年齢訂正比較頻度の検討 ——年齢訂正死亡率との比較——

A Study on Age-adjusted Relative Frequency
——Comparison with age-adjusted death rate——

慶応義塾大学医学部衛生学公衆衛生学教室

杉 田 稔

自治医科大学衛生学教室

大 久 保 利 晃

Minoru Sugita

*Department of preventive Medicine and Public Health, School of
Medicine, Keio University, Tokyo*

Toshiteru Okubo

Department of Environmental Health, Jichi Medical School, Tochigi

It is impossible to calculate the age-adjusted death rate of a disease in a group without the age distribution of the population in that group. Instead, the crude relative frequency of the disease per number of total deaths can be used, but, the age-adjusted relative frequency is considered to be a better indicator than crude relative frequency.

A model has been constructed in which the death rate of an observed group is different from that of a standard group only for an objective disease and where death rates of other diseases are equal between the two groups. Direct age-adjusted relative frequency of the objective disease is not affected by the age distribution of the population of the observed group, but indirect age-adjusted relative frequency is affected slightly by the age distribution of the model. In the case where the death rate of the objective disease of the observed group is greater than that of the standard group, age-adjusted relative frequency of the observed group is less than the value calculated for the mortality rates of the two groups, but in the reverse case the relative frequency is greater.

Relative frequency of a disease for a group is affected by variations in the death rates of other diseases in that group, while the death rate from a disease is not affected by death rates from other diseases.

A skewed value is obtained for age-adjusted relative frequency if the age distribution of deaths of an observed group is greatly different from that of a standard group.

I. 緒 論

記述疫学等で、ある集団における特定の死因による死亡の多寡を研究したいとき、その集団の分母人口の年齢構成が不明だったり、不完全なために年齢訂正死亡率による比較ができないことが少なくない¹⁻³⁾。このような場合に、全死亡数に対するある死因の死亡割合すなわち比較頻度は、粗死亡率に比較して年齢別人口構成の偏り

による影響を受け難いことから、これを指標として死亡の多寡について評価を加えることがおこなわれる⁴⁾。

しかし、その集団に大きな養老院があったり、大きな新興団地が存在するような極端な年齢構成の偏りがあれば、老人の疾病や若年者の疾病による死亡の割合が高くても当然であり、比較頻度もそのまま用いることは不適当な場合がある。そこでその集団のその死因の比較頻度を標準集団の全死因の年齢別死亡数で年齢訂正をする方法

Table 1 Death rate by cause and population probability according to age and population group

Age	Standard group				Observed group			
	Popula- tion	Death rate			Popula- tion	Death rate		
		Juvenile disease	Senile disease	Total		Juvenile disease	Senile disease	Total
Younger group	P_1	D_{j1}	D_{s1}	$D_{j1} + D_{s1} = D_1$	p_1	d_{j1}	d_{s1}	$d_{j1} + d_{s1} = d_1$
Older group	P_2	D_{j2}	D_{s2}	$D_{j2} + D_{s2} = D_2$	p_2	d_{j2}	d_{s2}	$d_{j2} + d_{s2} = d_2$
Total	1	$P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}$	$P_1 D_{s1} + P_2 D_{s2}$	$P_1 D_1 + P_2 D_2$	1	$p_1 d_{j1} + p_2 d_{j2}$	$p_1 d_{s1} + p_2 d_{s2}$	$p_1 d_1 + p_2 d_2$

が容易に考え出される。

本研究では、この年齢訂正比較頻度を年齢訂正死亡率と比較することにより、年齢訂正比較頻度の精度、有効性等を検討した。

II. 単純なモデルにおける年齢訂正死亡率と年齢訂正比較頻度

単純なモデルとして、標準集団と観察集団それぞれについて、若年層と老年層の2つの年齢階級別に、人口及び若年疾病と老年疾病2つの死亡率をTable 1に示す。この表において、大文字は標準集団を、小文字は観察集団を表わし、 P と p はそれぞれの人口の百分率を、 D と d はそれぞれの死亡率を表わす。また、添字の1は若年層を、2は老年層を表わし、 j は若年疾病を、 s は老年疾病をそれぞれ表わす。

標準集団の若年疾病の死亡率 f_1 はTable 1最下段のごとく、

$$f_1 = P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}$$

であり、老年疾病の死亡率も同様に表現できる。これ以後、若年疾病のみについて表現し、老年疾病は同様に計算できるから省略する。次に標準集団の若年疾病の比較頻度は、

$$f_2 = (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) / (P_1 D_1 + P_2 D_2)$$

である。次に観察集団の直接年齢訂正死亡率は、

$$f_3 = P_1 d_{j1} + P_2 d_{j2}$$

であり、間接年齢訂正死亡率は、

$$g_3 = (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) (p_1 d_{j1} + p_2 d_{j2}) / (p_1 D_{j1} + p_2 D_{j2})$$

である。

ここで、簡単にするために、観察集団と標準集団の年齢別死亡率の比 (Death Rate Ratio=DRR) を、

$$c = d_{j1} / D_{j1} = d_{j2} / D_{j2}$$

のように、年齢に関係なく一定とする。すると、

$$f_3 = c (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) = g_3$$

となり、年齢訂正死亡率は直接法も間接法も等値となる。次に f_3 と f_1 の比を訂正死亡率比 (Age-adjusted Death Rate Ratio=ADRR) とすれば、

$$f_4 = f_3 / f_1 = c$$

である。つまり、観察集団と標準集団の訂正死亡率比と年齢別に一定とした両集団の死亡率比は等値となり、これは当然である。

ここでは若年疾病を取り扱っているから、年齢別に一定とした両集団の若年疾病の死亡率比 c は $0 < c < \infty$ と正のすべての値をとるが、老年疾病のそれは1であるとする。つまり、

$$D_{s1} = d_{s1}$$

$$D_{s2} = d_{s2}$$

とする。老年疾病を取り扱うときにはこの関係を逆ににして、老年疾病の死亡率比 c は $0 < c < \infty$ の値をとり、若年疾病のそれを1と扱えばよい。

次に観察集団の若年疾病の粗比較頻度は、

$$\begin{aligned} h &= (p_1 d_{j1} + p_2 d_{j2}) / (p_1 d_1 + p_2 d_2) \\ &= c (p_1 D_{j1} + p_2 D_{j2}) / \{ p_1 (c D_{j1} + D_{s1}) \\ &\quad + p_2 (c D_{j2} + D_{s2}) \} \end{aligned}$$

となり、直接年齢訂正比較頻度は、

$$\begin{aligned} f_5 &= P_1 D_1 d_{j1} / \{ (P_1 D_1 + P_2 D_2) d_1 \} \\ &\quad + P_2 D_2 d_{j2} / \{ (P_1 D_1 + P_2 D_2) d_2 \} \\ &= \frac{c}{(P_1 D_1 + P_2 D_2)} \{ P_1 D_1 D_{j1} / (c D_{j1} + D_{s1}) \\ &\quad + P_2 D_2 D_{j2} / (c D_{j2} + D_{s2}) \} \end{aligned}$$

となり、間接年齢訂正比較頻度は、

$$\begin{aligned} f_6 &= (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) (p_1 d_{j1} + p_2 d_{j2}) / \{ (P_1 D_1 + P_2 D_2) \\ &\quad \times (p_1 D_{j1} d_1 / D_1 + p_2 D_{j2} d_2 / D_2) \} \\ &= \frac{c}{(P_1 D_1 + P_2 D_2)} (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) (p_1 D_{j1} + p_2 D_{j2}) / \\ &\quad \{ p_1 D_{j1} (c D_{j1} + D_{s1}) / D_1 + p_2 D_{j2} (c D_{j2} + D_{s2}) / D_2 \} \end{aligned}$$

となる。 f_5 と f_2 の比を直接年齢訂正比較頻度比

(Direct Age-adjusted Relative Frequency Ratio = DARFR) とすれば,

$$\begin{aligned} f_7 &= f_5/f_2 \\ &= (P_1 D_1 d_{j1} d_2 + P_2 D_2 d_{j2} d_1) / \{ (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) d_1 d_2 \} \\ &= c \{ P_1 D_1 D_{j1} (c D_{j2} + D_{s2}) + P_2 D_2 D_{j2} \\ &\quad \times (c D_{j1} + D_{s1}) \} / \{ (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) \\ &\quad \times (c D_{j1} + D_{s1}) (c D_{j2} + D_{s2}) \} \end{aligned}$$

となる。 f_6 と f_2 の比を間接年齢訂正比較頻度比

(Indirect Age-adjusted Relative Frequency Ratio = IARFR) とすれば,

$$\begin{aligned} f_8 &= f_6/f_2 \\ &= (p_1 d_{j1} + p_2 d_{j2}) D_1 D_2 / (p_1 D_{j1} D_2 d_1 + p_2 D_{j2} D_1 d_2) \\ &= c (p_1 D_{j1} + p_2 D_{j2}) D_1 D_2 / \{ p_1 D_{j1} D_2 (c D_{j1} + D_{s1}) \\ &\quad + p_2 D_{j2} D_1 (c D_{j2} + D_{s2}) \} \end{aligned}$$

となる。 f_7 と $f_4 = c$ の比は DARFR/DRR で,

$$\begin{aligned} f_9 &= f_7/c \\ &= \{ P_1 D_1 D_{j1} (c D_{j2} + D_{s2}) + P_2 D_2 D_{j2} (c D_{j1} + D_{s1}) \} / \\ &\quad \{ (P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) (c D_{j1} + D_{s1}) (c D_{j2} + D_{s2}) \} \end{aligned}$$

となり, f_8 と $f_4 = c$ の比は IARFR/DRR で,

$$\begin{aligned} f_{10} &= f_8/c \\ &= (p_1 D_{j1} + p_2 D_{j2}) D_1 D_2 / \{ p_1 D_{j1} D_2 (c D_{j1} + D_{s1}) \\ &\quad + p_2 D_{j2} D_1 (c D_{j2} + D_{s2}) \} \end{aligned}$$

となる。

f_9 は f_7 と c の比であるから, 若年疾病に関して, 観察集団の年齢訂正死亡率が標準集団の死亡率の c 倍のとき, f_9 は観察集団の直接年齢訂正比較頻度が標準集団の比較頻度の c 倍より大きい小さいかを示す指数である。従って, $f_9 > 1$ ということは, 観察集団の年齢訂正死亡率が標準集団の死亡率の c 倍のとき, 観察集団の直接年齢訂正比較頻度が標準集団の比較頻度の c 倍より大きいということであり, $f_9 < 1$ はそのとき c 倍より小さいことで, $f_9 = 1$ はちょうど c 倍であることを示している。従って, f_9 は年齢訂正死亡率に対して直接年齢訂正比較頻度を比べることである。そこで, 年齢訂正死亡率を相対的な基準とすれば, f_9 は直接年齢訂正比較頻度の評価の指数でもある。同様に f_{10} は間接年齢訂正比較頻度についての指数である。

f_9 の式を見ると, その中に c は当然存在するが, 観察集団の年齢別人口構成 p_1 と p_2 が無い。このことは直接年齢訂正比較頻度比 f_9 は観察集団の年齢別人口構成の影響を受けないことを示している。

それでは次に c による影響を考えてみよう。そこで f_9 を c で微分すると,

$$\begin{aligned} \frac{df_9}{dc} &= \\ &= - \frac{P_1 D_1 D_{j1}^2 D_{s2} (c D_{j2} + D_{s2}) + P_2 D_2 D_{j2}^2 D_{s1} (c D_{j1} + D_{s1})}{(P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) (c D_{j1} + D_{s1})^2 (c D_{j2} + D_{s2})^2} \end{aligned}$$

となり, 各文字はすべて正であるから,

$$\frac{df_9}{dc} \leq 0$$

となる。このことは f_9 は c による単調減少関数であることを示している。 c が特殊な値のときの f_9 の値として, $c \rightarrow 0$ のとき,

$$f_9 \rightarrow 1 + \frac{P_1 D_{j1}^2 D_{s2} + P_2 D_{j2}^2 D_{s1}}{(P_1 D_{j1} + P_2 D_{j2}) D_{s1} D_{s2}} \geq 1$$

となり, $c = 1$ のとき,

$$f_9 = 1$$

となり, $c \rightarrow \infty$ のとき,

$$f_9 \rightarrow 0$$

となる。このことは観察集団の年齢訂正死亡率が標準集団の死亡率より大きいとき, つまり $c > 1$ のとき, 観察集団の直接年齢訂正比較頻度は標準集団の比較頻度の c 倍より小さいことである。これとは逆に, 観察集団の年齢訂正死亡率が標準集団の死亡率より小さいとき, つまり $c < 1$ のとき, 観察集団の直接年齢訂正比較頻度は標準集団の比較頻度の c 倍より大きいことである。すなわち, 標準集団に対して観察集団の直接年齢訂正比較頻度が示す大小関係は, 年齢訂正死亡率が示す大小関係より鈍いものである。

f_{10} の式を見ると, その中に標準集団の死亡率に対する観察集団の年齢訂正死亡率の倍率 c のみならず, 観察集団の年齢別人口構成 p_1 と p_2 が含まれている。 c および p_1, p_2 が特殊な値のときの f_{10} の値として,

$c \rightarrow 0$ のとき,

$$f_{10} \rightarrow 1 + \frac{p_1 D_{j1}^2 D_2 + p_2 D_{j2}^2 D_1}{p_1 D_{j1} D_{s1} D_2 + p_2 D_{j2} D_{s2} D_1} \geq 1$$

となり, $c = 1$ のとき,

$$f_{10} = 1$$

となり, $c \rightarrow \infty$ のとき,

$$f_{10} \rightarrow 0$$

となり, $p_1 \rightarrow 1$ つまり $p_2 \rightarrow 0$ のとき,

$$f_{10} \rightarrow \frac{D_{j1} + D_{s1}}{c D_{j1} + D_{s1}}$$

となり, $p_1 \rightarrow 0$ つまり $p_2 \rightarrow 1$ のとき,

$$f_{10} \rightarrow \frac{D_{j2} + D_{s2}}{c D_{j2} + D_{s2}}$$

となる。 $p_2 = 1 - p_1$ であるから, f_{10} は c と p_1 の関数で, c と p_1 の影響を受ける。そこで f_{10} を c で偏微分する

と,

$$\frac{\partial f_{10}}{\partial c} = - \frac{(p_1 D_{j1} + p_2 D_{j2})(p_1 D_{j1}^2 D_2 + p_2 D_{j2}^2 D_1) D_1 D_2}{\{p_1 D_{j1} D_2 (c D_{j1} + D_{s1}) + p_2 D_{j2} D_1 (c D_{j2} + D_{s2})\}^2} \leq 0$$

で, f_{10} は p_1 が一定のとき c に関して単調減少関数である。つまり f_{10} も f_9 も c に関して同様の傾向を示している。次は p_1 で f_{10} を偏微分することだが, これのみに関しては, 若年疾病と老年疾病がその傾向を逆にするために, 両者を別々に論ずる。まず, 若年疾病に関する f_{10} を f_{10j} として, p_1 で偏微分すると,

$$\frac{\partial f_{10j}}{\partial p_1} = \frac{(1-c)(D_{j1} D_{s2} - D_{j2} D_{s1}) D_{j1} D_{j2} D_1 D_2}{\{p_1 D_{j1} D_2 (c D_{j1} + D_{s1}) + (1-p_1) D_{j2} D_1 (c D_{j2} + D_{s2})\}^2}$$

となる。

ここで, 標準集団の年齢別疾病別死亡率の大小関係は常識に従って, 若年層の老年疾病と老年層の若年疾病の死亡率は小さく, 年齢別の合計の死亡率に関しては, 若年層のそれは老年層のそれより小さいとしよう。つまり,

$$\begin{aligned} D_{j1} &> D_{s1} \\ D_{j2} &< D_{s2} \\ D_1 &< D_2 \end{aligned}$$

である。従って, $\partial f_{10j}/\partial p_1$ の分子の一部は,

$$D_{j1} D_{s2} - D_{j2} D_{s1} > 0$$

となり, $\partial f_{10j}/\partial p_1$ の正負は $1-c$ のみによって決まる。

従って $c > 1$ のとき,

$$\frac{\partial f_{10j}}{\partial p_1} < 0$$

となり, $c = 1$ のとき,

$$\frac{\partial f_{10j}}{\partial p_1} = 0$$

となり, $c < 1$ のとき,

$$\frac{\partial f_{10j}}{\partial p_1} > 0$$

となる。このことは観察集団の若年疾病の年齢訂正死亡率が標準集団のその死亡率より大きいとき, つまり $c > 1$ のとき, 若年疾病の間接年齢訂正比較頻度比 $\div$ 若年疾病の (訂正) 死亡率比である f_{10j} は若年層の人口構成 p_1 の増加に従って単調に減少することを示している。逆に $c < 1$ のときは f_{10j} は p_1 の増加により単調に増加する。次に老年疾病に関する f_{10} を f_{10s} として, p_1 で偏微分すると,

$$\frac{\partial f_{10s}}{\partial p_1} = \frac{(c-1)(D_{j1} D_{s2} - D_{j2} D_{s1}) D_{s1} D_{s2} D_1 D_2}{\{p_1 D_{s1} D_2 (D_{j1} + c D_{s1}) + (1-p_1) D_{s2} D_1 (D_{j2} + c D_{s2})\}^2}$$

となり, $\partial f_{10s}/\partial p_1$ の正負は同様に $c-1$ のみによって決まる。従って, $c > 1$ のとき,

$$\frac{\partial f_{10s}}{\partial p_1} > 0$$

となり, $c = 1$ のとき,

$$\frac{\partial f_{10s}}{\partial p_1} = 0$$

となり, $c < 1$ のとき,

$$\frac{\partial f_{10s}}{\partial p_1} < 0$$

となり, 老年疾病のそれは若年疾病のそれと逆の関係である。

本研究における比較頻度は, 注目している疾病の死亡率のみが標準集団に比べて観察集団において変化するのに対し, 注目していない疾病の死亡率は標準集団と観察集団で等しいという単純化された条件のもとに計算されたものである。しかし実際には, 観察集団における注目している疾病の比較頻度の増加はその集団のその疾病の死亡率の増加のみならず, 他の疾病の減少によっても起こりうる⁵⁾。従って, その集団のその疾病の死亡率の増減はその疾病の比較頻度の増減にある程度対応しうるものであるのに対し, 他の疾病の増減によるその疾病の比較頻度の増減はその疾病の死亡率の変化とは全く関係のないものである。その疾病の死亡率を基準とすれば, 他の疾病の増減によって起こるその疾病の比較頻度の増減は雑音であり, また比較頻度を基準とすれば, そのことは死亡率にはない重要な情報の一部である。他の疾病の増減によって起こるその疾病の比較頻度の増減は死亡率と比較頻度の相違点そのものであり, 本研究ではこれを無いものとして取り扱った。しかし今後この点についての研究を進めることが重要であろう。

さらに, 年齢訂正死亡率と年齢訂正比較頻度の基本的相違点は年齢訂正をする基準が異なっていることである。年齢訂正死亡率は標準集団の年齢別人口構成により, 年齢訂正比較頻度は標準集団の全死因の年齢別死亡構成により年齢訂正をする。従って, これら2つの方法によって年齢訂正を加えた結果は常に同じであるとは限らない。極端な例として, 死亡数が各年齢で等しく一様分布をするとき, 年齢訂正死亡率は一般に若年層の現象を拡大し, 年齢訂正比較頻度は一般に老年層の現象を拡大する傾向にある。

Table 2 A simplified example of population probability, death rate and relative frequency for a standard group

Age	Population	Death				
		Juvenile disease	Senile disease	Other diseases	Total diseases	
Younger group	2/3	5.00	1.00	154.00	160.00	Death rate (/100,000)
Older group	1/3	0.05	100.00	1,504.00	1,604.05	
Total	1	3.35	34.00	604.00	641.35	Relative frequency (%)
		0.522	5.301	94.177	100.000	

また、死亡数の非常に少ない疾病では、標準集団と観察集団でその死因による年齢別死亡構成に大差を生じることが多い。この実例としては、IV章で後述する1969～1972年の京都市のある地区の甲状腺悪性新生物がある。このようなとき、この大差が一方の年齢訂正方法の値を増加させ、他方の値を減少させるような攪乱要素となる。従って、死亡数の非常に少ない疾病では、このような年齢訂正方法における攪乱要素に十分注意をしなければならない。

以上、全死因に対するある死因の比較頻度について述べてきたのであるが、同様な考え方として、全腫瘍死亡に対するある部位の腫瘍死亡の比較頻度にも上記の関係が成り立つ。

Ⅲ. 数値モデルにおける年齢訂正死亡率と年齢訂正比較頻度

これまで述べてきたことを簡単な数値モデルを使用して例示しよう。Table 2は現在の日本の人口動態と静態をほぼ想定して作製した標準集団の数値モデルである。この表では、年齢別人口構成、死因別年齢別死亡率および死因別比較頻度を扱い、死因として若年疾病、老年疾病およびその他の疾病に分け、老年層の若年疾病と老年層の老年疾病の死亡率は小さく、老年層の総死亡率は若年層のその約10倍とし、若年層の人口は老年層の2倍とした。次に観察集団として、注目していない疾病の死亡率は標準集団のそれと等しく、注目している疾病の死亡率のみ標準集団のその c 倍であり、人口の年齢構成も任意である数値モデルを作製することができる。

そこで、この単純な数値モデルを用いて、これまで述べてきたことを図で示すことにしよう。

まず Fig. 1 は年齢訂正死亡率を基準として、直接年齢訂正比較頻度の評価の単純化された数値例を示している。この図は若年疾病と老年疾病別に、観察集団と標準集団の死亡率比 $c=DRR$ を横軸に取り、それを対数目盛

Fig. 1 Relationship between death rate ratio (DRR) and direct age-adjusted relative frequency ratio (DARFR)/DRR

Remarks:

$DARFR=f_1$

=Direct age-adjusted relative frequency ratio= f_1/f_2

=Direct age-adjusted relative frequency of observed group
÷Relative frequency of standard group

$DRR=c$

=Death rate ratio

=Death rate of observed group by age
÷Death rate of standard group by age

——: Juvenile disease

.....: Senile disease

で1/16から16まで変化させて、標準集団に対する観察集団の直接年齢訂正比較頻度比 f_1 ÷死亡率比 c である f_0 を縦軸に取っている。(先に述べたように、 f_0 は観察集団の年齢別人口構成の影響を受けないから、この図でそれを扱わないのは当然である。) Fig. 1によると、 f_0 は先に c で微分した結果のように、 c が大きくなるに従って単

Fig. 2 Relationship between age distribution of population in an observed group and indirect age-adjusted relative frequency ratio (IARFR)/death rate ratio (DRR) by DRR

Remarks:

IARFR= f_9

=Indirect age-adjusted relative frequency ratio= f_9/f_2

=Indirect age-adjusted relative frequency of observed group + Relative frequency of standard group

DRR= c

=Death rate ratio

=Death rate of observed group by age + Death rate of standard group by age

p_1/p_2 : Younger/Older population ratio of observed group

Younger/Older population ratio of standard group=2/1

—: Juvenile disease

.....: Senile disease

調減少をしている。 c が特に大きく (数倍以上) になると, f_9 は顕著な減少を示す。つまり標準集団に対して観察集団の訂正死亡率が相当大きいとき, 直接年齢訂正比較頻度は訂正死亡率ほどの差を示さないことである。この過

少評価は年齢訂正比較頻度の使用によって起こる顕著な歪で, この点に注意をしなければならない。

なお, Fig. 1 では, c が1より大きいとき f_9 は若年疾病の方が老年疾病より大きく, また c が1より小さいときにはこの逆となっている。しかしこの傾向は常に成立するものではなく, 標準集団の年齢別人口構成や死因別年齢別死亡率を大きく変えることによって, この大小関係が変わりうることを付け加えておく。

次に, 間接年齢訂正比較頻度に関する f_{10} は観察集団の年齢別人口構成比 p_1/p_2 が特に極端でない場合には Fig. 1 と大差がない。従って, 直接年齢訂正比較頻度の所で述べたことが間接年齢訂正比較頻度に関してもほぼ通用する。しかし, p_1/p_2 が極端な値をとるときには f_{10} は f_9 と異なってくる。そこで, p_1/p_2 を横軸に取り, 1/8から32/1まで極端に変化させた時, f_{10} を縦軸に拡大して取り, 若年疾病と老年疾病別それぞれについて, c が1/16と16の2通りの場合を Fig. 2に示す。(標準集団の年齢別人口構成比が2/1であるから, この図の縦軸は横軸の値2/1の所に立ててある。) Fig. 2によると, 先に示したように, c が1より小さいときには f_{10} は1より大きく, 逆に c が1より大きいときには f_{10} は1より小さい。 f_{10} の p_1 による傾き, つまり p_1 が大きくなると f_{10} は, 若年疾病において, c が1より大きいとき単調減少し, c が1より小さいとき単調増加する。逆に老年疾病において, f_{10} は p_1 が大きくなると, c が1より大きいとき単調増加し, c が1より小さいとき単調減少する。この図にはあくまでも極端な場合を誇張したもので, 年齢訂正そのものの意義が疑われるような極端な年齢構成の偏りのあるときに考慮を要することを示しているにすぎない。また, Fig. 2の曲線の左右両端をみると, この図の外側でこれらの曲線のあるものが極端な値に発散しそうである。しかし, このことはこの図が誇張されたものであるため, 実際にはこれらの曲線は極端でない数値に収束する。その具体的な収束数値は前に述べた方法で求められる。実例として Fig. 2の最下段の曲線 (老年疾病, $c=16$) と最上段の曲線 (老年疾病, $c=1/16$) の右側の極値 ($p_1 \rightarrow 1, p_2 \rightarrow 0$) をとると, それぞれ0.914と1.006に収束する。

IV. 実 例

杉田ら⁶⁾ は京都市の染色業と膀胱腫瘍との関係を疫学的に研究するために, 1969~1972年の京都市の死亡全数約36,000件を調査し, 各死因別に死亡率の地区差を研究している。そのデータから顕著な傾向を示した死因につ

Table 3 An example of age-adjusted death rate and relative frequency in Kyoto city from 1969 to 1972

	Standard group					Observed group				
	Popula- tion size ^{a)}	Total number of deaths	Number of deaths by cause	Death rate by cause $f_i = D/P/4$ (/year/10 ⁵)	Relative frequency by cause $f_5 = D/T$ (%)	Area	Popula- tion size ^{a)}	Total number of deaths	Number of deaths by cause	Direct age-adjusted death rate by cause f_3 (/years/10 ⁵)
	P	T	D				p	t	d	$f_4 = f_3/f_1$
										f_5 (%)
Cardiac failure (female)	721, 747	17, 210	1, 168	40.46	6.79	A	29, 256	841	74	8.44
Acute bronchitis, bronchiolitis and pneumonia (male)	697, 418	18, 751	727	26.06	3.88	B	39, 494	1, 199	40	3.67
Malignant neoplasm of thyroid gland (male)	697, 418	18, 751	9	0.32	0.05	B	39, 494	1, 199	3	0.29
										$f_7 = f_5/f_2$
										$f_6 = f_1/f_4$

Remarks: a): in 1970

いての実例を Table 3 に示す。標準集団として上記の 4 年間の全京都市をとり、観察集団として、その一部の地区をとった。この表は心不全 (ICD 基本分類コード番号 426~429, 女性, 地区 A), 急性肺炎支炎 (466, 480~486, 490, 男性, 地区 B) と甲状腺の悪性新生物 (193, 男性, 地区 B) の 3 死因を扱っている。Table 3 は、標準集団に関する項目として、人口 P , 全死因死亡数 T , 死因別死亡数 D , 死因別死亡率 f_i および死因別比較頻度 f_2 の各値を、観察集団に関する項目として、人口 p , 全死因死亡数 t , 死因別死亡数 d , 死因別直接年齢訂正死亡率 f_3 , $f_4 = f_3/f_1$, 死因別直接年齢訂正比較頻度 f_5 , $f_7 = f_5/f_2$ および $f_6 = f_1/f_4$ の各値を表わしている。ここで直接年齢訂正死亡率 f_3 と直接年齢訂正比較頻度 f_5 はそれぞれ、

$$f_3 = \sum_i d_i P_i / p_i / P / 4,$$

$$f_5 = \sum_i d_i T_i / t_i / T$$

で示される。ここで i は i 番目の年齢階級を表わし、この計算は 5 歳の階級幅で合計 17 階級でなされた。1969~1972 年の 4 年間の死亡数が分子で 1970 年の人口が分母で、1 年当りの値を求めるため、 f_3 は 4 で除してある。

この Table 3 をみると、心不全および急性肺炎支炎は前に述べた理論通りで、 $f_4 = c$ が 1 より大きいときは f_6 は 1 より小さく、 f_4 が 1 より小さいときはその逆に f_6 は 1 より大きかった。しかし、甲状腺の悪性新生物は理論通りとならず、その理由としては件数が観察集団で 3 件、標準集団でも 9 件と非常に少なく、両集団の平均死亡年齢に 5 歳もの差があるためと考えられ、例数の少ない時にはいずれの方法を用いても年齢訂正をする意義自体が疑われることを示している。

V. 結 論

1. 観察集団の注目している疾病の死亡率のみ標準集団の死亡率と異なり、その他の疾病の死亡率は両集団で等しいというモデルを作製して、年齢訂正比較頻度と年齢訂正死亡率の比較検討を行った。

1.1 このモデルのもとで、直接法による注目している疾病の年齢訂正比較頻度は観察集団の年齢別人口構成の影響を受けないが、間接法によるそれは少しその影響を受ける。

1.2 このモデルのもとで、観察集団の注目している疾病の死亡率が標準集団のそれより大きいときには、年齢訂正比較頻度と標準集団の比較頻度との比は両集団の死亡率比より小さいが、逆に観察集団の死亡率が標準集団のそれより小さいときには、その比は大きくなる。

2. ある集団のある疾病の比較頻度は死亡率と異なっ

て、その集団の他の疾病の死亡率の増減によって影響を受ける。また年齢訂正比較頻度も、主としてその疾病の死亡数が少なく、観察集団と標準集団でその疾病の死亡の年齢構成が大きく異なるとき、歪を生ずる。

文 献

- 1) 大久保利晃：メッシュ区分法による大都市の主要死因別死亡と社会経済的要因との関係について，日本公衛誌，**24**，713-725 (1977)。
- 2) 大久保利晃，安達史朗，外山敏夫：死亡統計におけるメッシュ区分法の検討（その1）東京都23区のがん死亡の地理分布について，日衛誌，**32**，534-542 (1977)。
- 3) 大久保利晃，安達史朗，外山敏夫：死亡統計におけるメッシュ区分法の検討（その2）東京都における主要死因別死亡の地理分布について，日衛誌，**32**，677-686 (1977)。
- 4) 土屋健三郎，朴在彬，大久保利晃，杉田稔：疫学入門（第2版），136-137，医学書院，東京（1978）。
- 5) 杉田 稔，大久保利晃：記述疫学における多項分布のあてはめ——メッシュ統計における死因間の相関係数——，日衛誌，**31**，306 (1976)。
- 6) 杉田 稔，吉田 修，宮川美栄子，岡田裕作，大城清，山口直人，土屋健三郎：京都市における染色業の多い地区の死因別死亡率，産業医学，**22**，40-49 (1980)。

（受付 1979年6月21日）