

特定死因による生命表の研究

岡山大学医学部衛生学教室

(主任：大平昌彦教授)

専攻生 中 村 文 雄

〔昭和47年12月20日受稿〕

I 研究目的

保健計画の科学化が強く要求されているとき、保健計画の立案過程における衛生統計の意義と役割は非常に大きい。ところで今日の衛生統計を健康の指標として活用する場合、PMI¹⁾²⁾ や年齢別の死亡率、さらに生命表³⁾などは、ある集団人口の死亡強度を量的に表現しているものであるが、そのことは同時に生命力の量的な評価として有効に利用し得る。これに対して、死亡内容の構造を示す死因別死亡率⁴⁾乃至特定の疾患の死亡率などは、死亡あるいは健康の質的な把握として利用し得ると考えられる。

いずれの場合にも死亡率としては粗死亡率⁵⁾を始め、訂正死亡率または標準化死亡率⁶⁾⁷⁾ 未必死公算^{10) 11)}など各種の算出方法が用いられる。

粗死亡率は、年齢別人口構成比のいかんにより左右されるが、訂正あるいは標準化死亡率も標準人口のいかんによって異なる^{12) 13)} また、いずれも特定死因による死亡率を検討しているながら、これを除く特定死因以外の死因による死亡の影響に対する検討がなされていない以上、純粋に特定死因による死亡率、すなわち死亡強度を表現するものとはいえないし、ましてや保健活動としての特定死因に対する対策を計画立案したり、その計画を評価するための利用に当たっては不十分であろう。

この点を考慮して、特定死因あるいは特定死因以外のすべての死因を除いた生命表を用いる方法が検討されている。すなわち特定死因による死亡が全くなくなったと仮定した場合の平均寿命の伸び方をみたり、特定死因以外のすべての死亡が全くなくなったと仮定し、出生 100,000 人がすべて特定死因によって死亡した場合の一定年齢までに死亡する数値を算出する方法が試みられている¹⁴⁾

表 1 はそれら生命表の計算式^{15) 16)}を示したもので

あるが、各数式ともきわめて複雑な計算手順を必要とし、しかも各数式によって計算結果が異なる。

表 1. 従来の特定死因を除いた死亡率または特定死因のみによる死亡率の算出方式

1. Dublin-Lotka 方式

$${}_nq_x^{-1} = \frac{{}_nq_x - {}_nq_x^i}{1 - {}_nq_x^i}$$

2. Wiesler 方式

x 才から $(x+n)$ 才までの年齢階層を u で表わし、

$$q_u = \frac{d_u}{l_u} = \frac{\sum d_x}{\sum l_x} = \frac{d_u^i + d_u^{-i}}{l_u} = q_u^i + q_u^{-i}$$

$$q_u^i = r_u^i q_u \quad r_u^i = \frac{D_u^i}{D_u} = \frac{{}_nD_x^i}{{}_nD_x}$$

unabhängig の死亡率は

$$q_u^i = 1 - (1 - q_u)^{\frac{2u^i}{q_u}}$$

この二項式を展開し、

$$q_u = \frac{2q}{2 - q_u + q_u^i}$$

同様にして

$$q_u^{-i} = \frac{2q_u^{-i}}{2 - q_u + q_u^{-i}}$$

3. Jordan 方式 = Greville 方式

$${}_nr_x^{-i} = 1 - {}_nr_x^i$$

$${}_nr_x^i = \frac{{}_nD_x^i}{{}_nD_x}$$

$${}_nq_x = 1 - {}_nP_x$$

$${}_nq_x^{-i} = 1 - {}_nP_x^{-i}$$

として

$$\text{colog } {}_nP_x^{-i} = {}_nr_x^{-i} \quad \text{colog } {}_nP_x$$

4. Farr 方式

$${}_nq_x^{-i} = \frac{{}_nq_x - {}_nq_x^i}{1 - {}_nq_x^i + \frac{1}{4} {}_nq_x \cdot {}_nq_x^i}$$

今回著者は従来の特定死因のみによる死亡率算出

の各数式の関係を検討する中で、その計算式の簡易化を試みた。これを利用して特定疾患による死亡強度を表現することが可能であれば、ある疾患が集団に及ぼす健康レベルを、量的および質的に、同時に評価するものとして利用し得るであろう。そこで実際にこの方法を癌その他若干の主要死因について応用し、わが国のこれら各死因の動向を明らかにしたいと考えた。

II. 特定死因のみによる死亡率の算出方法

x 才から $x+n$ 才に至る年齢階層の特定死因 i による死亡率 ${}_n m_x^i$ は、その年齢階層の中央人口 ${}_n P_x$ と、その一年間に同じ年齢階層内の年齢において i により死亡した数 ${}_n D_x^i$ とから

$${}_n m_x^i = \frac{{}_n D_x^i}{{}_n P_x}$$

として容易に計算し得る¹⁷⁾ ¹⁸⁾ しかしこの中央死亡率 ${}_n m_x^i$ は、特定死因 i 以外のその他死因 $-i$ による死亡との共存状況で得られた数値であり、その他死因による死亡の影響を受けているかどうか当然疑問とすべきところである。

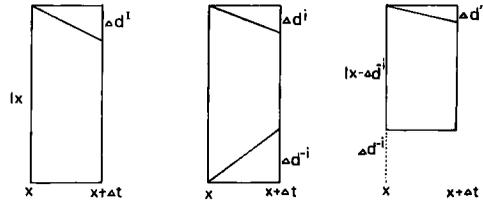
特定死因 i 以外のその他死因 $-i$ による死亡とは無関係に、特定死因 i のみによる死亡率を ${}_n m_x^i$ とした場合、これと ${}_n m_x^i$ との関係を明らかにしておけば、容易に計算され得る ${}_n m_x^i$ より、 ${}_n m_x^i$ を算出し得る。

まず最初に一般的に算出される中央死亡率 ${}_n m_x^i$ について、その意義を検討しておかなければならないであろう。 ${}_n m_x^i$ は母人口 ${}_n P_x$ に対する死亡数 ${}_n D_x^i$ の比率であるが、その年度における人口といっても年首から年末まで絶えず流動し変化しているものである。そこでその代表値として年の中央日(7月1日)の人口が ${}_n P_x$ とされる¹⁹⁾ ただし実用的には国勢調査日の人口その他が代用されることが多い^{19)~21)} このように ${}_n P_x$ は平均的なものであって、 ${}_n D_x^i$ を生じた母体人口集団は、連続的に若年齢から高年齢へ方向に移動する性質のものである。生命表の場合、 x 才人口は $x+n$ 才に至るまでに特定死因 i とその死因 $-i$ による死亡によって漸減するので、 i の死亡率は $-i$ による死亡の大小に左右される。ところが ${}_n P_x$ で代表されるこの流動する人口は、死亡による刻々の減少は刻々絶えず補われて行くといってもよいような性質のものである。その意味で ${}_n m_x^i$ は、その他死因 $-i$ による人口の減少という影響は受けないものと考えてよい。したがって、 ${}_n m_x^i$

はそのまま ${}_n m_x^i$ とみなしてもよいことになる。

図1は生命表の計算上、 x 才人口 l_x が一定期間 Δt の間に死亡する数を図式化して比較したものである。期間 Δt の間に特定死因 i による死亡の数を Δd^i

図1. 特定死因による死亡数



その他死因 $-i$ による死亡の数を Δd^{-i} 、 Δd^{-i} の影響のない人口の中で特定死因 i のみによる死亡の数を Δd^i とし、 x 才人口を $l_x - \Delta d^{-i}$ とし、期間 Δt の間に特定死因 i のみによる死亡の数を Δd^i とすれば、 l_x に対する Δd^i の割合と $l_x - \Delta d^{-i}$ に対する Δd^i の割合は等しいから、

$$\Delta d^i = (l_x - \Delta d^{-i}) \frac{\Delta d^i}{l_x} \dots\dots\dots(1)$$

が成立しなければならない。

特定死因 i による死亡の危険性にさらされる人口の大小を考えるならば Δd^i 、 Δd^i 、 Δd^i の間には、

$$\Delta d^i \geq \Delta d^i \geq \Delta d^i \dots\dots\dots(2)$$

のような関係が成立しなければならないであろう。

(2)を次のごとく展開し、

$$\frac{\Delta d^i}{l_x \Delta t} \geq \frac{\Delta d^i}{l_x \Delta t} \geq (1 - \frac{\Delta d^{-i}}{l_x}) \frac{\Delta d^i}{l_x \Delta t} \dots\dots(3)$$

$\Delta t \rightarrow 0$ における極限值、すなわち x 才の瞬間時点では、

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Delta d^i}{l_x \Delta t} \geq \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Delta d^i}{l_x \Delta t} \geq \lim_{\Delta t \rightarrow 0} (1 - \frac{\Delta d^{-i}}{l_x}) \frac{\Delta d^i}{l_x \Delta t} \dots\dots(4)$$

であり、

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} (1 - \frac{\Delta d^{-i}}{l_x}) = 1 \dots\dots\dots(5)$$

であるから、これらを特定死因 i による死力²²⁾ μ_x^i 、 μ_x^i という概念で表現すれば、

$$\mu_x^i \geq \mu_x^i \geq 1 \times \mu_x^i \dots\dots\dots(6)$$

となり、 $\mu_x^i = \mu_x^i$ $\dots\dots\dots(7)$

なる関係が成立することになる。したがって、この結果からも ${}_n m_x^i$ が x 才の範囲内での各時点の人口構成を無視して算出されている以上 ${}_n m_x^i = {}_n m_x^i$ であることが導き出される。

生命表における nq_x の概念から、 ${}_n m_x$ に対応する ${}_n q_x$ と同様 ${}_n m_x^i$ に対応する ${}_n q_x^i$ は、 ${}_n m_x^i = {}_n m_x^i$ の関係が成立しさえすれば、 ${}_n m_x$ より ${}_n q_x$ を求める Reed-Merrel の換算表²³⁾ より、きわめて容易に ${}_n q_x^i$ を ${}_n m_x^i$ より求め得られることになる。すなわち特定死因 i のみによる死亡の状況をきわめて簡単な手順で算出し得ることになる。

III. 従来の算出方式との比較

特定死因 i のみによる死亡、またはその他死因 $-i$ のみによる死亡を求める計算方式については、すでに数多くの報告があり、表 1 はその代表例を示したものである。

表 1-2 註

- l_x : 生命表において丁度満 x 才の時点における人口
- d_x : l_x が $(x+1)$ 才までに死亡する数
- ${}_n d_x$: l_x が $(x+n)$ 才までに死亡する数
- ${}_n d_x^i$: ${}_n d_x$ のうち特定死因 i による部分
- ${}_n d_x^{-i}$: ${}_n d_x$ のうち i 以外のその他死因による部分
- $q_x = \frac{d_x}{l_x}$: x 才人口が $(x+1)$ 才までに死亡する公算
- ${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{l_x}$: x 才人口が $(x+n)$ 才までに死亡する公算
- ${}_n q_x^i = \frac{{}_n d_x^i}{l_x}$
- ${}_n q_x^{-i} = \frac{{}_n d_x^{-i}}{l_x}$
- ${}_n q_x^i$: i のみにより死亡すると仮定した場合、 x 才人口が $(x+n)$ 才までに死亡する公算
- ${}_n q_x^{-i}$: i を除いた場合、 x 才人口が $(x+n)$ 才までに死亡する公算
- ${}_n D_x$: ある人口集団において、ある年の 1 年間に x 才から $(x+n)$ 才までの年令で死亡した数
- ${}_n D_x^i$: ${}_n D_x$ のうち i による部分
- Wiesler 法においては、
 $q_u = \frac{\sum d_x}{\sum l_x} = \frac{{}_n d_x}{\sum l_x}$
 $d_u^i = {}_n d_x^i$
 $d_u^{-i} = {}_n d_x^{-i}$

これら各式の算出手続きは、いずれも表に示されるごとく非常に複雑であり、しかも各々その算出さ

れる結果が異なっており、その妥当性については早急に結論は出し得ない。以下にこれら従来の方式との比較を試みてみたいと思う。

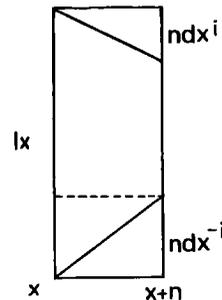
1) Dublin-Lotka の方式

図 2 に示すごとく特定死因 i とその他の死因 $-i$ との共存関係において、夫れ夫れ ${}_n d_x^i$, ${}_n d_x^{-i}$ の死亡数を x 才より $x+n$ 才の間に認めた場合、特定死因 i のみによるこの期間の死亡率 ${}_n q_x^i$ は、

$$\frac{{}_n d_x^i}{l_x - {}_n d_x^{-i}} > {}_n q_x^i > \frac{{}_n d_x^i}{l_x} \dots\dots\dots(1)$$

の範囲内にある。

図 2 ${}_n q_x^i$ と ${}_n d_x^i$, ${}_n d_x^{-i}$ との関係



Dublin-Lotka の方式より ${}_n q_x^i$ を求める公式を求めると、

$${}_n q_x^i = \frac{{}_n q_x - {}_n q_x^{-i}}{1 - {}_n q_x^{-i}} \dots\dots\dots(2)$$

であり、これを展開すると

$${}_n q_x^i = \frac{{}_n q_x}{1 - {}_n q_x^{-i}} = \frac{\frac{{}_n d_x^i}{l_x}}{1 - \frac{{}_n d_x^{-i}}{l_x}} = \frac{{}_n d_x^i}{l_x - {}_n d_x^{-i}} \dots\dots(3)$$

となり、(1) に示す範囲内の上限の値を得ることになる。

一方 q_x^i と m_x^i との関係は、

$$q_x^i = \frac{m_x^i}{1 + \frac{1}{2} m_x^i} \dots\dots\dots(4)$$

であり、次のように展開し得る。

$$q_x^i = \frac{d_x^i}{l_x - \frac{1}{2} d_x^{-i}} \dots\dots\dots(5)$$

したがって、 m_x^i を用いて算出した q_x^i の値は、

Dublin-Lotka の方式に比し(1)と矛盾しないことが認められる。

2) Wiesler の方式

Wiesler の公式

$$q_u = \frac{\sum d_x}{\sum l_x} \dots\dots\dots(1)$$

を变形し,

$$q_u = \frac{\sum d_x}{\sum l_x - \frac{1}{2} \sum d_x} \cdot \frac{\sum l_x - \frac{1}{2} \sum d_x}{\sum l_x} \quad (2)$$

とする。一方 ${}_n m_x$ は,

$$\begin{aligned} {}_n m_x &= \frac{\sum d_x}{\frac{1}{2} \{ (l_x + l_{x+1}) + \dots + (l_{x+n-1} + l_{x+n}) \}} \\ &= \frac{\sum d_x}{\sum l_x - \frac{1}{2} \sum d_x} \dots\dots\dots(3) \end{aligned}$$

であり, (3)を(2)に代入すると,

$$\begin{aligned} q_u &= {}_n m_x \cdot \frac{\sum l_x - \frac{1}{2} \sum d_x}{\sum l_x - \frac{1}{2} \sum d_x + \frac{1}{2} \sum d_x} \\ &= \frac{{}_n m_x}{1 + \frac{1}{2} {}_n m_x} \dots\dots\dots(4) \end{aligned}$$

である。したがって,

$$q_u^i = \frac{{}_n m_x^i}{1 + \frac{1}{2} {}_n m_x^i} \dots\dots\dots(5)$$

である。

さらに Wiesler の公式による

$$q_u^i = r_u^i q_u, \quad r_u^i = \frac{D_u^i}{D_u}$$

から

$$q_u^i = \frac{D_u^i}{D_u} q_u \dots\dots\dots(6)$$

D_u, D_u^i の母人口を P とすれば,

$$\frac{D_u}{P} = {}_n m_x, \quad \frac{D_u^i}{P} = {}_n m_x^i \dots\dots\dots(7)$$

(6), (7)から

$$q_u^i = \frac{{}_n m_x^i}{{}_n m_x} q_u \dots\dots\dots(8)$$

(4)を(8)に代入すると

$$q_u^i = \frac{{}_n m_x^i}{1 + \frac{1}{2} {}_n m_x} \dots\dots\dots(9)$$

である。

Wiesler による

$$q_u^i = \frac{2q_u^i}{2 - q_u + q_u^i} \dots\dots\dots(10)$$

に(9)を代入すると

$$q_u^i = \frac{{}_n m_x^i}{1 + \frac{1}{2} {}_n m_x^i} \dots\dots\dots(11)$$

(5)と(11)より

$${}_n m_x^i = {}_n m_x^i$$

したがって Wiesler の式を展開しても ${}_n m_x^i = {}_n m_x^i$ を証明し得る。

3) Jordan または Greville の公式

Jordan の式は

$$\text{colog } {}_n P_x^{-i} = {}_n r_x^{-i} \text{colog } {}_n P_x \dots\dots\dots(1)$$

であるから, まず ${}_n P_x$ の値が必要である。

${}_n P_x$ は

$${}_n P_x = 1 - {}_n q_x \dots\dots\dots(2)$$

として ${}_n q_x$ から求められるが Reed-Merrel は ${}_n q_x$ を ${}_n m_x$ から求める公式を

$${}_n q_x = 1 - e^{-{}_n m_x - 0.008 {}_n^2 m_x^2} \dots\dots\dots(3)$$

とした²³⁾

Jordan によれば

$${}_n r_x^i = \frac{{}_n D_x^i}{{}_n D_x}, \quad {}_n r_x^{-i} = 1 - {}_n r_x^i$$

であるが,

$$\frac{{}_n D_x^i}{{}_n D_x} = \frac{{}_n m_x^i}{{}_n m_x}$$

であるから

$${}_n r_x^i = \frac{{}_n m_x^i}{{}_n m_x}$$

$$\therefore {}_n r_x^{-i} = 1 - \frac{{}_n m_x^i}{{}_n m_x} = \frac{{}_n m_x - {}_n m_x^i}{{}_n m_x} \dots\dots\dots(4)$$

(2), (3), (4)を(1)に代入すれば

$$\text{colog } {}_n P_x^{-i} = \text{colog } e^{-{}_n m_x^{-i} - 0.008 {}_n^2 m_x^{-i} m_x}$$

$$\therefore {}_n P_x^{-i} = e^{-{}_n m_x^{-i} - 0.008 {}_n^2 m_x^{-i} m_x} \dots\dots\dots(5)$$

${}_n P_x^i$ も(5)に準じて

$${}_n P_x^i = e^{-{}_n m_x^i - 0.008 {}_n^2 m_x^i m_x} \dots\dots\dots(6)$$

一方 ${}_n m_x^i = {}_n m_x^i$ とすると, (3)の式に適用すれば,

$${}_n q_x^{-i} = 1 - e^{-{}_n m_x^{-i} - 0.008 {}_n^2 ({}_n m_x^i)^2}$$

$${}_n q_x^i = 1 - e^{-{}_n m_x^i - 0.008 {}_n^2 ({}_n m_x^i)^2}$$

となる。これから求められる ${}_n P_x^{-i}, {}_n P_x^i$ を(5), (6)の ${}_n P_x^{-i}, {}_n P_x^i$ と識別するために, ${}_n P_x^{-i}, {}_n P_x^i$ とすれば,

$${}_n P_x^{-1'} = e^{-n \cdot m_x^{-1} - 0.008 n^2 (m_x^{-1})^2} \dots\dots\dots(5)'$$

$${}_n P_x^1 = e^{-n \cdot m_x^1 - 0.008 n^2 (m_x^1)^2} \dots\dots\dots(6)'$$

${}_n P_x^{-1'}$, ${}_n P_x^1$ と ${}_n P_x^{-1}$, ${}_n P_x^1$ とを比較するためそれぞれの比をみると(5), (6), (5)', (6)' から

$$\frac{{}_n P_x^{-1'}}{{}_n P_x^{-1}} = \frac{{}_n P_x^1}{{}_n P_x^1} = e^{0.008 n^2 m_x^1 m_x^{-1}} \dots\dots\dots(7)$$

一般に $e^{0.008 n^2 m_x^1 m_x^{-1}}$ の値は小さいので、両者の差は小さいといえる。

ただしこれは ${}_n P_x$ を Reed-Merrel の式から求めた上での検討である。たとえば完全生命表のように別の方式によって求められた ${}_n P_x$ から(5), (6)が計算された場合は(7)のような関係式は求められない。

${}_n m_x^1 = {}_n m_x^2$ とすると ${}_n P_x$ は用いないので、資料として ${}_n m_x^2$ のみが得られている場合も ${}_n q_x^1$ を算出できる。

VI. ${}_n m_x^1 = {}_n m_x^2$ を用いての計算例

${}_n m_x^1 = {}_n m_x^2$ とすれば生命表の算出は非常に容易であり、各種 ${}_n m_x^2$ の資料から、中央死亡率を用いて ${}_n q_x^2$ を計算し、特定死因のみによる生命表を作製し、各種疾患の死亡強度²⁴⁾について年次の推移と国際間の比較を試みた。

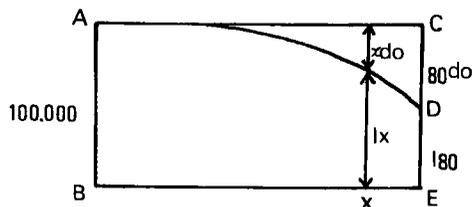
1. 一定年齢までに特定死因のみにより死亡する数

特定死因のみにより死亡するとした生命表から、0才人口10万が一定年齢までに何人死亡するかを検討してみよう。この一定年齢を何才とするか議論の余地もあろうが、本編では一応80才とした。厚生省人口動態統計においても80才または85才以上の死亡率は一括されており、また少数統計のための誤差も考慮すると、最高年齢を加えることが全体としてかえって不正確となることをおそれたからである。80才までの計算結果が、その集団全体の死亡強度を完全に代表し得るとはいえないとしても、少なくとも0才から80才までの人口集団についての死亡強度の比較ということでも価値があるものとする。図3で曲線ADをこうして得られた生命表の生存曲線とすれば、CDの値が80才までの死亡数にあたる。以下これをD値と略記する。

2. 特定死因による1人当たりの生命損失量

D値が同じであっても $\triangle ACD$ の面積が異なれば、死亡量についての評価も異なる。すなわち、その

図3 特定死因による生存曲線



大小は若年層の死亡の大小を意味する。0才人口10万が80才まで全員寿命を全うすれば、全寿命は $\square ABEC$ の面積に相当し、これを延年年で表わせば $100,000 \times 80 = 8,000,000$ となり、1人当たりでは80年である。

$\triangle ACD$ は $\square ABEC$ の寿命が特定死因により失われた部分、すなわち生命損失量である。

$${}_x d_0 = 100,000 - l_x$$

とすれば、 ${}_x d_0$ は0才人口10万がx才までに死亡する数である。

$\triangle ACD$ の面積を延年年で表わすと、5才間隔で生命表を作った場合、概算として

$$5({}_5 d_0 + {}_{10} d_0 + \dots + {}_{75} d_0 + \frac{1}{2} {}_{80} d_0)$$

となり、これを100,000 で除すると1人当たりの生命損失量が得られる。これをLとすると

$$L = 5({}_5 d_0 + {}_{10} d_0 + \dots + {}_{75} d_0 + \frac{1}{2} {}_{80} d_0) / 100,000$$

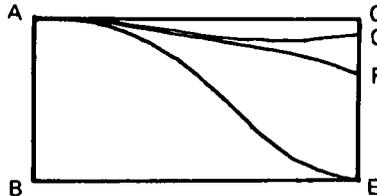
この値は死亡量について、若年層の死亡の比重を重くみたものであり、life-lost^{25)~27)} の考え方と共通するものである。life-lostは年齢別の死亡量を基礎として計算されるので、年齢別人口構成のいかんによって左右されるという欠点があるが、L値は年齢別死亡率によってのみ規制されるので、年齢別人口構成に無関係なものである。

L値と同様な考え方からLotkaまたはGrevilleの ${}_n q_x^{-1}$ の公式を用い、「特定死因の影響を除去した生命表」から「特定死因を除去した場合における平均寿命の伸び」を計算し、それが、その死因があるために失った余命年数とみる例も国民衛生の動向その他^{28)~30)}にみられる。図4において曲線AEを全死因による生命表の生存曲線とすると、 $\triangle ACE$ の部分は全死因による生命損失量である。そのうち特定

表2 昭和40年日本主要死因について出生10万がその死因にみにより40, 60, 80才までに死亡する公算概数

	男			女		
	40才	60才	80才	40才	60才	80才
脳血管疾患	200	4,000	35,000	100	2,200	25,000
悪性新生物	500	4,300	21,000	570	3,700	14,000
胃 癌	150	2,100	11,000	170	1,300	6,000
心臓疾患	300	1,800	15,000	270	1,300	11,000
肺炎・気管支炎	600	900	7,000	550	800	4,000
不慮の事故	2,000	3,600	6,000	520	800	2,000

図4 特定死因を除去した場合の平均余命の伸び



死因, その他死因の占める部分をそれぞれ $\triangle ACF$, $\triangle AEF$ とする。特定死因を除去した場合, $\triangle ACF$ にあたる寿命のすべてが伸びるわけではなく, そのうちの一部はその他死因により死亡する。その部分を $\triangle AFG$ とすると, $\triangle ACG$ が平均余命の伸びに当たる。 $\triangle ACF$ はその他死亡と共存したときの特定死因の死亡量であるから, 特定死因本来の死亡強度を表わすものではなく, より小さい値を示すものである。 $\triangle ACG$ は $\triangle ACF$ から $\triangle AFG$ を除いた残りであるから $\triangle ACF$ よりもなお小さい。したがって「特定死因を除去した場合における平均余命の伸び」をもって, その死因本来の死亡量を表わす指標とすることはできない。

たとえば有害な因子によってある死亡量があったとしても, そのうちの一部は, その有害因子がなければ, その他死因で死亡するものとして, それだけ差し引いたものであるから, 有害因子の影響を過小評価するおそれがある。これに反してL値は, その他死亡に潜在する特定死因を付加して算出されるもので, その他死因の大小にかかわらず, 特定死因本来の死亡量を表わすものである。

D, L 値の実際計算例を次に示す。

1) 昭和40年, 日本における若干の主要死因につ

いて, 特定死因のみによる死亡累積曲線
これを半対数グラフに画くと図5のとおり。

図5 昭和40年, 日本における若干の主要死因について 特定死因のみによる死亡累積曲線
— 男 女

図5-1 中枢神経系の血管損傷

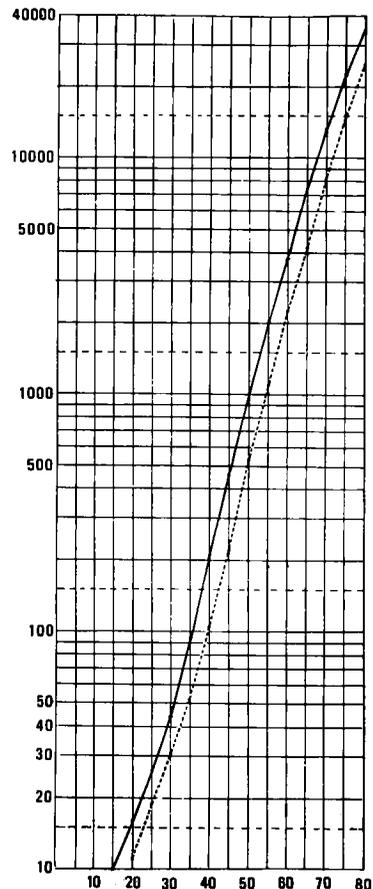


図 5-2 心臓疾患

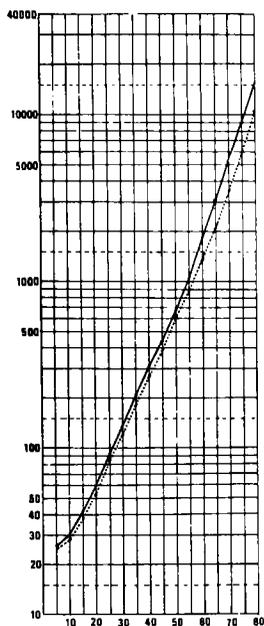


図 5-3 肺炎および気管支炎

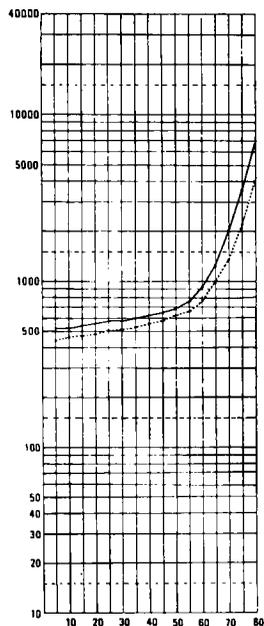


図 5-4 不慮の事故

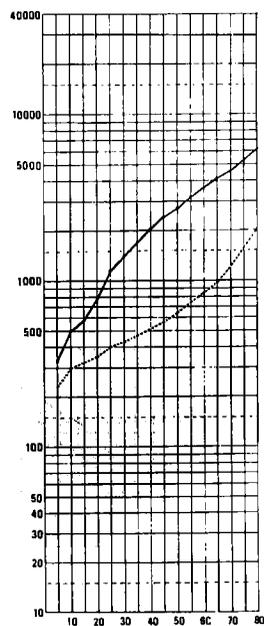


図 5-5 悪性新生物

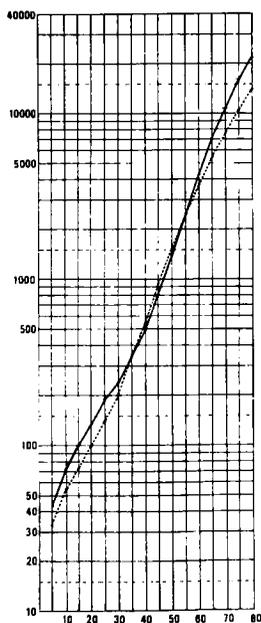


図 5-6 胃・食道・胆路および肝臓癌

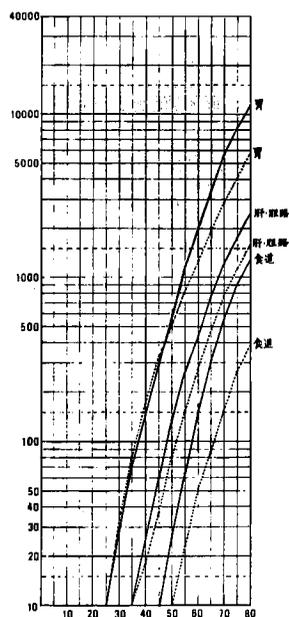


図 5-7 子宮・乳・性器癌

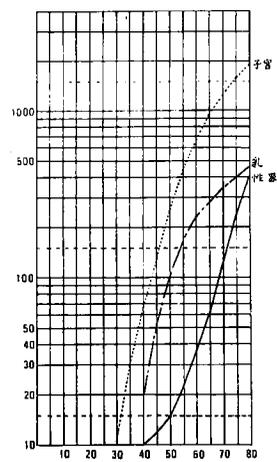
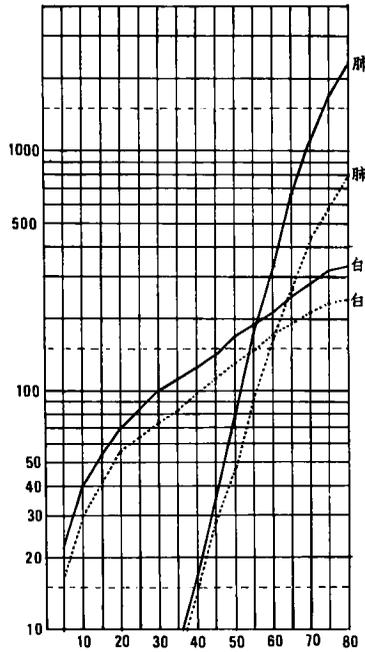


図 5 - 8 肺：気管・気管支および肺癌
白：白血病および無白血病



一般に男性上位で、男女ほぼ併行線を辿るが、全癌はおおむね35才から55才の間、胃癌は30才から45才の間女性上位を示す。とくに6種の死因について、40、60、80才までの死亡概数を参考すると表2のとおりである。

2) 日本における若干の主要死因について、性別、年次別、D、L値を示すと表3および図6のとおりである。

図 6 日本 主要死因別・性別・年次別・D.L 値

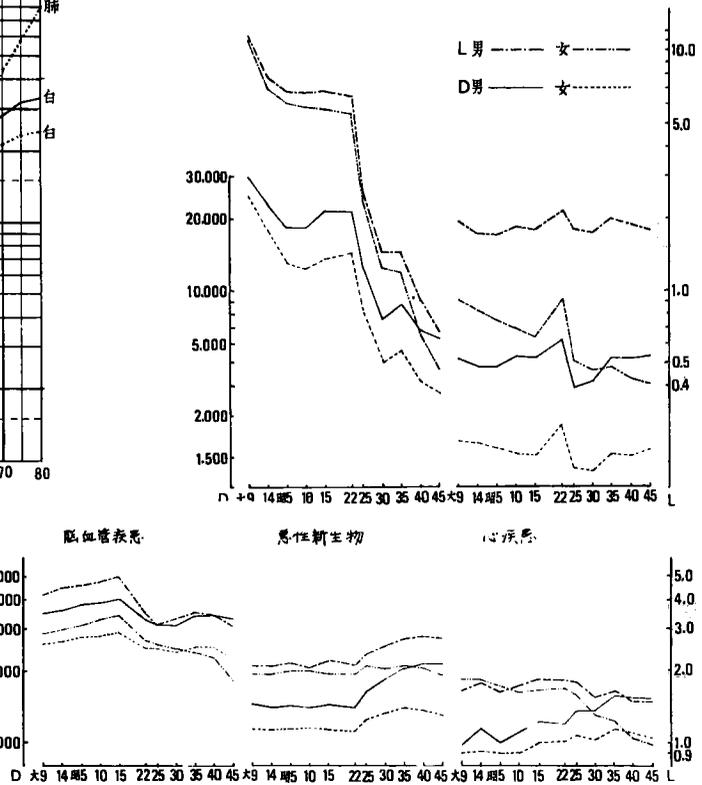


表 3 - 1 日本. 主要死因別. 性別. 年次別. D 値 (上段男, 下段女)

	大正 9	14	昭和 5	10	15	22	25	30	35	40	45
脳血管疾患	35,512	37,681	38,218	39,006	40,489	32,938	30,714	31,138	34,228	35,250	32,535
	25,680	25,941	27,250	28,162	29,393	24,985	24,934	24,060	25,619	25,045	22,360
悪性新生物	14,258	14,072	14,426	13,966	14,744	14,002	16,245	18,519	20,669	21,394	21,754
	11,290	11,163	11,473	11,717	11,236	11,181	12,461	13,252	13,994	13,958	13,708
心 臓 疾 患	9,686	11,608	10,203	11,145	12,528	12,033	13,522	13,675	15,697	15,315	15,336
	8,929	9,353	8,911	8,978	10,098	10,074	10,896	10,317	11,417	10,754	10,561
肺・気管支炎	29,892	23,777	18,659	18,403	21,318	21,735	12,381	7,678	8,609	6,839	6,299
	25,325	18,118	13,289	12,403	13,558	14,400	8,474	5,060	5,614	4,187	3,723
不慮の事故	5,285	4,860	4,865	5,384	5,318	6,224	4,996	5,209	6,192	6,200	6,283
	2,363	2,307	2,180	2,120	2,080	2,736	1,780	1,748	2,087	2,061	2,137

表3-2 日本. 主要死因別. 性別. 年次別. L値 (上段男, 下段女)

	大正 9	14	昭和 5	10	15	22	25	30	35	40	45
脳血管疾患	4.20	4.57	4.62	4.71	4.95	3.48	3.16	3.31	3.51	3.47	3.04
	2.90	3.02	3.18	3.30	3.46	2.72	2.63	2.48	2.44	2.20	1.85
悪性新生物	2.10	2.12	2.12	2.05	2.21	2.09	2.34	2.56	2.75	2.78	2.75
	1.97	1.98	2.00	2.02	1.96	1.97	2.10	2.07	2.11	2.05	1.94
心臓疾患	1.67	1.81	1.66	1.74	1.84	1.83	1.81	1.57	1.61	1.50	1.51
	1.85	1.87	1.72	1.62	1.69	1.70	1.60	1.30	1.23	1.06	0.99
肺・気管支炎	11.30	7.73	5.81	5.62	5.89	5.56	2.60	1.47	1.48	0.89	0.68
	11.16	7.04	5.08	4.80	4.70	4.49	2.30	1.26	1.18	0.66	0.47
不慮の事故	1.96	1.73	1.72	1.85	1.82	2.16	1.80	1.78	2.01	1.88	1.82
	0.92	0.83	0.76	0.70	0.64	0.91	0.62	0.57	0.59	0.53	0.51

表4 日本. 悪性新生物. 部位別. 性別. 年次別. D, L値 (上段男, 下段女)

	D 値					L 値				
	昭和25	30	35	40	45	昭和25	30	35	40	45
胃 癌	9,967	10,982	11,436	11,357	10,570	1.39	1.46	1.45	1.38	1.24
	5,385	5,839	5,927	5,675	5,362	0.78	0.80	0.79	0.75	0.69
食 道 癌	1,218	1,186	1,225	1,271	1,421	0.14	0.13	0.13	0.13	0.15
	391	401	398	405	365	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04
胆 道・肝 癌	1,962	2,424	2,629	2,432		0.27	0.32	0.32	0.29	
	1,234	1,605	1,639	1,606		0.16	0.20	0.20	0.19	
肺・気管支癌	464	967	1,695	2,322	2,913	0.06	0.12	0.20	0.26	0.32
	139	318	562	789	881	0.02	0.05	0.08	0.10	0.11
白 血 病	135	218	283	334	369	0.05	0.09	0.10	0.12	0.10
	86	135	196	239	264	0.04	0.06	0.08	0.09	0.09
男性性器癌	124	241	348	413		0.01	0.03	0.03	0.04	
子 宮 癌	2,929	2,482	2,217	1,927	1,638	0.61	0.46	0.39	0.32	0.26
女性乳癌	540	531	488	476	537	0.10	0.10	0.09	0.09	0.11

表5-1 日本. 胃癌. 性別. 年次別. D値 (上段男, 下段女)

昭和25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
9,967	10,264	10,597	10,757	10,900	10,982	11,222	11,376	11,487	11,522	11,436
5,385	5,590	5,773	5,754	5,753	5,839	6,002	5,878	5,976	5,971	5,927
昭和36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	
11,301	11,121	11,201	11,335	11,357	11,191		11,133		10,570	
5,858	5,850	5,786	5,767	5,675	5,566		5,702		5,362	

表5-2 日本. 胃癌. 性別. 年次別. L値 (上段男, 下段女)

昭和25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
1.39	1.43	1.44	1.44	1.45	1.46	1.46	1.47	1.47	1.47	1.45
0.78	0.79	0.80	0.80	0.80	0.80	0.82	0.80	0.80	0.80	0.79
昭和36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	
1.41	1.39	1.39	1.41	1.38	1.36		1.33		1.24	
0.79	0.77	0.77	0.76	0.75	0.73		0.74		0.69	

脳血管疾患は昭和15年までは次第に上昇していたが、終戦直後は急減の値を示した。男性ではやがて再び上昇の傾向がみられるが、L値でみると戦前の状態で逆戻りするようには思われない。女性ではさらに減少の傾向がみられる。

3) 日本における悪性新生物の部位別死因について、性別、年次別のD, L値は表4, 図7のとおりである。

4) 日本における胃癌死亡について、性別、年次別、D, L値は表5, 図8のとおりである。

5) 昭和40年, 日本における若干の主要死因のD, L値は図9のとおりであり、当然のことであるが、年令とともに死亡率が急上昇する脳血管疾患のごときは、相対的にL値が低く、逆に低年令で比較的高い死亡率を示す事故では、相対的にL値が高い。

6) 1962~1963年, 世界各国における悪性新生物の主要部位別、性別のD, L値を表6に示す。参考のためD, L値を訂正死亡率、粗死亡率の4者を比較してみると図10のとおりである。相関をにそれぞれに適切な目盛りを用いた。

図7 日本 悪性新生物・主要部位別・性別・年次別・D.L値

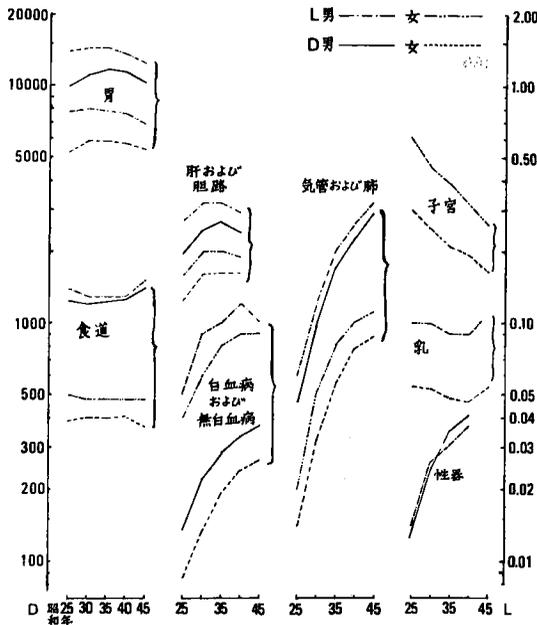


図8 日本 胃癌・性別・年次別・D.L値

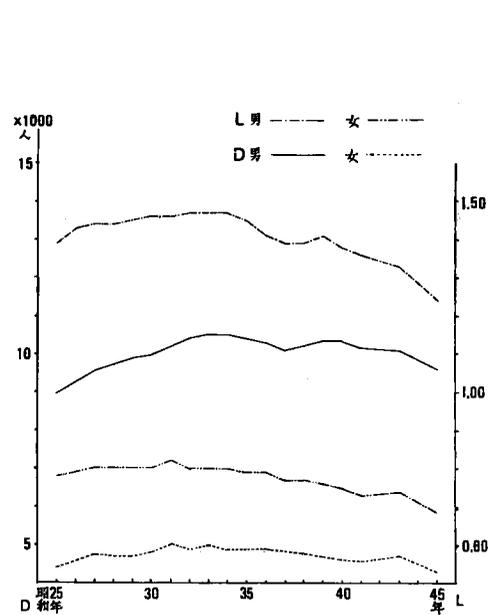


図9 昭和40年 日本 死因別・性別・DおよびL

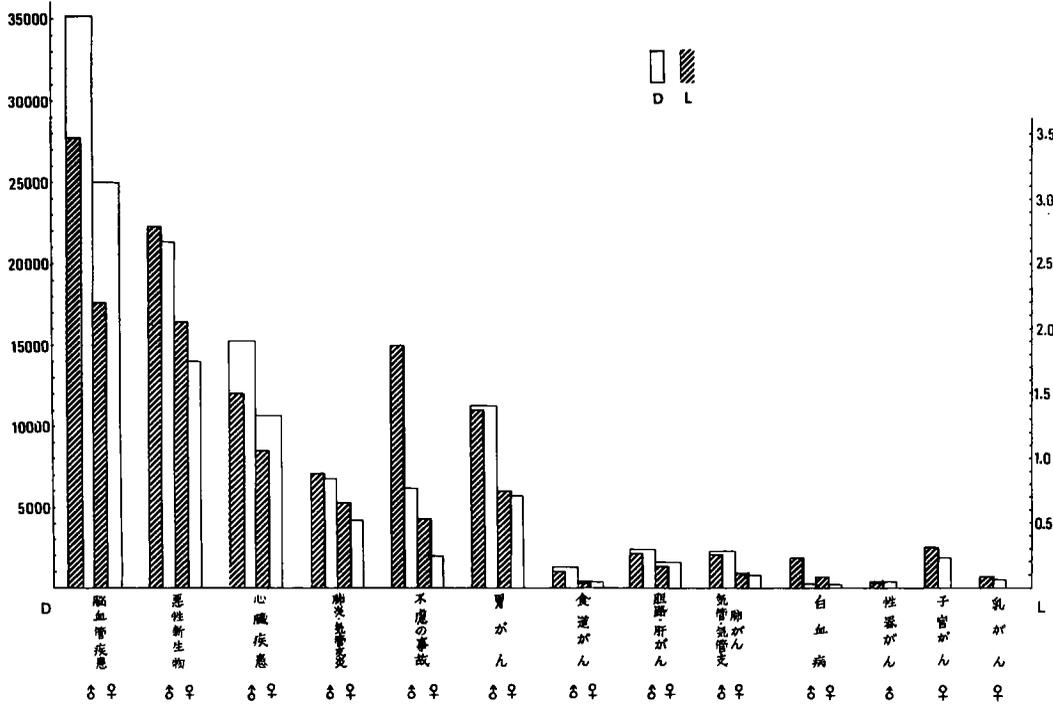


図10 1962~63年, 世界各国における悪性新生物の
主要部位別, 性別のD, L値, 訂正死亡率, 粗死亡率

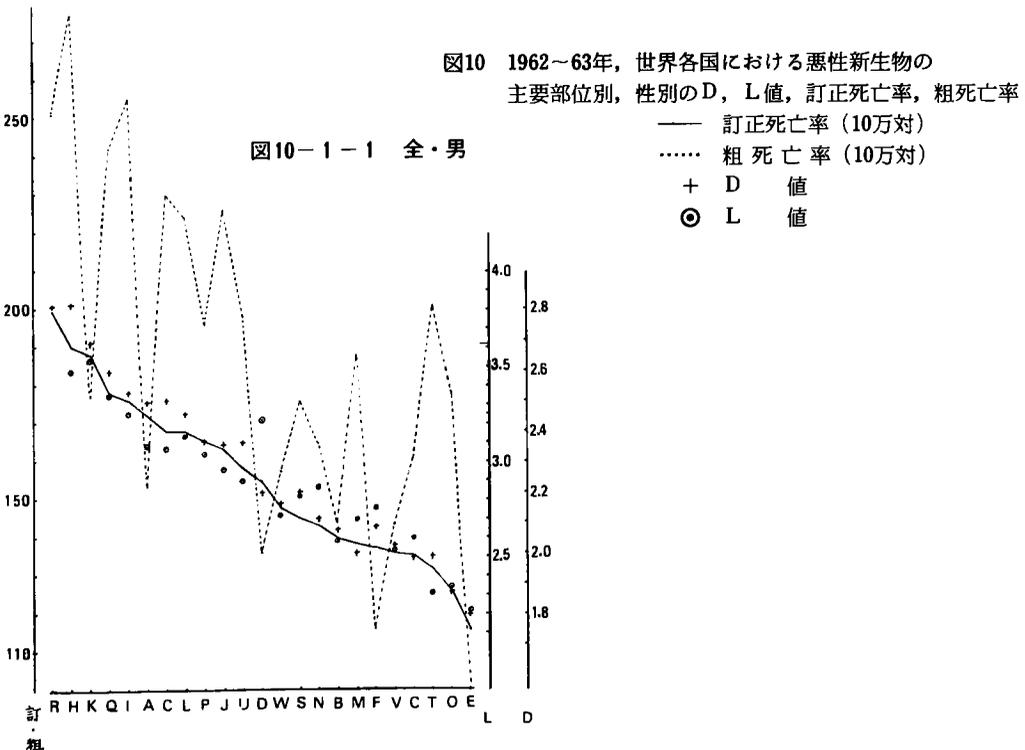


図10-1-2 全・女

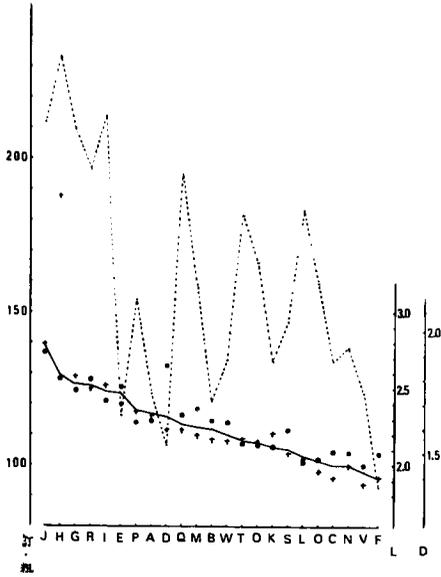


図10-2-1 胃・男

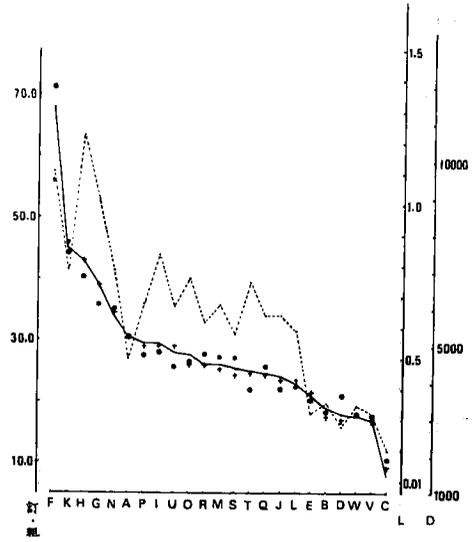


図10-2-2 胃・女

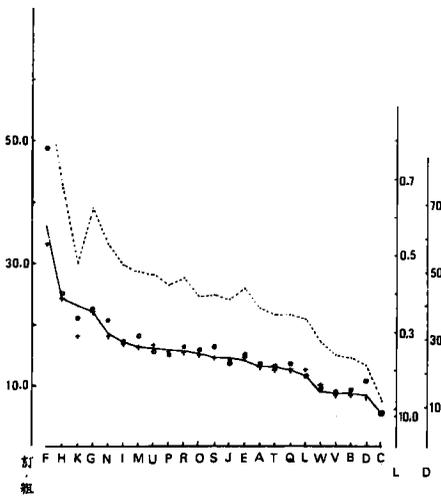


図10-3-1 食道・男

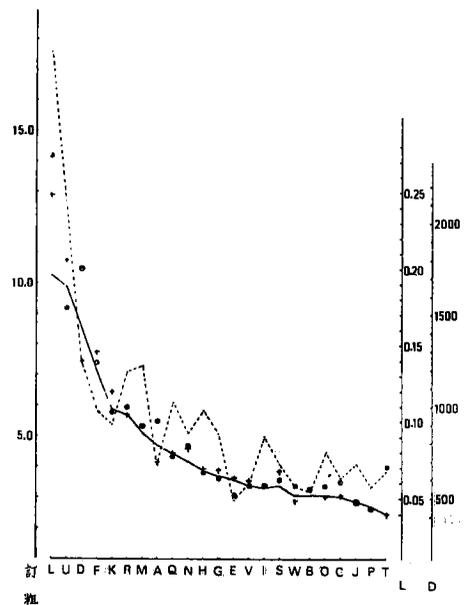


図10-3-2 食道・女

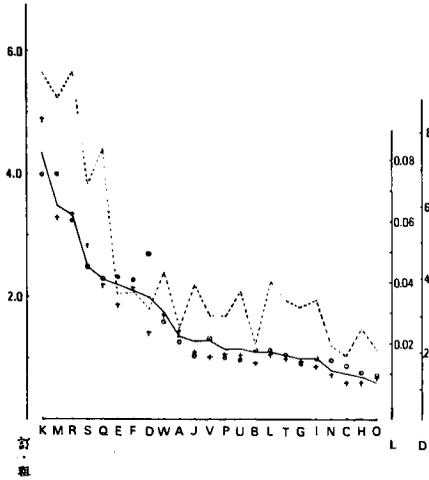


図10-4-1 腸・男

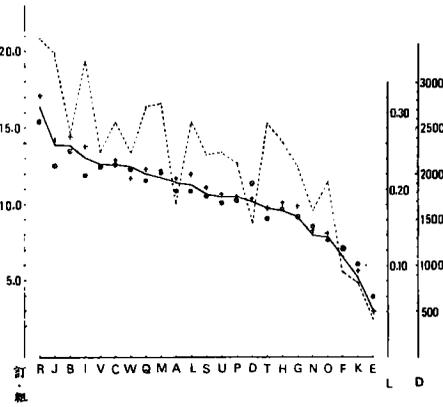


図10-4-2 腸・女

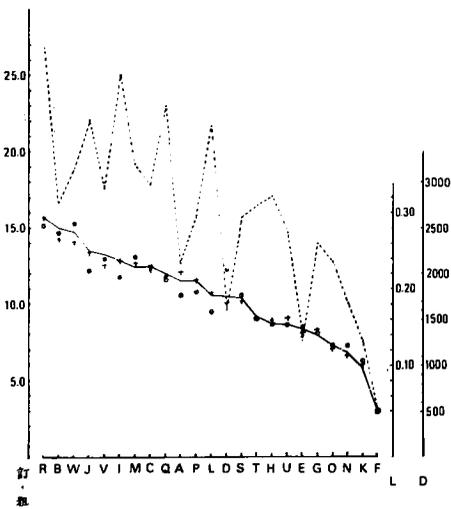


図10-5-1 直腸・男

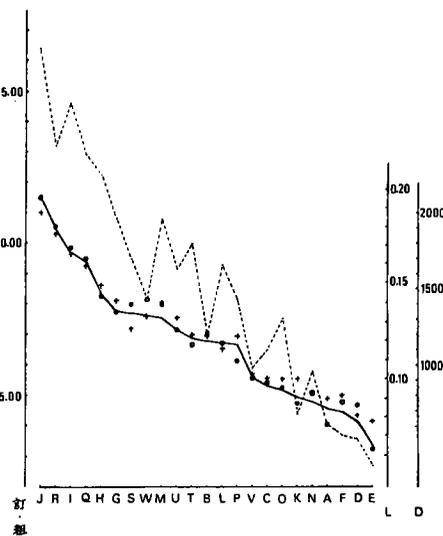


図10-5-2 直腸・女

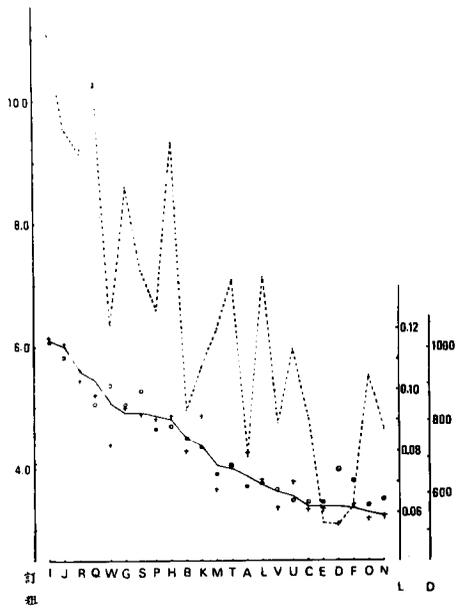


図10-6-1 肝および胆路・男

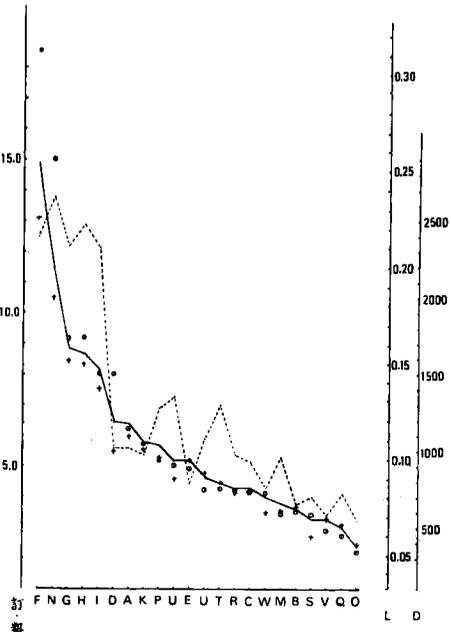


図10-6-2 肝および胆路・女

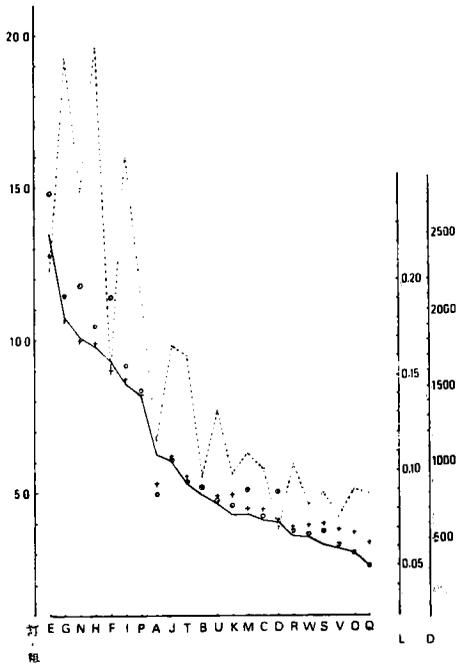


図10-7-1 肺および気管・男

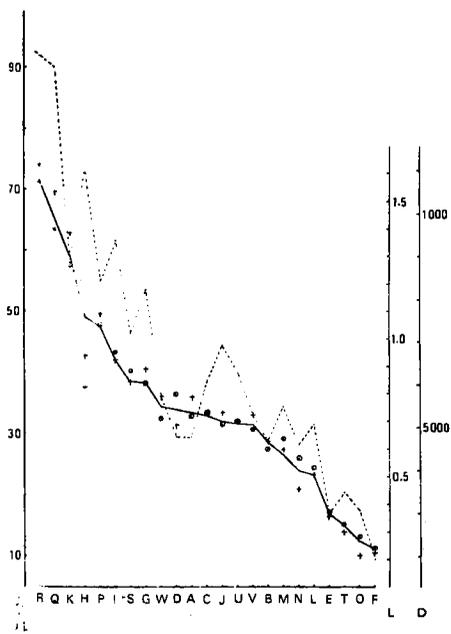


図10-7-2 肺および気管・女

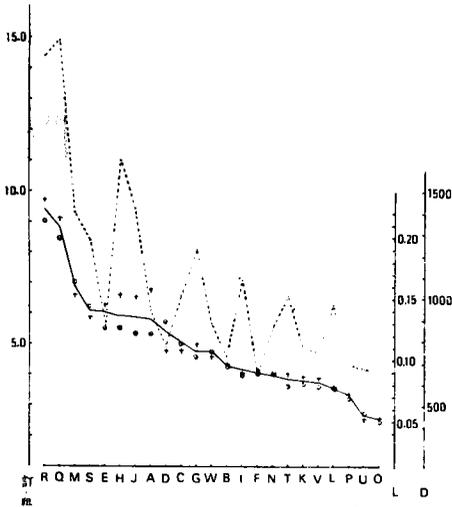


図10-8-1 白血病および無白血病・男

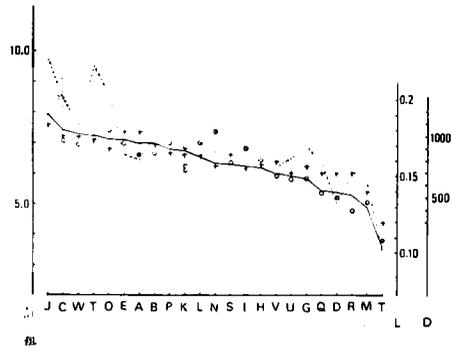


図10-8-2 白血病および無白血病・女

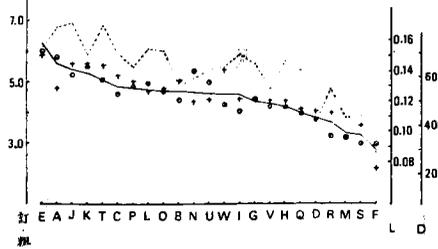


図10-9-1 皮膚・男

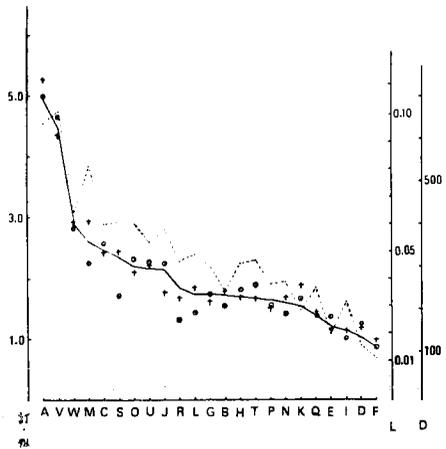


図10-9-2 皮膚・女

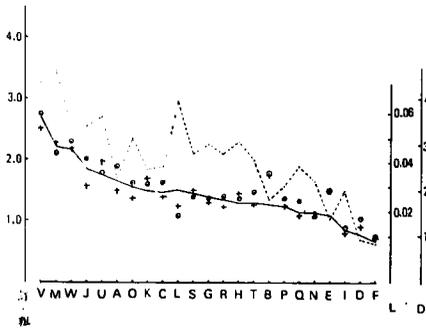


図10-10 前立腺

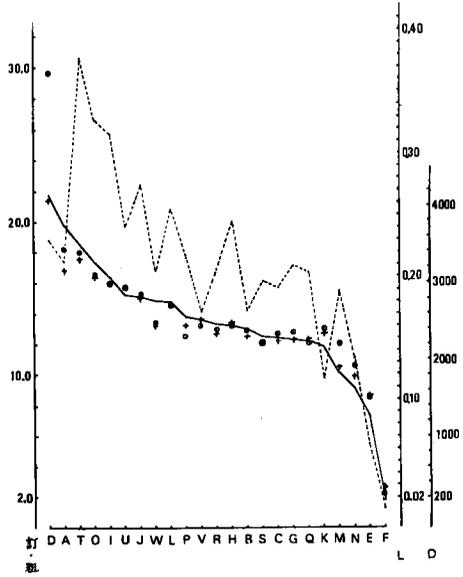


図10-11 子宮

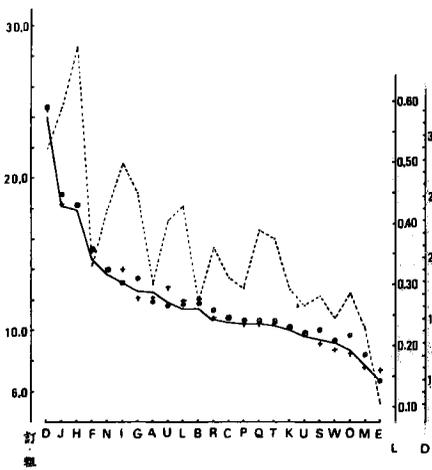


図10-12 乳・女

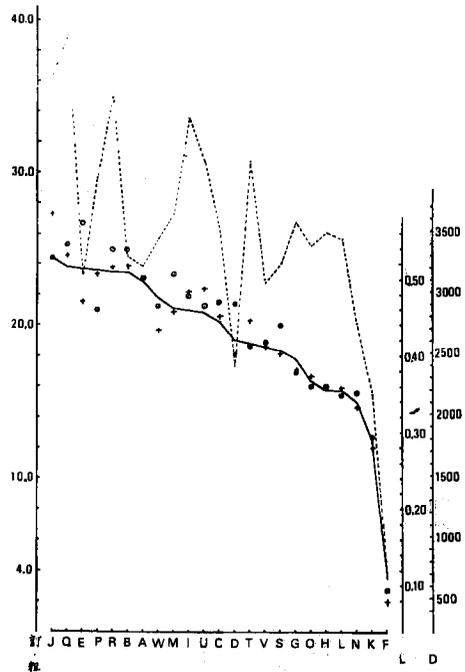


表6-1 世界各国 1962~63 各種癌のD値

	全		胃		食道		腸		直腸		肝		胆		肺		白血		皮膚		前立		子宮		乳			
	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女
A	24,926	16,432	5,251	2,238	698	253	1,966	2,014	779	710	1,091	858	5,653	1,045	1,039	549	740	201	3,198	1,663	3,121							
B	20,760	15,566	3,213	1,456	551	171	2,399	2,384	1,201	716	642	839	4,642	695	945	583	246	233	2,312	1,645	3,211							
C	19,861	14,035	1,702	831	515	116	2,151	2,055	916	554	734	711	5,279	757	1,008	602	337	186	2,235	1,499	2,798							
D	21,986	15,385	3,008	1,317	1,238	261	1,719	1,692	672	516	1,000	620	5,046	761	689	466	161	125	4,082	1,217	2,483							
E	18,117	17,025	3,816	2,576	580	332	1,183	1,362	629	562	936	2,354	2,853	966	1,044	681	164	200	1,520	1,073	2,922							
F	20,818	13,962	11,163	5,816	1,292	377	516	512	807	571	2,513	1,599	2,051	680	303	228	130	96	315	2,062	476							
G	25,145	18,173	6,764	3,893	651	176	1,638	1,395	1,428	836	1,588	1,924	6,325	785	761	511	217	174	2,322	1,677	2,355							
H	28,251	25,434	7,391	4,239	673	120	1,686	1,484	1,527	815	1,571	1,769	6,710	1,012	777	516	229	195	2,476	2,430	2,219							
I	25,269	17,758	5,033	2,970	570	162	2,290	2,152	1,739	1,027	1,410	1,531	6,621	660	732	515	150	111	3,013	1,911	2,997							
J	23,628	19,498	4,126	2,395	484	202	2,364	2,233	2,072	1,004	822	1,041	5,322	1,010	1,108	667	241	209	2,803	2,422	3,637							
K	27,530	15,851	7,797	3,112	1,054	835	951	1,018	921	812	1,010	786	9,566	644	861	667	260	224	2,348	1,434	1,718							
L	24,568	14,837	4,096	2,065	2,149	189	2,001	1,785	1,109	636			3,867	587	846	534	250	168	2,727	1,639	2,209							
M	20,074	15,688	4,353	2,844	896	565	2,038	2,096	1,408	615	610	699	4,055	1,016	562	352	414	304	1,914	1,094	2,843							
N	21,120	14,481	5,936	3,288	786	141	1,374	1,188	824	542	1,993	1,785	3,581	659	755	494	228	153	1,774	1,899	2,073							
O	18,746	14,264	4,678	2,454	513	139	1,365	1,236	917	535	389	546	2,009	443	891	545	286	182	3,114	1,209	2,305							
P	23,703	16,711	4,983	2,633	466	191	1,747	1,897	1,188	803	955	1,442	7,573	555	864	577	203	167	2,429	1,440	3,164							
Q	25,962	15,817	4,293	2,135	763	384	2,057	1,966	1,650	866	522	467	10,524	1,375	702	469	195	147	2,279	1,455	3,296							
R	28,174	17,713	4,500	2,740	968	570	2,849	2,619	1,863	912	728	567	11,143	1,461	700	450	228	168	2,356	1,495	3,191							
S	21,943	14,917	4,211	2,484	658	490	1,862	1,702	1,247	817	441	596	6,054	913	852	408	335	200	2,231	1,286	2,494							
T	19,870	15,584	4,310	2,143	423	188	1,634	1,512	1,202	679	805	913	2,586	654	968	645	220	171	3,329	1,457	2,752							
U	23,714	15,510	5,012	2,819	1,790	189	1,792	1,516	1,316	633	861	776	5,132	436	703	513	305	263	2,940	1,755	3,027							
V	20,353	13,733	3,024	1,493	576	187	2,083	2,092	936	562	67	564	5,285	629	789	513	609	333	2,517	1,370	2,550							
W	21,538	15,455	3,250	1,686	479	302	1,959	2,349	1,318	736	603	589	5,787	732	1,018	633	403	289	2,449	1,358	2,686							

表 6-2 世界各國 1962~63 各種癌のL値

	全		胃		食道		腸		直腸		肝胆		肺		白血		皮膚		前立		子宮		乳	
	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女
A	3.08	2.28	0.56	0.21	0.10	0.02	0.20	0.19	0.08	0.07	0.12	0.09	0.72	0.12	0.16	0.14	0.11	0.04	0.22	0.27	0.50			
B	2.59	2.29	0.33	0.15	0.06	0.02	0.25	0.28	0.12	0.08	0.07	0.09	0.60	0.09	0.17	0.12	0.03	0.04	0.16	0.27	0.54			
C	2.61	2.09	0.17	0.09	0.06	0.01	0.23	0.23	0.10	0.06	0.08	0.08	0.73	0.11	0.17	0.12	0.05	0.03	0.15	0.24	0.47			
D	3.22	2.65	0.38	0.17	0.20	0.05	0.21	0.22	0.09	0.07	0.14	0.09	0.80	0.13	0.14	0.10	0.02	0.02	0.37	0.59	0.47			
E	2.22	2.51	0.37	0.24	0.05	0.04	0.12	0.15	0.06	0.06	0.09	0.24	0.37	0.12	0.17	0.15	0.03	0.03	0.10	0.14	0.58			
F	2.76	2.08	1.39	0.77	0.14	0.04	0.06	0.06	0.04	0.07	0.31	0.19	0.24	0.09	0.11	0.09	0.02	0.01	0.02	0.36	0.09			
G	3.07	2.49	0.68	0.36	0.06	0.01	0.16	0.14	0.14	0.10	0.16	0.19	0.84	0.10	0.15	0.12	0.03	0.03	0.16	0.31	0.38			
H	3.47	2.56	0.77	0.40	0.07	0.01	0.17	0.16	0.14	0.09	0.16	0.18	0.83	0.13	0.16	0.11	0.04	0.03	0.16	0.43	0.36			
I	3.25	2.42	0.52	0.27	0.06	0.01	0.22	0.22	0.17	0.12	0.15	0.15	0.91	0.09	0.17	0.11	0.02	0.01	0.20	0.30	0.48			
J	2.96	2.74	0.40	0.57	0.05	0.02	0.23	0.22	0.20	0.11	0.10	0.11	0.69	0.12	0.19	0.13	0.05	0.04	0.18	0.45	0.53			
K	3.53	2.12	0.84	0.34	0.11	0.07	0.10	0.11	0.09	0.08	0.11	0.08	1.26	0.08	0.17	0.14	0.03	0.03	0.16	0.23	0.29			
L	3.13	2.02	0.41	0.19	0.28	0.02	0.20	0.17	0.12	0.07			0.53	0.08	0.17	0.13	0.03	0.02	0.18	0.27	0.35			
M	2.70	2.37	0.50	0.29	0.10	0.07	0.22	0.24	0.14	0.07	0.07	0.09	0.64	0.16	0.13	0.09	0.05	0.04	0.14	0.19	0.51			
N	2.87	2.09	0.66	0.73	0.08	0.01	0.15	0.13	0.09	0.06	0.23	0.20	0.57	0.09	0.18	0.13	0.03	0.02	0.13	0.32	0.35			
O	2.34	2.03	0.49	0.25	0.06	0.01	0.13	0.13	0.10	0.06	0.05	0.06	0.28	0.05	0.18	0.12	0.05	0.03	0.21	0.22	0.36			
P	3.04	2.28	0.50	0.24	0.04	0.02	0.19	0.20	0.11	0.09	0.10	0.14	1.05	0.07	0.17	0.13	0.03	0.03	0.15	0.24	0.46			
Q	3.35	2.83	0.48	0.22	0.08	0.04	0.21	0.21	0.16	0.10	0.06	0.05	1.40	0.20	0.14	0.11	0.03	0.02	0.15	0.24	0.55			
R	3.76	2.56	0.51	0.26	0.11	0.06	0.29	0.28	0.18	0.11	0.08	0.07	1.58	0.21	0.13	0.09	0.02	0.03	0.16	0.26	0.54			
S	2.83	2.23	0.50	0.26	0.06	0.04	0.19	0.19	0.14	0.10	0.07	0.07	0.88	0.14	0.16	0.09	0.03	0.03	0.15	0.22	0.44			
T	2.31	2.14	0.41	0.21	0.07	0.02	0.16	0.16	0.12	0.08	0.08	0.09	0.33	0.08	0.18	0.13	0.04	0.03	0.22	0.24	0.41			
U	2.90	2.13	0.48	0.25	0.17	0.01	0.18	0.15	0.13	0.06	0.08	0.08	0.70	0.06	0.15	0.13	0.05	0.04	0.19	0.26	0.47			
V	2.54	2.00	0.31	0.15	0.06	0.02	0.23	0.24	0.10	0.07	0.06	0.06	0.67	0.08	0.15	0.11	0.10	0.06	0.16	0.22	0.42			
W	2.72	2.28	0.31	0.15	0.06	0.03	0.23	0.29	0.14	0.10	0.08	0.07	0.71	0.11	0.17	0.11	0.06	0.05	0.16	0.21	0.47			

7) 1962~1963年, 世界各国における悪性新生物のみによる死亡累積曲線について, 男性, 女性, および女性特有の癌を除く女性について図示すると図11のとおりとなる。

以上若干の例について, 実際に ${}_n m_x^f = {}_n m_x^f$ の方式を適用してみたが, 年齢階級別特定死因死亡率のみを資料として計算は容易にできる。

資料としては, 厚生省—人口動態統計, 厚生省の指標

—国民衛生の動向, 瀬木三雄: Cancer Mortality for selected Sites in 24 Countries No.4 (1962—1963), Department of Public Health, Tohoku University School of Medicine, Japan, 1966を用いた。

D値が最も簡明で直観的に死亡強度を示す指標となると考えるが, 若年層の死亡の大小を加味した点でL値も有用であろう。

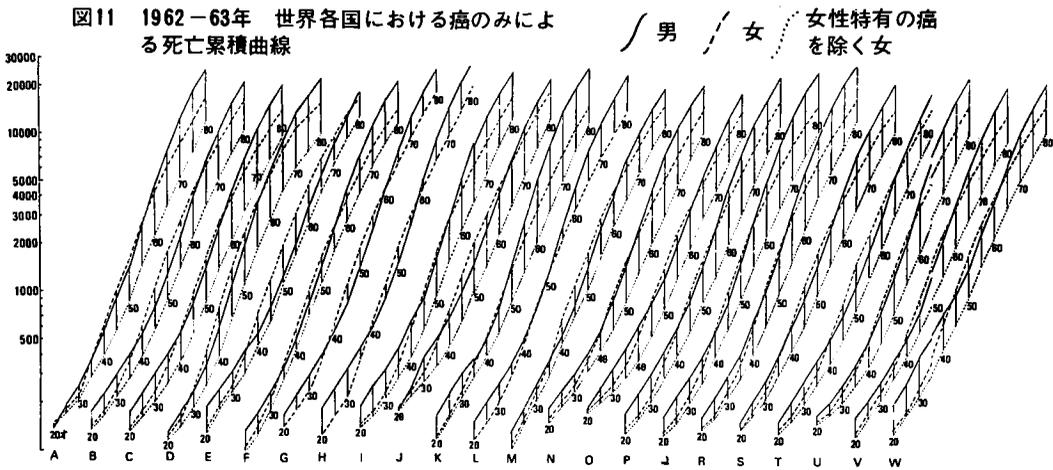


表7 悪性新生物のみが死因となった場合の死亡秩序計算例 (1955) 男

表7-1 Dublin-Lotka 法

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(7)	(8)	(9)
年齢階級	全死亡	ガン死亡	(3)/(2)	${}_s q_x$	${}_s q_x^f$	l_x	${}_s d_x$
0—4 歳	53,699	325	0.00605	0.05715	0.00037	100,000	37
5—9	8,172	247	0.03023	0.00735	0.00022	99,963	22
10—14	3,610	190	0.05263	0.00379	0.00020	99,941	20
15—19	6,399	231	0.03610	0.00740	0.00027	99,921	27
20—24	11,335	241	0.02126	0.01357	0.00029	99,894	29
25—29	10,740	341	0.03175	0.01442	0.00047	99,865	47
30—34	8,202	485	0.05913	0.01486	0.00089	99,818	89
35—39	8,017	778	0.09704	0.01732	0.00171	99,729	171
40—44	10,847	1,515	0.13967	0.02339	0.00334	99,558	333
45—49	15,238	2,701	0.17725	0.03553	0.00649	99,225	644
50—54	21,269	4,220	0.19841	0.05448	0.01130	98,581	1,114
55—59	27,138	5,655	0.20838	0.08236	0.01836	97,467	1,789
60—64	33,421	6,995	0.20930	0.12922	0.03013	95,678	2,883
65—69	39,908	7,240	0.18142	0.19862	0.04303	92,795	3,993
70—74	41,481	5,784	0.13944	0.30012	0.05642	88,802	5,010
75—79	35,900	3,115	0.08677	0.41922	0.38284	83,792	4,940
80—						78,852	

(注) (5)の q_x は厚生省統計調査部第10回生命表より

表7-2 Jordan, Greville 法

(1)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
年齢階級	$1.0 - (5)$ ${}_s P_x$	$\text{colog}_s P_x$	$(4) \times (11)$ ${}_s r_x \text{colog}_s P_x = \text{colog}_s P'_x$	${}_s p'_x$	$1.0 - (13)$ ${}_s q'_x$	l_x	${}_s d_x$
0-4 歳	0.94285	0.025557	0.0001546	0.999644	0.00036	100,000	36
5-9	0.99265	0.003204	0.0000969	0.999777	0.00022	99,964	22
10-14	0.99621	0.001649	0.0000868	0.999800	0.00020	99,941	20
15-19	0.99260	0.003226	0.0001164	0.999732	0.00027	99,922	27
20-24	0.98643	0.005934	0.0001262	0.999710	0.00029	99,895	29
25-29	0.98558	0.006308	0.0002003	0.999539	0.00046	99,866	46
30-34	0.98514	0.006502	0.0003845	0.999115	0.00089	99,820	89
35-39	0.98268	0.007588	0.0007363	0.998306	0.00169	99,731	169
40-44	0.97661	0.010279	0.0014356	0.996700	0.00330	99,562	329
45-49	0.96447	0.015711	0.0027848	0.993608	0.00639	99,233	634
50-54	0.94552	0.024329	0.0048272	0.988947	0.01105	98,599	1,090
55-59	0.91764	0.037328	0.0077783	0.982249	0.01775	97,509	1,731
60-64	0.87078	0.060092	0.0125772	0.971455	0.02855	95,778	2,734
65-69	0.80138	0.096162	0.0174456	0.960626	0.03937	93,044	3,663
70-74	0.69988	0.154976	0.0216099	0.951459	0.04854	89,381	4,339
75-79	0.58078	0.235988	0.0204767	0.953945	0.04606	85,042	3,916
80-						81,126	

表7-3 本 法

(1)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
年齢階級	人口	$(3) \div (17)$ ${}_s m'_x$	${}_s q'_x$	l_x	${}_s d_x$
0-4 歳	4,726,330	0.000069	0.00034	100,000	34
5-9	5,636,491	0.000044	0.00022	99,966	22
10-14	4,815,800	0.000039	0.00019	99,944	19
15-19	4,341,369	0.000053	0.00026	99,925	26
20-24	4,196,415	0.000057	0.00028	99,899	28
25-29	3,775,382	0.000090	0.00045	99,871	45
30-34	2,797,239	0.000173	0.00086	99,826	86
35-39	2,319,498	0.000335	0.00167	99,740	167
40-44	2,324,750	0.000652	0.00325	99,573	324
45-49	2,135,515	0.001265	0.00631	99,249	626
50-54	1,929,249	0.002187	0.01088	98,623	1,073
55-59	1,607,703	0.003517	0.01744	97,550	1,701
60-64	1,226,793	0.005702	0.02814	95,849	2,697
65-69	919,056	0.007878	0.03868	93,152	3,603
70-74	593,776	0.009741	0.04763	89,549	4,265
75-79	342,059	0.009107	0.04459	85,284	3,803
80				81,481	

(注) (17)の人口は国民衛生の動向より

表7-4 各法による、 ${}_s q'_x$ 、D、L値の対比

年齢階級	${}_s q'_x$		
	Dublin-Lofka 法	Jordan, Greville 法	本 法
0-4 歳	0.00037	0.00036	0.00034
5-9	0.00022	0.00022	0.00022
10-14	0.00020	0.00020	0.00019
15-19	0.00027	0.00027	0.00026
20-24	0.00029	0.00029	0.00028
25-29	0.00047	0.00046	0.00045
30-34	0.00089	0.00089	0.00086
35-39	0.00171	0.00169	0.00167
40-44	0.00334	0.00330	0.00325
45-49	0.00649	0.00639	0.00631
50-54	0.01130	0.01105	0.01088
55-59	0.01836	0.01775	0.01744
60-64	0.03013	0.02855	0.02814
65-69	0.04303	0.03937	0.03868
70-74	0.05642	0.04854	0.04763
75-79	0.05895	0.04606	0.04459
D	21,148	18,874	18,519
L	2.78	2.61	2.56

なお一例として、1955年日本男子について悪性新生物のみが死因となった場合の死亡秩序計算を各方式により比較すると表7のとおりである。表7-1は水島の生命表の研究¹⁴⁾より抜粋したものである。表7-4に、対比のため各方式による $5q_x$ を再掲し、又夫々のD, L値を計算した。本法とJordan, Greville法とに比して、Dublin-Lotka法が高年層において比較的差が大きく、したがって又D, L値も差が大きくなっている。高年層では、その他死亡も高率なので、Dublin-Lotka法では計算上その影響を受けることが大きいと考えられる。

V. まとめ

ある年次、ある集団における、ある死因の死亡強度を示す指標を探究した。

1. 特定死因のみにより死亡すると仮定した生命表は、年令別人口構成比のいかんにかかわらず、年令別死亡率のみによって規定されるものである。
2. 特定死因のみによる生命表死亡率は、中央死亡率から簡単に求められることを解明した。
3. 特定死因のみによる生命表によって、0才人口10万が80才までに特定死因のみにより死亡する公

算を求め、これをその死因の強度を示す指標とすることができると考えた。

4. 上記生命表から80才までの特定死因による1人当たりの生命損失量を求め、もう一つの指標とした。
5. 種々の人口集団の種々の死因について、前記方法により、前記の指標を算出し、その結果について若干の考察を加えた。
6. この指標は、年令階級別特定死因死亡率のみから容易に計算でき、他の要素に無関係な指標として、特定死因の死亡強度について、集団ごとと比較した年次推移を観察する手段として実用的であると考えられる。

稿を終るにあたり、長年月にわたり、終始ご懇篤な御指導と御校閲をいただいた大平昌彦教授、青山英康助教授、また親しくご助言を賜った水島治夫九大名誉教授、第百生命菱沼從尹先生、三井生命山内正憲先生、川崎医大 妹尾巖先生に深く感謝いたします。(本研究の要旨は第35回日本衛生学会総会、第23回日本公衆衛生学会、第30回日本公衆衛生学会総会において発表した。)

文 献

<ol style="list-style-type: none"> 1) Swaroop. S. & Uemura K. : Proportional Mortality of 50 Years and Above, Bull. Wld Hlth Org. 17, 439-481, 1957. 2) 勝沼晴雄, 小泉明: 健康の指標としての Proportional Mortality Indicator (P.M.I.), 保健の科学. 4, 182-184, 1962. 3) 水島治夫: 生命表の研究, 生命保険文化研究所. 大阪. 1963. 4) 志賀達雄: 衛生統計. 136. 金原出版. 東京. 1969 5) 立川清: 新・衛生統計学. 522-588, 第一出版. 東京. 1967 6) 立川清: 衛生統計テキスト. 108-111. 第一出版. 東京. 1969 7) 古屋芳雄. 宮坂一郎: 医学統計法. 151-153. 金原出版. 東京. 1969. 8) Abraham M. Lilienfeld, Einar Pederen, 	<ol style="list-style-type: none"> and Dowd J.E. : Cancer Epidemiology : Methods of Study, 102-106, The Johns Hopkins Press, Baltimore, Maryland, 1967 9) 瀬木三雄: Cancer Mortality for selected Sites in 24 countries No.4 (1962-1963), Department of Public Health. Tohoku University School of Medicine, Japan, 1966 10) 水島治夫: 生命表の研究. 192-195. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963. 11) 竹中猛: 特定の疾病に因り就ればは死亡する確率 (未必死確率)の時代的推移. 医学研究28(5). 1347-1369, 1958. 12) 水島治夫: 生命表の研究. 199. 生命保険文化研究所. 大阪. 1962. 13) 田中正四他: 衛生統計学. 92. 南江堂. 東京. 1967.
--	--

- 14) 水島治夫：生命表の研究. 211—213. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963.
- 15) 水島治夫：生命表の研究. 202—208. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963.
- 16) Greville, T.N.E. : Mortality tables analyzed by cause of death, *Amer. Institutes of Actuaries*, **37**(2—76), 283—293, 1948.
- 17) 水島治夫：生命表の研究. 3, 36. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963.
- 18) 立川清：衛生統計テキスト. 128. 第一出版. 東京. 1969.
- 19) 立川清：新・衛生統計学. 297. 第一出版. 東京. 1967.
- 20) 水島治夫：生命表の研究. 25. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963.
- 21) 厚生統計協会：死亡率. 厚生指標. 19. 特集号(国民衛生の動向). 240—253. 1972.
- 22) 水島治夫：生命表の研究. 87. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963.
- 23) 水島治夫：生命表の研究. 47—57. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963.
- 24) 水島治夫：生命表の研究. 211. 生命保険文化研究所. 大阪. 1963.
- 25) Dempsey, M. : Decline in tuberculosis : The death rate fails to tell the entire story, *Am. Rev. Tuberc.* **56**(2), 157—164, 1947.
- 26) Greville, T.N.E. : Comments on Mary Dempsey's article on "Decline in tuberculosis : The death rate fails to tell the entire story", *Am. Rev. Tuberc.* **57**(4), 417—419, 1948.
- 27) Robinson, H.L. : Mortality trends and public health in Canada, *Canad. J. Pub. Health.* **39**(2), 60—70, 1948.
- 28) Dickinson, F.G. : Which are leading causes of death, *M. Ann. District of Columbia*, **17**(9), 520—523, 1948.
- 29) Heanzel, W. : A Standardized rate for mortality defined in units of lost years of life, *Am. J. Pub. Health*, **40**(1), 17—26, 1950.
- 30) Doughty, J. H. : Mortality in terms of lost years of life, *Canad. J. Pub. Health*, **42**(4), 134—141, 1951.
- 31) 植松稔：成人病死亡率指標としての life-lost, 厚生指標. **10**(9), 12—16, 1961.
- 32) 杉田暉道等：横浜市における脳卒中死亡率指標としての life-lost について, 厚生指標. **10**(9), 36—42, 1963.
- 33) Dublin, L.I., and Lotka, A.J. ; Uses of the Life Table in Vital Statistics, *Amer. Jour. Publ. Health*, **27**, 481—491, 1937.
- 34) 八木沢光孝. 川上秀一：全結核死亡の平均余命に及ぼす影響. *保険医学雑誌*. **57**(2), 29—33, 1959.
- 35) 坂田守：主要死亡を除き得れば小倉市民の平均寿命は幾年延びるか. *日本公衆衛生雑誌* **7**(9), 654, 1960.
- 36) 坂田守. 二村浩介：小倉市における成人病死亡率の平均余命に及ぼす影響について(昭和35年) *日本公衆衛生雑誌*. **11**(3), 147—150, 1964.

**A Study on Life-Table based on the Death
Rate from a Specific Disease**

by

Fumio Nakamura, M.D

Department of Hygiene Okayama University Medical School
(Director : Professor Masahiko O.D., M.P.H.)

In order to evaluate the effectiveness of public health activities in the community, the methods of calculating crude death rate, standardized or corrected death rate are available, for it is important to measure the effect from a specific disease to the population of the community and the goals of public health activities are, in general, to decrease deaths from specific diseases. However, these rates are not absolute indicators, because they are influenced by age distribution of the population and/or by the standardized population used.

Life-table based on the death rate from a specific disease is of great importance, showing the influence of the disease on a certain population without any other death.

The author has devised a new method to calculate life-table by deaths of a specific disease, which is much easier than the methods by Lotka, Wiesler, Greville and Farr. Comparison between his new method and the others has been discussed, showing the examples of several specific diseases in our country.