇が

表1 各コーホートの死亡行動が変化なく
継続した場合のコーホート死亡率と
年次別死亡率

(1) コーホート死亡割合dx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	1	1	1	1	1	1
1	3	3	3	3	3	3	3
2	4	4	4	4	4	4	4
3	2	2	2	2	2	2	2
4	0	0	0	0	0	0	0
t2	10	10	10	10	10	10	10
m2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2

(2) コーホート生存割合lx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	10	10	10	10	10	10	10
1	9	9	9	9	9	9	9
2	6	6	6	6	6	6	6
3	2	2	2	2	2	2	2
4	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0	0	0	0
m1	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2
m1'	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

(3) 死亡率qx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	1	1	1	1	1	1
1	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3
2	6.7	6.7	6.7	6.7	6.7	6.7	6.7
3	10	10	10	10	10	10	10
4	0	0	0	0	0	0	0

(4) 期間死亡割合Dx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	1	1	1	1	1	1
1	3	3	3	3	3	3	3
2	4	4	4	4	4	4	4
3	2	2	2	2	2	2	2
4	0	0	0	0	0	0	0
t3	10	10	10	10	10	10	10
m3	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2

数値は、平均年齢以外10倍して示す。

dx, qx, Dxは年次、年齢の中央にあり、lxはその期首にある。

コーホートごとに $dx=lx-lx+1$, $qx=dx/lx$ により計算。

Dxは年次別仮設コーホートの死亡率。qxにより年次別に算出。

$t2=\sum dx$, 合計死亡率。 $t3=\sum Dx$

$m1, m2, m3$ は平均死亡年齢。 $m1=\sum lx \cdot 0.5$, $m2=\sum xdx / \sum dx + 0.5$, $m3=\sum xDx / \sum Dx + 0.5$,

$m1'$ は $m1$ の変化率。

網掛は1981年に0歳であるコーホートの生涯を示す。

以上は表2, 表3にも共通する。

表2 A: 最高年齢が変化せず死亡が遅れた
場合のコーホート死亡率と年次別
死亡率

(1) コーホート死亡割合dx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	0	0	0	0	0	0
1	3	3	3	3	3	3	3
2	4	4	4	3	3	3	3
3	2	2	2	2	4	4	4
4	0	0	0	0	0	0	0
t2	10	9	9	8	10	10	10
m2	2.2	2.4	2.39	2.38	2.6	2.6	2.6

(2) コーホート生存割合lx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	10	10	10	10	10	10	10
1	9	9	10	10	10	10	10
2	6	6	6	7	7	7	7
3	2	2	2	2	4	4	4
4	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0	0	0	0
m1	2.2	2.2	2.3	2.4	2.6	2.6	2.6
m1'	0.0	0.1	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0

(3) 死亡率qx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	0	0	0	0	0	0
1	3.3	3.3	3	3	3	3	3
2	6.7	6.7	6.7	4.3	4.3	4.3	4.3
3	10	10	10	10	10	10	10
4	0	0	0	0	0	0	0

(4) 期間死亡割合Dx

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	0	0	0	0	0	0
1	3	3.3	3	3	3	3	3
2	4	4.5	4.7	3	3	3	3
3	2	2.2	2.3	4	4	4	4
4	0	0	0	0	0	0	0
t3	10	10	10	10	10	10	10
m3	2.2	2.4	2.4	2.6	2.6	2.6	2.6

1981年0歳コーホート以後、変化

表3 B: 最高死亡年齢が1歳上昇した場合のコーホート死亡率と年次別死亡率

(1) コーホート死亡割合 d_x

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	1	1	1	1	1	1
1	3	3	3	3	3	3	3
2	4	4	4	3	3	3	3
3	2	2	2	2	2	2	2
4	0	0	0	0	0	1	1
t_2	10	10	10	9	9	10	10
m_2	2.2	2.2	2.2	2.17	2.17	2.4	2.4

(2) コーホート生存割合 l_x

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	10	10	10	10	10	10	10
1	9	9	9	9	9	9	9
2	6	6	6	6	6	6	6
3	2	2	2	2	3	3	3
4	0	0	0	0	0	1	1
5	0	0	0	0	0	0	0
m_1	2.2	2.2	2.2	2.2	2.3	2.4	2.4
m_1'	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0

(3) 死亡率 q_x

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	1	1	1	1	1	1
1	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3
2	6.7	6.7	6.7	5.0	5.0	5.0	5.0
3	10	10	10	10.0	6.7	6.7	6.7
4	0	0	0	0	0	10	10

(4) 期間死亡割合 D_x

年齢	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986年
0	1	0	0	0	0	0	0
1	3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3
2	4	4.4	4.4	3.3	3.3	3.3	3.3
3	2	2.2	2.2	3.3	2.2	2.2	2.2
4	0	0	0	0	0	1.1	1.1
t_3	10	10	10	10.0	8.9	10	10
m_3	2.2	2.39	2.39	2.50	2.38	2.6	2.6

1981年0歳コーホート以後、変化

コーホートの平均死亡年齢延長の逆に短くもなりうる。しかし、 m_1 においてはそのような動きは生じない。 m_1 は過去の死亡率と現時点の死亡率を同じ重みづけで平均化するからである。

生じる場合の例である。コーホート年齢別死亡率 d_x が1, 3, 4, 2 ($\times 10^{-1}$)から、1981年コーホートから0, 3, 3, 4 (同)と変化したものとする。つまり平均死亡年齢は2.2から2.6歳まで0.4歳上昇した。

この場合、合計死亡率 t_2 は表に示すように1.0以下となる。各年次における平均死亡年齢 m_1 の年次変化 m_1' は、合計死亡率 t_2 の余数となっていることが確認できる(式(8))。たとえば、1981年の m_1' は $2.3 - 2.2 = 0.1$ で、(1)コーホート d_x の合計 $t_2 = 9$ ($\times 10^{-1}$)。なお、この間の m_1' を合計すると、0.4になり、コーホートの平均死亡年齢の2.2歳から2.6歳の上昇に対応している。これは、この間の t_2 の1からの差を合計した、0.4と一致している(式(9))。

d_x による平均死亡年齢 m_2 は、コーホートの過去の死亡率を反映しているが、より強くその年次の死亡率によって影響を受けている。このため、コーホートの平均寿命の2.2歳から2.6歳に上昇にもかかわらず、AやBのように、

(4)の期間生命表においては、 D_x の合計は1.0となってテンポ変化はまったく影響していない。これは、最大年齢の q_x が1であることにより、年次別の仮設コーホートにおいても全員の死亡が発生するしくみが保証されているからである。以上のように、 q_x によって作られた期間生命表には問題がない。テンポの変化は年次において単にコーホート死亡率の変化の中間的な状態をもたらしているだけである。

表3、Bは最高年齢延長モデル、つまりコーホートの最高死亡年齢が上昇して平均寿命の延長が起こる場合である。このときは、問題が起こる。これを例示したのが表3のBの場合である。(この場合、死亡率が1歳移動するような平行移動でもよいが、まったく同じであるので、より一般的な場合を示す。)このとき1984年の合計死亡率 t_3 は8.9で10 ($\times 10^{-1}$)に達していない。これは最高年齢の移動によって $q_x = 1$ がこの年次には存在しないからである。このように、 $q_x = 1$ の空白の生じるとき、過小死亡で、全員死亡しない生命表となり平均寿命は計算できない。あえて死亡者のみについて平均死亡年齢 m_3 を計算するなら、これは2.38歳へと一時的縮小が起こっている。死なない人を除いて平均をとれば短命になるからである。このような平均寿命は意味がないであろう。逆に、コーホート間で平均死亡年齢1歳以上の縮小が現れるとき、年次別に $q_x = 1$ が最終年齢以外の年齢でも現れる(超過死亡)。このように、最高死亡年齢が変化する現象が起こるなら、期間生命表は作れなくなる。

では、現実の生命表では、コーホート死亡率の低下は、上記AとBのどちらが当てはまるのであろうか。死亡率低下、平均寿命延長が起こるとき、Bのように $q_x = 1$ の空白が生じるのだろうか。現実の生命表の q_x を観察すると、85歳ぐらいから0.3-0.4程度になる。100歳以上の生存者は常に存在する。したがって、85歳から20歳程度は生存する。すると、 q_x が0.3-0.4のように大きな値の場合、20歳の間の死亡率 ${}_{20}q_x = 1 - (1 - q_x)^{20}$ はつぎの値になる。 $q_x = 0.3$ のとき、 ${}_{20}q_x = 0.99920$ 、 $q_x = 0.4$ のとき、 ${}_{20}q_x = 0.99996$ 。したがって、 $q_x = 0.3-0.4$ でその後の年齢幅が20歳程度あれば、生存率 ${}_{20}p_x$ は1/1000以下であり、最高年齢で $q_x = 1$ でなくても、事実上、 $q_x = 1$ が存在するのと同じであ

るといえる。たしかに、日本の生命表の作成方法を見ると、100歳程度以上の死亡率は、直接計算されておらず（厚生労働省2002）、現実の死亡率がどのようであるかは検討しなければならないが、 q_x がある年齢以上では0.3程度以上であることが確実である以上、テンポ効果を考える際、通常、最高年齢が延長するか縮小するかどうか、つまりそれによって $q_x = 1$ が出現しないかどうかはまったく問題とならないといえる⁸。つまり、現実にはAが当てはまり、Bは現実的でない。

しかし、もし、コーホートの最高死亡年齢が20歳ほど大幅に変化するとするならば、そのとき、Bのように、期間生命表には問題が起こりうる。終戦末期1944、45年など異常に死亡率の高い時期などである。このとき過剰死亡となり、平均寿命は計算できないかもしれない。このように死亡最高年齢が大幅に変化するような極めて稀な場合以外、死亡のテンポ変化は期間生命表の平均寿命に問題をひき起こすことはないといってよい。

4. コーホート生命表による実証

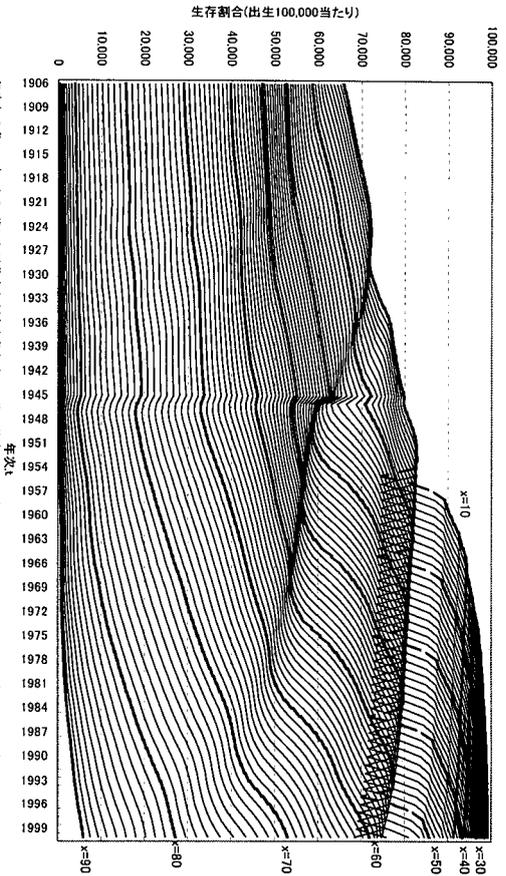
日本のコーホート生命表が年次別生命表をもとにして作成されている(Nanjo and Yoshinaga, 2004)⁹。コーホート生命表から $t-x$ 年生れコーホートの t 年における x 歳の生存割合 $l(x,t)$ 、死亡割合 $d(x,t)$ を抜き出し、年次別に再構成し、これをもとに、2節、3節で述べた平均死亡年齢 $M1(t)$ 、 $M2(t)$ 、 $M3(t)$ 、合計死亡率 $T2(t)$ を年次別に計算することができる。コーホート生命表は1906年から2000年の年次別生命表に基づき、1816年コーホート（75-90歳）から1986年コーホート（0-14歳）まで作成されており、これによって、再び1906年から2000年についてのコーホート生命表にする。たとえば、1816年出生コーホートの90歳を1906年の90歳とし、1817年出生コーホートの89歳を1906年の89歳とする、…というふうに1906年生れの0歳まで続けて、1906年における0から90歳のコーホート生命表関数を集める。このようにして、1906年から2000年までの年次についてコーホート生命表関数を計算する。年齢は各年

次について0-99歳が必要であるが、1895年コーホート（1985年時点）以前の91歳から99歳は計算されておらず、また1987年以後の0-13歳は印刷されていないので、その $l(x,t)$ 、 $d(x,t)$ は直線補外によって補った。

図2では、 $t-x$ 年生れコーホートの t 年における x 歳の生存割合 $l(x,t)$ を年次別に年齢別の線で示す。生存割合が年次とともに上昇してきた過程を見ることができる。1945、46年出生コーホートがその前後に生れたコーホートに比べて各年各歳において生存割合が少ないことがわかる。図3は、いくつかの年次について死亡割合 $d(x,t)$ を示す。この曲線の下面積が合計死亡率 $T1$ である。合計死亡率の値は図4に示すように平均死亡年齢 $M1(t)$ の変化率の余数、 $1 - \frac{dM1(t)}{dt}$ に一致している。たとえば、1999年において合計死亡率は男0.559、女0.473で、 $M1(t)$ の変化率0.436（67.496-67.932年）、および0.523（72.353-72.876年）の余数とほぼ一致する。合計死亡率は、年次別に見て長期的には0.89-0.93前後から0.39-0.44まで低下したが、1980年ごろを底として再びしだいに上昇しており、死亡率改善が緩やかになっているといえる。1930年ごろまで男の合計死亡率が小さく、死亡率改善が大きかったが、以後は逆転している。1945年には合計死亡率は男2.0、女1.3で1を超え、出生に対して超過死亡であることが確認できる。このとき、 $\frac{dM1(t)}{dt}$ は負の値で、男-1.012、女-0.306である（男は1946年も-0.021）。以上のように、合計死亡率において死亡のテンポ効果が確かに現れていることを確認できる。

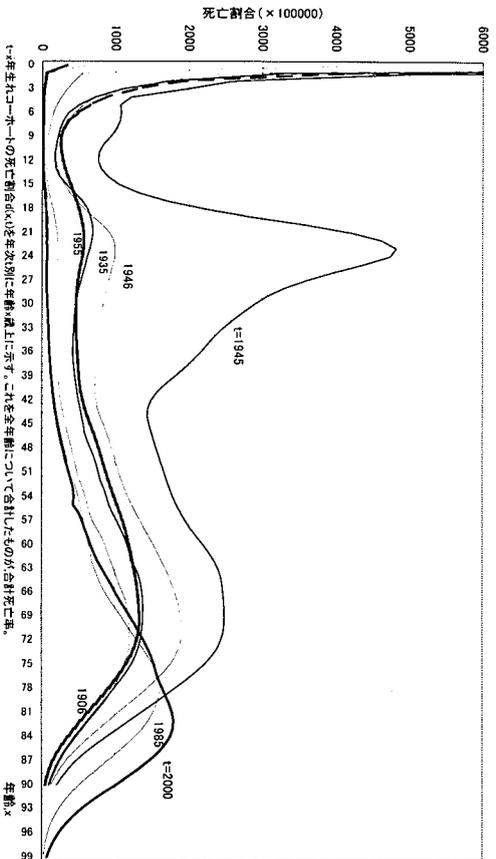
3つの平均死亡年齢を年次別に示したのが、図5である。この間に死亡率低下を反映して上昇し、ほとんどの時期に $M3(t) > M2(t) > M1(t)$ であることが確認できるが、1945年の男については、逆に $M2(t) < M1(t)$ となっている。 $M3(t)$ は1945年前後に計算されていないが、当然 $M2(t)$ より小さいはずである。したがって、これらの平均死亡年齢の関係にも死亡のテンポ効果が現れているといえる。

図2 $x-t$ 年生れコーホート生存割合($x(t)$): 日本、男



$x-t$ 年生れの各コーホートの x 歳における生存割合を各年次の x 歳に示す。(x, t)はMunro and Yoshinaga (2004)による。以下の図も同じ。

図3 $t-x$ 年生れコーホートの t 年における年齢 x 歳の死亡割合($x(t)$): 日本、男



$t-x$ 年生れコーホートの t 年の死亡割合($x(t)$)を年次別に年齢 x 歳上に示す。これを全年齢について合計したものが合計死亡率。

図 4 合計死亡率：日本

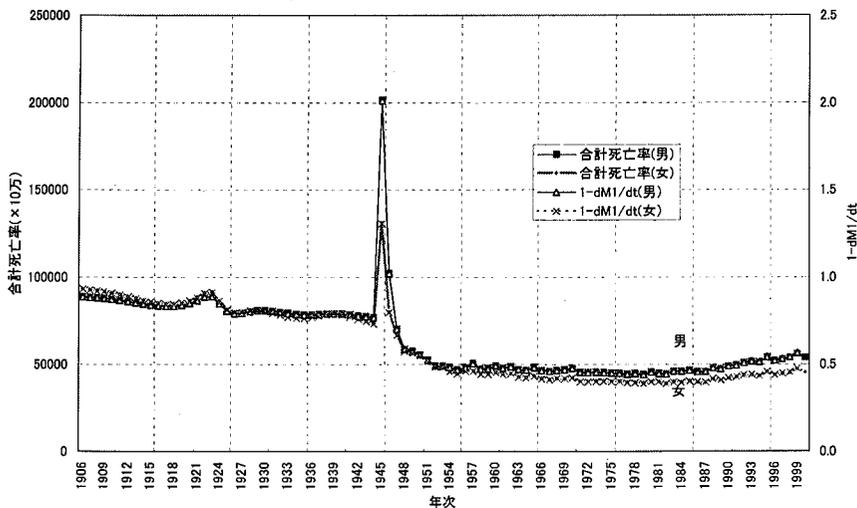
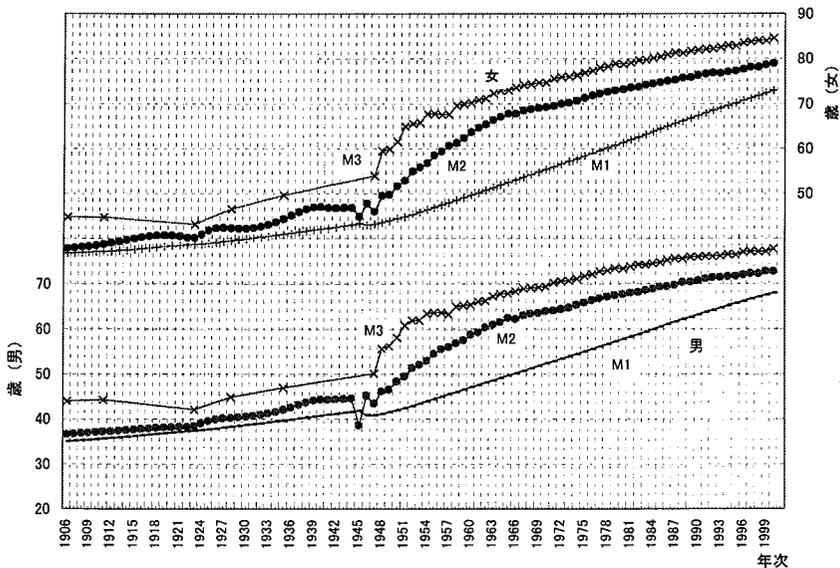


図 5 平均死亡年齢：日本



平均死亡年齢M1,M2,M3の定義は本文参照。M1は年初に表示すべきであるが、0.5年後の年次に表示されている。

5. まとめ

ある時点のある動態事象に関する合計率をその時点の動態に関する生命表関数によって表すという合計率定理を見出し、これを死亡に適用し、死亡のテンポ変化の効果が合計死亡率の大きさとして現れることを明らかにした。この定理はBongaarts and Feeney (2003) のような特殊な仮定を必要とせず、常に成り立つ普遍性のあるものである。死亡のテンポ変化はある時点におけるコーホートの生存割合にもとづく平均死亡年齢 $M1(t)$ の時間微分として計られ、これと合計死亡率は補数をなす。日本における合計死亡率は2000年に男0.538、女0.457で、死亡率改善の持続により、死亡が出生の約半分に相当する水準であることを示している。

最高死亡年齢の大幅な変動は平均寿命を計算不能にすることをシミュレーションによって明らかにしたが、現代の実際の死亡率からみて、まず起こることがないと考えられる。

以上のように、現代の先進国の平均寿命が過大推定であるという主張には根拠がない。また、合計率定理は、初婚や出生などに適用することにより、新たな分析の可能性を開いた。

謝 辞

貴重なコーホート生命表の電子ファイルを提供いただいた南條善治氏、吉永一彦氏、また、本研究に必要な文献を利用させていただいた国立社会保障・人口問題研究所の佐藤龍三郎部長、白石紀子室長に深く感謝したい。

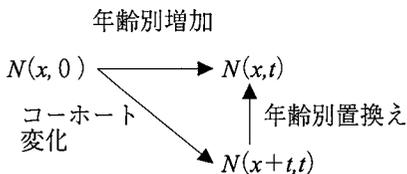
[付論1] 三増加の定理 (McKendrick-von Förster方程式) の証明

この関係式をArthur and Vaupel (1984) はthe fundamental local identity と呼んでいる。その証明は、Bennett and Horiuchi (1981), Preston and Coale

(1982), Arthur and Vaupel (1984) によって与えられているが、ここでは、この式が任意の期間を隔てた年齢別人口について成り立っている普遍的な関係を無限小期間について示したものであることに注意を向けるための証明を示しておく。

いま、時点0、年齢 x の人口 $N(x, 0)$ を考える。これは期間 t 後に、 $N(x+t, t)$ となる(コーホート変化)。また、時点0から t における同じ年齢 x の人口 $N(x, t)$ との増減を考えることができる(年齢別人口増加)。さらに、時点 t における年齢 x の人口 $N(x, t)$ と $x+t$ 歳の人口 $N(x+t, t)$ の大きさの対比を若年齢人口への置換えと考えることができる(年齢別置換え)。これはたとえば、1990年0-4歳人口を考えた場合、(1)1995年5-9歳人口へのコーホート変化、(2)1990-95年における0-4歳人口の増加、(3)1995年における5-9歳人口の0-4歳人口による年齢置換え増加である。

なお、年齢置き換え増加については、逆方向に、仮設コーホート内でのコーホート変化と解釈することもできるが、この方向の方が、たとえば1990-95年における全人口の変化はコーホート変化と年齢置き換え増加に分けることができ、年齢置き換え増加は出生による増加に対応していて、便利である。



このとき、コーホート変化率を C 、平均コーホート増加率を c 、年齢別人口増加倍率を R 、年平均増加率を r 、年齢置き換え倍率を A 、平均年齢置換え増加率を a とすると、 $R=CA$ であり、 $r=c+a$ であることは、以下のように容易に分かる。

コーホート増加倍率は、 $C=N(x+t, t)/N(x, 0)$ 、 t 時点における年齢 x 歳人口の年齢置換え増加倍率は $A=N(x, t)/N(x+t, t)$

したがって、年齢 x 歳人口の t 年間の増加倍率、 $R=N(x, t)/N(x, 0)$ は以下のように表される。

$$R = \frac{N(x,t)}{N(x,0)} = \frac{N(x+t,t)}{N(x,0)} \frac{N(x,t)}{N(x+t,t)}$$

$$= CA$$

したがって、また $e^t = e^{ct} \cdot e^{at} = e^{(ct+at)}$

つまり、 $rt = ct + at$

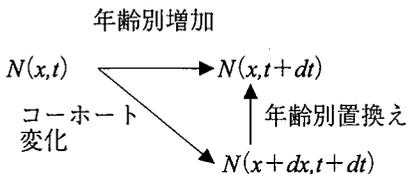
年齢別平均人口増加率は $r = c + a$

ただし、 $r = (\log R)/t$, $c = (\log C)/t$, $a = (\log A)/t$ である。

上記の例を使うと、この関係は、以下のように言える。

「0-4歳人口が1990-95年において増加率 r で5年間増加したのは、1990年0-4歳人口が1995年5-9歳人口に増加率 c で5年間コーホート変化し、これはまた、増加率 a で1995年0-4歳人口に置き換えられたものである。」

さて、この関係は、 t をどのような大きさにとっても成り立つから、これを無限小にとることもできる。そこで、あらためて時点 t と時点 $t+dt$ との間の人口 $N(x,t)$ の変化をみる。ただし、 $dt=dx$ 。このとき、3つの人口、 $N(x,t)$ 、 $N(x,t+dt)$ 、 $N(x+dx,t+dt)$ についても、まったく同様な関係が成り立つから、当然、このときの3つの増加率、 $r(x,t)$ 、 $a(x,t)$ 、 $c(x,t)$ について $r(x,t) = c(x,t) + a(x,t)$ となる。



このとき、

$$\frac{N(x,t+dt)}{N(x,t)} = e^{(x,t)dt} \text{ であるので、 } r(x,t)dt = \log N(x,t+dt) - \log N(x,t) = d \log N(x,t)$$

したがって、

$$r(x,t) = \frac{\partial \log N(x,t)}{\partial t} = \frac{1}{N(x,t)} \frac{\partial N(x,t)}{\partial t}$$

同様に、

$$a(x,t) = \frac{\partial \log N(x,t)}{\partial x} = -\frac{1}{N(x,t)} \frac{\partial N(x,t)}{\partial x} \quad (a(x,t) \text{ の定義から、符号はマイナス})$$

と書ける。

したがって、 $r(x,t) - a(x,t) = c(x,t)$ を書き換えると、

$$\frac{1}{N(x,t)} \frac{\partial N(x,t)}{\partial t} + \frac{1}{N(x,t)} \frac{\partial N(x,t)}{\partial x} = c(x,t)$$

$$\text{あるいは、} \frac{\partial N(x,t)}{\partial t} + \frac{\partial N(x,t)}{\partial x} = c(x,t) N(x,t)$$

この式は、マッケンドリック・フォン・フェルスター-McKendrick-von Förster方程式と呼ばれるもので（稲葉2002, p.23）、どのような年齢（期間）別人口についても常に成り立つ関係式である。なお、これを使った方法は variable- r method と呼ばれ（Horiuchi and Preston, 1988）、年齢別増加率 r が新しい概念として認識されているが、たとえば高齢人口の増加率などで使われてきたこともあり、むしろ $a(x,t)$ の方が新しい概念であり、国際的に名称も十分定まっていない。Preston and Coale (1982) は逆符号にしてこれを the relative change in number as age increases とそのまま記述しているが、Arthur and Vaupel (1984) は、本稿と同様の符号にして the age intensity と呼んでいる。

[付論2] 合計率の定理：初婚、出生などへの適用

死亡など不可避事象（必然事象）では、必ずコーホートの全員が経験するのでコーホートの未経験者割合は $l(\omega, t) = 0$ であるが、結婚など可避事象（非必然事象）の場合は、そうではないので、 $M1(t)$ 、 $M3(t)$ の算出のためにはそれぞれ事象経験者の割合、

$$T1(\tau) = T1(t - \omega) = 1 - l(\omega, t), \dots\dots\dots (A2-4)$$

$$T3(t) = 1 - \exp\left[-\int_0^\omega \mu(x,t) dx\right] \dots\dots\dots (A2-6)$$

で割る必要がある。ただし、 $\tau = t - \omega$ とする。すなわち、

$$M1(t) = \int_0^{\omega} l(x,t) dx / \{1 - l(\omega,t)\}$$

$$= \int_0^{\omega} \exp \left[- \int_0^{\omega} \mu(a,t-x+a) da \right] dx / \{1 - l(\omega,t)\} \dots\dots\dots (A2-1)$$

$$M3(t) = \int_0^{\omega} \exp \left[- \int_0^{\omega} \mu(a,t) da \right] dx \left[1 - \exp \left(- \int_0^{\omega} \mu(a,t) dx \right) \right] \dots (A2-3)$$

したがって、(A2-1)を(7)に代入すると、合計率(合計動態率)の定理はつぎのようになる。

$$T2(t) = \int_0^{\omega} d(x,t) dx = 1 - l(\omega,t) - \frac{d}{dx} [\{1 - l(\omega,t)\} M1(t)]$$

$$= \{1 - l(\omega,t)\} \left\{ 1 - \frac{dM1(t)}{dt} \right\} + \frac{dl(\omega,t)}{dt} M1(t) \dots (A2-8)$$

なお、 ω は最高年齢でなく任意の年齢でよい。(また、A2-1からA2-8まで、積分の下限も0歳でなく任意の年齢とすることが可能である。)

このように可避事象における合計率の分解は不可避事象より複雑となる。最高年齢における未経験者割合 $l(\omega,t)$ とその変化率 $\frac{dl(\omega,t)}{dt}$ が加わるからであ

り、いうまでもなく、(A2-8)において、 $l(\omega,t) = 0$ 、 $\frac{dl(\omega,t)}{dt} = 0$ とお

いたものが、(8)である。また、 $\frac{dl(\omega,t)}{dt} = 0$ 、 $\frac{dM1(t)}{dt} = 0$ とすると、

$$T2(t) = \int_0^{\omega} d(x,t) dx = 1 - l(\omega,t) = T1(t - \omega),$$

すなわち、時点 t において $l(x,t)$ で計ったテンポと量に変化しなければ、時点 t の合計率 $T2(t)$ は $t - \omega$ 時点生まれのコホートの生涯における事象発生密度の合計 $T1(t - \omega)$ に一致する。ただし、 $t - \omega$ 時点から t 時点までの動態

率が一定でなければ、この条件は満たされないから、実際に成立することは稀である。

(A2-8) 式によって、合計動態率の中のテンポ効果（動態率のテンポが変化したことによる合計動態率の変化）の大きさを明らかにしよう。平均動態年齢の時間微分 $\frac{dM1(t)}{dt}$ とコーホート到達率の時間微分 $\frac{dl(\omega,t)}{dt}$ について、それぞれ実際値または0の2つを割り当てたときの右辺の値を v_{11} 、 v_{10} 、 v_{01} 、 v_{00} とする。 v_{00} とは、そのどちらも0とした場合の合計動態率で、(A2-8) 式により $T1(t-\omega) = 1 - l(\omega,t)$ になる。 v_{11} は現実の合計動態率 $T2(t)$ である。するとテンポ効果 T は

$$T = (v_{11} - v_{01}) / 2 + (v_{10} - v_{00}) / 2 \dots\dots\dots (A2-9)$$

で、量（クオンタム変化による）効果は $Q = (v_{11} - v_{10}) / 2 + (v_{01} - v_{00}) / 2$ である。テンポ効果を合計動態率から引けばテンポ効果を除去した合計動態率ということになる。言い換えると、

$$T2(t) - T1(t-\omega) = v_{11} - v_{00} = T + Q$$

この定理を初婚に適用すると、静態初婚年齢、SMAM, *singulate mean at marriage*（より正確にはSMAM(50,t)）はコーホート未婚残存割合 $l(x,t)$ に基づく平均初婚年齢 $M1(t)$ にあたり、年齢別初婚率は $d(x,t)$ であり、その合計が合計初婚率TFMRにあたる。したがって、つぎの関係が得られる。

$$TFMR(t) = \{1 - l(50,t)\} \left(1 - \frac{dSMAM}{dt} \right) + \frac{dl(50,t)}{dt} SMAM \dots (A2-10)$$

SMAMが計算できるとき、この式によりTFMRが計算できる可能性がある。これは一種の静態による動態の推計である。なお、合計初婚率は年齢別人口で標準化したときの初婚数を表し、出生数に対する結婚の寄与の大きさを示すと見ることができる。

出生にこの定理を適用しよう。 t 時点の x 歳における第 i 出生の年齢別出生率は、コーホートの出生力表（出生率についての生命表）の $t-x$ 時点生れのコーホートの年齢別出生割合 $d_i(x,t)$ に相当する。 $M_i(t)$ を t 時点における $t-x$ 時点生れコーホートの第 i 出生の出生未経験者割合 $l_i(x,t)$ による第 i 出生の平均出生年齢とする。すなわち、

$$M1_i(t) = \int_0^{\omega} l_i(x,t) dx / \{1 - l_i(\omega,t)\}$$

すると、合計動態率定理により、

$$\int_0^{\omega} d_i(x,t) dx = \{1 - l_i(\omega,t)\} \left(1 - \frac{dM1_i(t)}{dt} \right) + \frac{dl_i(\omega,t)}{dt} dM1_i(t) \cdots \quad (\text{A2-11})$$

一方、年齢別出生率 $d(x,t)$ はパリティ（出生順） i 別出生率によって表すと、 n を最大子ども数として、

$$d(x,t) = \sum_i^n d_i(x,t) \cdots \cdots \cdots \quad (\text{A2-12})$$

合計出生率TFR, total fertility rateは、これを t 時点において年齢について積分したものであるので、したがって、合計出生率は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \text{TFR}(t) &= \sum_{i=1}^n \int_0^{\omega} d_i(x,t) dx \\ &= \sum_{i=1}^n \left[\{1 - l_i(\omega,t)\} \left(1 - \frac{dM1_i(t)}{dt} \right) + \frac{dl_i(\omega,t)}{dt} dM1_i(t) \right] \cdots \quad (\text{A2-13}) \end{aligned}$$

このようにTFRはパリティ別年齢別出生未経験者割合に基づく平均出生年齢の時間微分などによって表され、(A2-9)式を用いて定量的に分解することができる。つまり、過去の合計出生率は過去のコーホート出生率指標によって分解できるのであり、この場合、コーホートの出生力の将来値はまったく不要である。ただし、この分解式によってTFRからテンポ効果を除いたものは、 t 時点の真の出生力を表しているわけではない。それは t 時点の出生力force of

fertilityを基にした $T3(x)$ によらなければならない。TFRは年齢別人口で標準化した出生数であり、過去の出生率がそこに含まれることにより出生数に直結している。なお、A2-13式をさらに年齢別に分けることもできる。

注

- 1) ここでいうコーホート生命表とは、死亡だけでなく、あらゆる動態事象についてコーホート生命表形式で表した動態率表を指している。以下でもそういう使い方をするとところがある。
- 2) コーホートについて同様に3つの平均年齢を計算できるが、生命表の理論で周知のように、みな同一のものである。
- 3) 出生率に関して通常使われる平均年齢は、この出生率 $d(x,t)$ (付論(A2-12)式参照)に基づく平均出生年齢、 $M2(t)$ である。それは各年に発生する出生数をより直接的に決める出生率 $d(x,t)$ に対して我々が出生力 $\mu_f(x,t)$ (force of fertility by parity) よりも強い関心を持っているからである。この出生率 $d(x,t)$ は当然過去の出生率の影響を含んでいる。各出生順位別出生未経験者割合 $l_i(x,t)$ が $d(x,t)$ に含まれているからである。
 テンポ効果を除去した死亡率の平均年齢は $M2(t)$ であるというBongaarts and Feeney (2003)の奇妙な主張は、出生率についての平均年齢として $M2(t)$ が使われているという現状の影響を受けているようだ。そこには、 $M2(t)$ の本質についての不十分な理解がある。さらに一般的に、出生についての生命表(出生力表)およびそれに基づく $M3(t)$ や $T3(t)$ の必要性が十分認識されておらず、計算もめったに行なわれていないという憂うべき人口学の現状から、このような基礎的な誤りが生じているものと考えられる。なお、Bongaarts and Feeney (2003)は注5で述べる仮定が成り立つとき、 $M2(t)=M1(t)$ となるとしている。
- 4) 死亡率の変化は、量変化(一人あたりの死亡回数の変化)はありえないので、すべてテンポ変化である。
- 5) 実際の計算では微分しないので、微分可能の仮定も実際には不要である。Bongaarts and Feeney, 2003の類似の関係式は、コーホートの死亡率、 $d(x,t)$ および $\mu(x,t)$ が、各時点において年齢間で比例的に変化することを仮定している。
- 6) 筆者は、ある年次についての合計死亡率(コーホート生命表の死亡率 d_x の合計)が、死亡率低下のもとでは、1より小であるはずであることを指摘した(廣嶋, 2000, p.33)。また、生命表の d_x の合計で「合計動態率」を定義し、これをその動態事象の他の生命表関数と関係付けることによって動態率のテンポ効果を計ろうというアイデア(「シフト係数」)は以前に発表したことがある(廣嶋, 1991)。
- 7) 第1子についての合計出生率や合計初婚率を計算したとき、実際に1を超える場合があるのと同じである。
- 8) Bongaarts and Feeney (2003)は、死亡率のテンポ効果として死力の上下とともに死亡最高年齢の移動shiftを想定しており、このshiftはシミュレーションBの場合に相当する。本文で述べたように、死亡のテンポ効果としてこのようなshiftを考えることは非現実的である。
- 9) このコーホート生命表のもととなる年次別生命表の1925年以前については、官製の完全

生命表ではなく、水島改作簡略生命表に基づいている。初期の官製完全生命表について必ずしも信頼性は低くないと筆者は考えている（廣嶋、1994）が、このコーホート生命表をそのまま利用する。

文献

- 稲葉 寿、2002『数理人口学』 東京大学出版会
- 厚生労働省大臣官房統計情報部、2002『第19回生命表』厚生統計協会。
- 廣嶋清志、1991「合計死別率などの合計動態率について」『日本人口学会第43回大会報告要旨集』日本人口学会、26-26.
- 廣嶋清志、1994「日本の死亡率」小林和正・大淵寛編『生存と死亡の人口学』大明堂、66-97.
- 廣嶋清志、2000「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」『経済科学論集』26、1-39.
- Arthur, W. Brian and James W. Vaupel, 1984, Some General Relationships in Population Dynamics, *Population Index*, 50 (2) : 214-226.
- Bennett, Neil G. and Shiro Horiuchi, 1981, Estimating the completeness of death registration in a closed population, *Population Index*, 47 (2) : 207-221.
- Bongaarts, John and Griffith Feeney, 2002, How long do we live? *Population and Development Review*, 28 (1) : 13-29.
- Bongaarts, John and Griffith Feeney, 2003, Estimating mean lifetime, *Proceedings of The National Academy of Sciences of The United States of America*, 100 (23) : 13127-13133.
- Guillot, Michel, 2003, The cross-sectional average length of life (CAL) : A cross-sectional mortality measure that reflects the experience of cohorts, *Population Studies-A Journal of Demography*, 57 (1) : 41-54
- Hajnal, John, 1953, Age at marriage and proportions marrying, *Population Studies*, 7 (3) : 111-136.
- Horiuchi, Shiro and Samuel H. Preston, 1988, Age-specific growth rates: the legacy of past population dynamics. *Demography*, 25 (3) : 429-41.
- Morgan, S. Philip. 1996. Characteristic features of modern American fertility, *Population and Development Review* 22, *Supplement: Fertility in the United States: New Patterns, New Theories*, pp. 19-63.
- Nanjo, Zenji and Kazuhiko Yoshinaga, 2004, *Generational Life Tables for Japan Based on Annual Life Tables for Japanese Nationals Covering the Years 1891-2000*. Nihon University Population Research Institute, Tokyo, Japan.
- Preston, Samuel H. and Ansley J. Coale, 1982, Age Structure, Growth, Attrition, and Accession: A New Synthesis, *Population Index*, 48 (2) : 217-259.
- Ryder, Norman B. 1964. "The process of demographic translation," *Demography* 1: 74-82.

(hirosima@soc.shimane-u.ac.jp)