

サーベイランス的な地域診断の望ましいあり方についての研究

—YPLL の概念を用いた評価法について—

井上康二郎*

目的 毎年データ更新がなされる死亡データと住民の基本健康診査データから地域の健康指標をサーベイランス的に判断する適切な方法について求めること。

方法 真庭保健所（人口51,000人）と1地域保健所（人口24,000人）の死亡データ、および基本健診データ、基本健診受診率データ、1995年日本男性生命表から、死亡指標としてのYPLL率、SMRと基本健診受診率の相関係数の検定、1995年日本男性生命表から、年齢別100歳YPLL率の検討、基本健診データから望ましいサーベイランス的な健康指標の検討を行った。

結果 1) 死亡指標としてYPLL率は、約6年前の地域の受診率と有意な($P<0.05$)逆相関がみられたが、SMRではみられなかった。死亡指標は、過去の健康指標の結果であることが推測された。

2) 地域特性としての地域診断は、年齢を考慮しない粗出現率が、SMRや年齢調整死亡率より望ましいと考えられた。

3) サーベイランス的な地域診断方法としては、年齢を考慮した方法である年齢調整YPHL(Years of Potential Health Lost)率が望ましいと考えられた。その際、目標年齢は120歳、年齢区間はデータが豊富に存在する40-79歳の間が適切と考えられた。

結論 地域診断は死亡データより、最新の健康データを用いた方が望ましい。また、1個人が1データとして扱われる年齢を考慮しない粗出現率と年齢を考慮した方法としての年齢調整YPHL率の両方で表現すべきである。

Key words : 地域診断, YPLL率, YPHL率, 生命表法

I 緒言

保健所は、戦後特に成人病予防が言われてきた高度経済成長時代から、管内の市町村の保健指標を集約し、指導を行ってきた。そこにおいて、保健所は、さまざまな指標を用いて、指導してきた¹⁾。

現在、保健所は保健所法から地域保健法にその根拠法令が変わり、役割としても、市町村への専門的、技術的な指導・支援、保健福祉についての情報の収集・管理・分析・提供としての機能強化が設定されている²⁾。また、現在は、パーソナル

コンピューターの目覚ましい発達により、10年前よりもその処理能力は、速さ、量ともに飛躍的に伸びており、保健所で大量のデータを細かく扱えるようになってきている。

今回、真庭保健所と他の1地域保健所の死亡データ、基本健診の個人データ等から、望ましいサーベイランス的な地域診断の方法について検討したので報告する。

II 対象および方法

1. 対象

対象は、真庭保健所（9町村、1995年において人口約51,000人、高齢化率27.7%）の1992-1998年の死亡データ、1995-1997の基本健康診査の個人データ、および1地域保健所（3町村、1994年において人口約24,000人、高齢化率26.4%、現在

* 岡山県真庭保健所

連絡先：〒717-0013 岡山県真庭郡勝山町勝山620-

5 岡山県真庭保健所 井上康二郎

保健福祉センター)の1992-1996年の死亡データ、1995-1996年の基本健診の個人データである。基本的に、個人データは、個人のプライバシーの尊重から、個人が特定できるデータは削除して使用した。また、地域を人口1,000-2,000人辺りに、生活圏域を重視して、真庭保健所で28地域、1地域保健所で14地域、計42地域に区分した。

なお、基本健診については、各町村とも、5~10月までに行っている。また、基本健康診査受診率については、真庭保健所の1983(昭和58年)年-1996(平成8年)年の業務報告データを用いた。

2. 方法

- 1) 基本健診受診率に対する、死亡指標のSMR(Standardized Mortality Ratio:標準化死亡比)およびYPLL率の検討について

過去の基本健康診査の受診率が現在に近い年の死亡指標に影響を与えているかどうかを検討するために、真庭保健所の9町村の昭和58年度から平成8年度の基本健診受診率と1992-1996年の9町村の総死亡についてのYPLL率および、1991-1995年の総死亡についてのSMRについて、相関係数の検定を行った。

YPLLとはYears of Potential Life Lost(損失生存可能年数)³⁾のことであり、単純には以下の式に表される。

即ち

$$YPLL \text{ 率} = \frac{\sum(\text{目標年齢} - \text{死亡年齢})}{\text{人口}} \times 10万 \quad (1)$$

この式は、目標年齢まで達せずに死亡した人について、目標年齢-死亡年齢で表される、損失年を算出して、加算(Σ)したものを人口で割る。 Σ (目標年齢-死亡年齢)がYPLL量であり、人口規模が大きくなると共に、比例して大きくなるものであるから、人口で割る。 Σ (目標年齢-死亡年齢)は、死亡年齢が目標年齢を超える場合は、加算しない。なぜなら、それまで加算されたデータを引くことになり、それだけのデータが無い場合と同じ結果となる(相殺される)からである。

このYPLL率の意義は、従来の出現率では十分に表現できなかった死亡者の年齢を表現できる点である。

この考え方は、古く1943年にアメリカのWoolseyが初めて論文に発表している⁴⁾。そして、1977年にカナダ政府厚生省のJ.M Romederらは、このYPLL率の年齢調整法を、基準人口を用いる方法として発表している(考察の個所で説明)⁴⁾。

受診率との相関係数の検定に用いたYPLL率は100歳を目標年齢として、以下のようにして計算した。

100歳 YPLL 率

$$= \frac{\sum\{100 - (\text{死亡年齢} - \text{罹病期間年})\}}{40歳以上人口} \quad (2)$$

1992-1996YPLL率は1992-1996年の間の死亡について算出しその期間年の5で除した。また、1991-1996SMRは1991-1995年の間の死亡について算出し、5で除した後、中間年の1993年の日本の年齢階級別死亡率を用いて算出した。

- 2) 1995年の日本男性の生命表⁵⁾による、基準人口を使わない方法による、総死亡についての年齢調整YPLL率の検討について

ここで、年齢調整YPLL率は以下の独自に作成した計算式を用いた。これは、基準人口を用いるRomederらの方法とは異なる。

$YPLL_i$: i 歳における死亡についてのYPLL量
 T : 目標年齢, n_1, n_2 は年齢区間(この時、 n_2 はその年齢を含めるものとする)であり、 $T > n_2$ である。 i は年齢であり、 $n_1 - n_2$ の中に有る。

p_i : i 歳年齢人口, Q_i : i 歳死亡者数,

$$YPLL_i = \sum_{i=1}^{Q_i} \{T - (i + 0.5)\}$$

$$= (T - i - 0.5) \times Q_i$$

$i + 0.5$ をするのは、中間を半年とするからである。

年齢区間は、 $n_2 - n_1 + 1$ だけ存在する。

Age-adjusted $T(n_1 - n_2)$ YPLL rate (by Inoue)

$$= \frac{1}{(n_2 - n_1 + 1)} \sum_{i=n_1}^{n_2} YPLL_i / p_i$$

$$= \frac{1}{(n_2 - n_1 + 1)} \sum_{i=n_1}^{n_2} \frac{(T - i - 0.5) \times Q_i}{p_i} \quad (3)$$

式(3)は、年齢別のYPLL率を求めて、加算して、加算した年齢区間数で割って、年齢区間数を標準化したものである。

単位は年/人である。式(3)の意味については、考察の個所で述べる。

以上の式を、1995年の日本男性の生命表に用いて、100歳を目標年齢とする年齢別 YPLL 率を算出し、その分布の正規化による分布の検討および目標年齢を高くした時の年齢別 YPLL 率の分布の検討を行った。

3) 真庭保健所と1地域保健所の合計12町村、42地区について、基本健康診査の検査の異常者(高血圧、虚血性心疾患、糖尿病等については、検査で正常でも治療中であれば、これを含める)についての出現率と80歳および、現在人間の最大寿命とされている^{6,7)}120歳を目標年齢とした、40-79歳間の年齢調整 YPHL 率の検討、および生命表の理論による40-80歳間の区間 health loss の検討について

異常者等の粗出現率の検定は、比率の差の検定の中で正規分布による検定⁸⁾を用いた。

YPHL とは Years of Potential Health Lost (損失健康可能年数) のことを言っており、YPLL の概念を基本健診等の検査値異常についても、導入するものであり、筆者はこれを提唱してきた^{9,10)}。

この概念は、生存分析で用いられるエンドポイント¹¹⁾を式(1)の YPLL の場合は死亡、式(2)では、死亡原因が始まった時点、後に示す式(4)の YPHL は健康障害がその年の基本健診の検査所見等で認められた年齢として、YPLL と同様に算出するものである。

これは以下の式で表される。

YPHL_i は i 歳におけるある検査異常等についての YPHL 量 (損失健康可能年数) T は目標年齢、n₁, n₂ は年齢区間 (n₂ は、その年齢を含める) であり、T > n₂ である。i は年齢であり、n₁ - n₂ の中に有る。p_i を i 歳の年齢人口、n_i : i 歳のある検査異常等の総数、r_i : i 歳の受診者総数とすると、

$$\begin{aligned}
 YPHL_i &= \sum_{i=n_1}^{n_2} \{T - (i + 0.5)\} = (T - i - 0.5) \times n_i \\
 \text{age-adjusted } T(n_1 - n_2) \text{ YPHL rate} &= \frac{1}{(n_2 - n_1 + 1)} \sum_{i=n_1}^{n_2} YPHL_i / r_i \times p_i / p_i \\
 &= \frac{1}{(n_2 - n_1 + 1)} \sum_{i=n_1}^{n_2} YPHL_i / r_i
 \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{(n_2 - n_1 + 1)} \sum_{i=n_1}^{n_2} \frac{(T - i - 0.5) \times n_i}{r_i} \tag{4}$$

上の式で × p_i をするのは、r_i の人数を地域の人口に補正するためであるが、結局のところ、分子は r_i : i 歳の受診者総数となる。

以上の式(3)と式(4)を比較すると、YPLL 率と YPHL 率の違いは、死亡年齢の代わりに、健康障害者の年齢を入れ、地域人口の代わりに受診者の人口を使うことになる。上の目標年齢 T は 80 歳と 120 歳の両方を使用し、n₁ - n₂ は、基本健診のデータが豊富に存在する 40-79 歳について行った。この際、実際には下の式のように、10 歳階級ごとに計算を行い、補正した。

$$\begin{aligned}
 40 \text{ 歳代 YPHL 率} &= \{\Sigma(T - \text{異常者の年齢})\} / 40 \text{ 歳代の受診者総数} \\
 50 \text{ 歳代 YPHL 率} &= \{\Sigma(T - \text{異常者の年齢})\} / 50 \text{ 歳代の受診者総数} \\
 60 \text{ 歳代 YPHL 率} &= \{\Sigma(T - \text{異常者の年齢})\} / 60 \text{ 歳代の受診者総数} \\
 70 \text{ 歳代 YPHL 率} &= \{\Sigma(T - \text{異常者の年齢})\} / 70 \text{ 歳代の受診者総数} \\
 \text{年齢調整 YPHL 率} &= (40 \text{ 歳代 YPHL 率} \times 10 + \\
 & 50 \text{ 歳代 YPHL 率} \times 10 + \\
 & 60 \text{ 歳代 YPHL 率} \times 10 + \\
 & 70 \text{ 歳代 YPHL 率} \times 10) / \\
 & 40
 \end{aligned}$$

各 10 歳代ごとの YPHL 率に × 10 をするのは、1 歳代ごとの YPHL 率の合計とみなして補正するため、各 10 歳代ごとの YPHL 率 × 10 を加算して 40 で割るのは、40-79 歳まで 40 年の区間があるからである。

また、生命表の理論による 40-80 (80 歳の期間 は含めない) の間の区間 health loss (n₁ - n₂) は以下の計算式に従った。

区間 health loss (n₁ - n₂) (下の式では、mean of health years loss between n₁ and n₂ としている) の計算方法

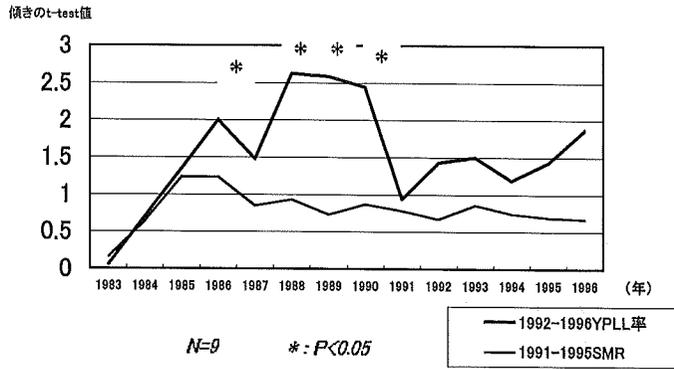
q_x x 歳から x+1 歳まで達しない死亡した率とする。

0 歳のはじめの死亡率 q₋₁ = 0 である。

h_i : i-1 から i 歳に達したときの、0 歳のはじめの生存数を 1 とした時の減少数

$$h_1 = (1 - q_{-1}) \times q_0$$

図1 基本健康診査受診率と、死亡指標であるSMRおよびYPLL率との相関係数の検定結果について



$$h_2 = (1 - q_{-1}) \times (1 - q_0) \times q_1$$

$$h_i = (1 - q_{-1}) \times (1 - q_0) \times (1 - q_1) \times \dots \times (1 - q_{i-2}) \times q_{i-1}$$

n_1 を開始年とした場合、 $q_{n_1-1} = 0$ である。

$h_i^{n_1}$: $i-1$ から i 歳に達した時の、 n_1 歳のはじめの生存数を 1 とした時の減少数

$$h_i^{n_1} = (1 - q_{n_1-1}) \times (1 - q_{n_1}) \times (1 - q_{n_1+1}) \times \dots \times (1 - q_{i-2}) \times q_{i-1}$$

$$= \left\{ \prod_{i=n_1-1}^{i-2} (1 - q_i) \right\} \times q_{i-1}$$

$$\text{mean of health years loss between } n_1 \text{ and } n_2 = \frac{\sum_{i=n_1+1}^{n_2} h_i^{n_1} \times (n_2 - n_1 - i + 0.5)}{(n_2 - n_1)} \quad (5)$$

mean of health years loss between n_1 and n_2 : $n_1 - n_2$ の間の年齢区間で、平均して損失する年数 単位: 年 ここで n_2 は、 n_2 歳に達するまでの終了年齢として、年齢区間は $n_2 - n_1$ である。

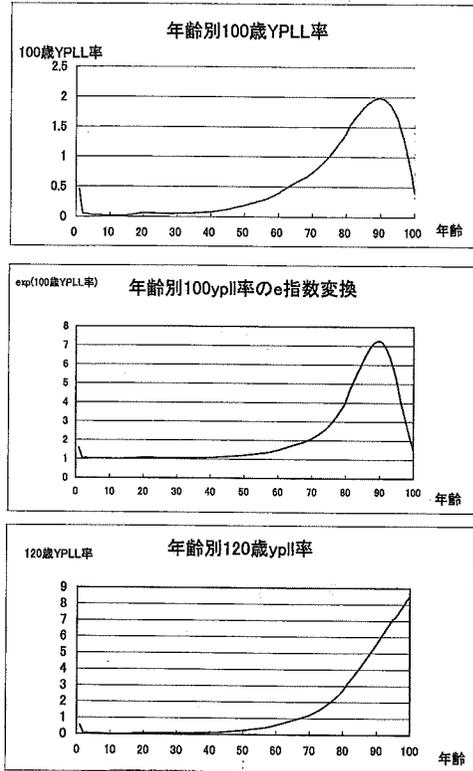
以上の式から、年齢別死亡率の代わりに年齢別の健康障害者の出現率を用いて算出した。

III 結 果

1. 基本健診受診率に対する、死亡指標 SMR と YPLL 率の相関係数の検定について

図1に真庭保健所の9町村 (N=9) の1991-1995年 SMR と1992-1996年 YPLL 率についての、1983-1996年の基本健診受診率との相関係数の検定¹²⁾のt-検定値を示す。受診率と1992-1996年 YPLL (中間は1994) 率は、逆相関で、約4-6年の時間差で、有意 ($P < 0.05$) であった。回帰式は、1988年について、 $Y = -2.3 \times + 446$ ($t = 2.62$,

図2 1995年男性の生命表からの年齢別100歳 YPLL 率と、その正規化および年齢別120歳 YPLL 率の各グラフ



N=9) であった。

1991-1995年 SMR は、受診率とは逆相関であったが、有意な結果はみられなかった。

したがって、SMR よりも YPLL 率の方が、地域診断として適切であることが推測された^{9,10)}。

2. 1995年の日本男性の生命表についての、基準人口を用いない方法による、総死亡の年齢調整 YPLL 率の検討について

図2上に目標年齢を100歳とした場合の年齢別 YPLL 率の変化を示す。

この年齢別100歳 YPLL 率の変化曲線は、正規分布が、右に偏った形を示しており、これを、自然数を底とする指数変換を行ったのが、中の図であり、これについて、終了年齢を100歳とし開始年齢を20歳辺りから80歳辺りまでの間に変化させて、正規分布かどうかの検定¹³⁾を行った。表1に示すように、38歳—99歳で初めて、正規分布とみなされ、平均値±標準偏差 (SD) は、78.6±15.2であり、上側2.5%が除かれる平均値+1.96SDは108.4歳であった。上側0.25%が除かれる平均値+2.81SDは121.3歳であった。また、120歳は2.72SDであり、0.33%が除かれる。

最も正規分布に近いのは、66歳—99歳であり、85.8±7.4であり、平均値+1.96SDは100.4歳で、平均値+2.81SDは106.6歳であった。120歳は4.60SDで0.0%が除かれる。

120歳を目標年齢とした、年齢別 YPLL 率は図2下であり、ここでは、100歳 YPLL 率でみられた山は消失して、死亡が多くなる75歳辺りから直線的に増加していた。115歳までデータが存在する第18回生命表¹⁴⁾の女性のデータで検討する100歳 YPLL 率でのピークは91歳であり、120歳 YPLL 率のピークは102歳で、山のピークは移動していた。

3. 12町村, 42地区における基本健康診査の80歳および120歳を目標年齢とした、40-79歳の年齢調整 YPHL 率の検討、および生命表の理論による40-80歳の区間 health loss の検討について

1) 粗出現率と年齢調整 YPHL 率の検討について

表2に、尿検査の糖陽性者および GOT 異常者についての、42地区合計、地域1, 2の結果を示している。特に地域2はC型肝炎の汚染地域の字を含んでいることがわかっている。

この表で、特に GOT 異常についての粗出現率は、地域2は40-79歳でz0値は7.555であり、 $P < 0.005$ で圧倒的に有意であり、詳しい計算¹⁵⁾によれば、 $P < 10^{-13}$ で有意である。一方、80歳

表1 1985年日本男性生命表による100歳を目標年齢とした年齢別 YPLL 率の正規化とその分布について

38-99歳	はじめて、正規分布とみなせる。	
mean±SD=78.6±15.2		
mean+1.96 SD=108.4	上側2.5%が除かれる。	
mean+2.81 SD=121.3	上側0.25%が除かれる。	
120歳	2.72 SD	上側0.33%が除かれる。
66-99歳	最も正規分布に近い。	
mean±SD=85.8±7.4		
mean+1.96 SD=100.4	上側2.5%が除かれる。	
mean+2.81 SD=106.6	上側0.25%が除かれる。	
120歳	4.60 SD	上側0.0%が除かれる。

使用データ：1995年男性生命表

YPHL 率では、地域2は地域1よりやや低かった。120歳 YPLL 率にすると、地域2が地域1より高くなるという逆転現象が見られた(表2参照)。

年齢調整 YPHL 率は、このように、目標年齢が低い場合、目標年齢に近い年齢に多くの異常者が存在している場合、それを十分に反映できず、120歳という高い設定で、反映できる結果となった。

2) 生命表の理論を用いた40-80歳の区間 health loss について

これを用いた理由は、上のように、YPHL 率の概念では、目標年齢が異なったときに、逆転現象がみられたからで、目標年齢を持たないこの指標の検討を行った。この結果も表2に示している。

表2に見られるように、この指標においても、地域1と地域2の GOT 異常についての差はほとんど無かった。

IV 考 察

1. SMR および年齢調整死亡率について

SMR (Standardized Mortality Ratio) は以下の式¹⁶⁾で表される。

$$SMR = \frac{D}{\sum_{i=1}^n p_i M_i}$$

表2 基本健康診査における、年齢調整 YPHL (Years of Potential Health Lost : 損失健康可能年数 by Inoue) 率, 区間 health loss, 粗出現率の検定について (尿糖陽性者, GOT 異常者)

地区	管内						地域1						地域2					
	-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-	-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-	-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-
年齢階級 (歳)																		
受診者数	235	1,081	1,704	4,155	2,987	903	0	18	34	74	41	10	0	25	69	182	191	84
受診者数 (40-79)			9,927						167					467				
受診者数 (全年齢)			11,065						177					551				
尿糖陽性者数	4	34	74	211	203	35	0	0	5	6	6	0	0	0	1	2	4	3
尿糖陽性者数 "40-79" (出現率)			522(0.053)						17(0.102)					7(0.015)				
尿糖陽性者数 "全年齢" (出現率)			561(0.051)						17(0.096)					10(0.018)				
80歳年齢調整 YPHL 率 (年/人)			0.833						1.370					0.163				
120歳年齢調整 YPHL 率 (年/人)			2.769						5.115					0.627				
40-80区間 health loss (年)			0.506						0.486					0.272				
比率の差の検定 (40-79, Z0 値)			—						2.85***					-3.64***				
比率の差の検定 (全年齢, Z0 値)			—						2.75***					-3.48***				
GOT (41以上) 異常者数	2	37	60	194	144	45	0	2	4	0	3	0	0	1	10	20	23	12
GOT 異常者数 "40-79" (出現率)			435(0.044)						9(0.054)					54(0.116)				
GOT 異常者数 "全年齢" (出現率)			480(0.043)						9(0.051)					66(0.120)				
80歳年齢調整 YPHL 率 (年/人)			0.757						1.716					1.713				
120歳年齢調整 YPHL 率 (年/人)			2.401						4.735					5.865				
40-80区間 health loss (年)			0.473						0.586					0.589				
比率の差の検定 (40-79, Z0 値)			—						0.636					7.581***				
比率の差の検定 (全年齢, Z0 値)			—						0.488					8.804***				

※地域2は、C型肝炎汚染地区であることがわかっている。

* : P<0.05, ** : P<0.01, *** : P<0.005

D : 実際の死亡数, pi : 地域の年齢階級別人口,
 Mi : 全国の年齢階級別死亡率, i : 年齢階級

上記のSMRは、 Mi は各年の全国の年齢階級別死亡率であり、全国の死亡率が高い場合は、 Mi も当然高い値となり、地域で多くの死亡数があっても、全国並という結果になりうる。したがって、SMRを用いた地域内の疾病間比較は、実際の粗出現率による比較とは、意味合いが違ってくる。この指標は、地域の死亡数の大小を表しておらず、純粋な地域内の疾病間比較には適当でない。また、式の構造から、地域の人口構成を標準化しているが、地域の死亡者の年齢構成は、標準化していないと言える。

一方、年齢調整死亡率は、昭和60年時の全国の年齢階級別人口を用いて、時系列比較に使用されるが、以下の式¹⁶⁾で表される。

$$\text{年齢調整死亡率} = \frac{\sum_{i=1}^n Pimi}{\sum_{i=1}^n Pi}$$

Pi : 基準となる人口集団の年齢階級別人口, mi : 地域の年齢階級別死亡率, i : 年齢階級

この値は、基準とする人口構成により値が異なる。地域間、時系列間及び疾病間比較に有効と思われるが、式の構造から、死亡者の年齢構成を標準化しているが、地域人口の標準化はしていない。

以上の、SMR、年齢調整死亡率は、地域の年齢構成と死亡者の年齢構成を同時に標準化はできなかったもので、どちらかの標準化を犠牲にして作成されたものと考えられる。

今回筆者は、地域診断の一つの手法として、地域の人口構成と地域の死亡者の年齢構成を同時に標準化するものとして、年齢調整 YPLL (YPHL) 率を提唱している^{10,17)}。

2. YPLL (YPHL) 率についての問題点

単純な YPLL 率は以下の式である。

$$\text{YPLL 率} = \frac{\sum (\text{目標年齢} - \text{死亡年齢})}{\text{地域人口}}$$

そして、年齢調整を行う場合、以下の2つの式で表される。

すなわち、Romederらの基準人口を用いる式と、筆者が考案した基準人口を用いない式である。

Romederらの式は以下によって表される。

$YPLLi$: i 歳の YPLL 量であり、 Qi を i 歳の死亡数、 pi を i 歳の人口、 n を地域の1歳~70歳までの人口総数とする。

目標年齢は70歳にしており、1歳~69歳までの死亡を実際は、5歳段階に分けて計算を行っている。以下の式は年齢階級を便宜上年齢にしている。

$YPLLi = \{70 - (i + 0.5)\} \times Qi = (70 - i - 0.5) \times Qi$
 基準人口の年齢人口を Pi , N を基準人口の1歳~70歳までの人口総数とする

$\text{correcting factor} = (Pi/N) / (pi/n)$ としている。

Age-adjusted YPLL rate

$$\begin{aligned} &= \left\{ \sum_{i=1}^{70} (YPLLi \times \text{correcting factor}) \right\} / n \\ &= \sum_{i=1}^{70} \{ YPLLi \times (Pi/N) \times (n/pi) / n \} \\ &= \sum_{i=1}^{70} (YPLLi \times Pi/N \times n/pi/n) \\ &= \sum_{i=1}^{70} (YPLLi/pi \times Pi/N) \quad \text{単位: 年/人} \end{aligned}$$

となる。

ここで、 qi を i 歳の死亡率とすると、 $Qi = qi \times pi$ であり、

$$\begin{aligned} YPLLi/pi &= (70 - i - 0.5) \times Qi/pi \\ &= (70 - i - 0.5) \times qi \times pi/pi = (70 - i - 0.5) \times qi \end{aligned}$$

となり、地域の年齢構成である pi が消去される。したがって、

\therefore Age-adjusted YPLL rate

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^{70} (YPLLi/pi \times Pi/N) \\ &= \sum_{i=1}^{70} ((70 - i - 0.5) \times qi \times Pi/N) \end{aligned}$$

となり Pi/N も一定の値なので、この式は地域の死亡率 qi に依存した値をとることがわかる。

すなわち、年齢別あるいは精度は落ちるが年齢階級別の YPLL 率を求めることによって、地域の年齢別人口が消去され(地域の年齢構成を標準化し)、地域の年齢別死亡率に純粋に依存した、死亡者の年齢構成も考慮(若い死亡ほど YPLL 量は多くなる)した指標が得られたと考えられるのである。

現在、この YPLL 率は、主に早期死亡を分析

するために、0歳を除いて、1-65、1-70歳の間で、目標年齢は、65歳あるいは70歳を用いて、ヨーロッパ、北米で、政府や研究者が実際に検討している^{18,19)}。

次の既に示している式は、筆者の $n1-n2$ 歳間、 T 歳を目標年齢とした、基準人口を用いない、年齢調整 YPLL 率である。以下に再掲する。

$$\begin{aligned} & \text{Age-adjusted } T(n1-n2) \text{ YPLL rate (by Inoue)} \\ &= \frac{1}{(n2-n1+1)} \sum_{i=n1}^{n2} \frac{(T-i-0.5) \times Qi}{pi} \end{aligned} \quad (3)$$

T : 目標年齢, i : 年齢, pi : i 歳の人口, Qi : i 歳の死亡者数

この式は以下のように変化する。

qi : i 歳の死亡率とすると、

$$Qi = qi \times pi$$

\therefore Age-adjusted $T(n1-n2)$ YPLL rate (by Inoue)

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{(n2-n1+1)} \times \sum_{i=n1}^{n2} \frac{(T-i-0.5) \times Qi}{pi} \\ &= \frac{1}{(n2-n1+1)} \sum_{i=n1}^{n2} \frac{(T-i-0.5) \times qi \times pi}{pi} \\ &= \frac{1}{(n2-n1+1)} \sum_{i=n1}^{n2} (T-i-0.5) \times qi \end{aligned} \quad (3')$$

すなわち、Romeder らの基準人口を用いた式と同様に、 pi で表される地域の年齢別人口が消去されて、純粋に、地域の年齢別死亡率 qi に依存する式になる。

これは、YPLL 率を年齢別に計算して、その年齢区分ごとに加算し、それを全体の YPLL 率に対応するように、年齢区分で除算したもので、単位は“年/人”であり、前の式1で示される、地域の人口当たりの損失年と同じ単位になる。また、この考え方を保健の分野に応用したものが、YPHL 率 (Years of Potential Health Lost) の考え方で、死亡年齢の代わりに、健康障害者の年齢を用い、地域人口の代わりに受診者の人口を用いることになる。

死亡指標の YPLL 率と健康指標の YPHL 率の相違点は、

1) YPLL 率では、地域の死亡という事象のほぼ全部が把握されるのに対して、YPHL 率は、地域の健康障害の一部分を、その地域の代表とみなしていること

2) YPLL 率の場合、1 死亡者に 1 死因であり、個々の死亡原因ごと YPLL 率の和が、総死亡の YPLL 率に一致し、 $YPLL/\Sigma YPLL$ で、地域の疾病対策の優先度が選択できるのが、YPHL 率の場合には、肥満度や GOT 異常といった検査異常等の健康障害を取り上げているのであり、YPHL では、 $\Sigma YPHL$ といった概念が、観測するデータの内容と数によって変わってくる

3) 死亡指標は、過去の健康指標を現在見ているといった可能性があり、健康施策を展開する上では、参考にしつつも、健康指標を用いるべきであることである。

そして、死亡指標の YPLL 率と健康指標の YPHL 率の利点は、

1) 純粋に、年齢階級別の死亡率に影響されるので、年齢構成が異なった集団同士を比較できる。

2) 集団の時系列変化が、粗出現率の変化よりも鋭敏に、記述できる可能性がある。

であり、死亡指標の YPLL 率については、

3) 集団内のどの死亡が優先順位かといったことも比較できる。

ということが出来る。

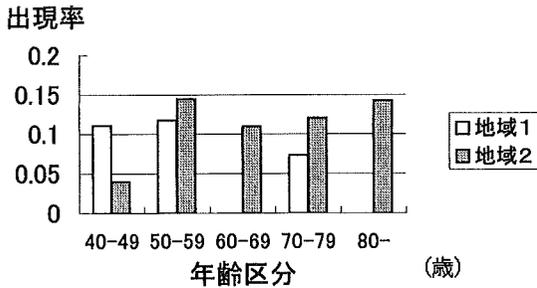
一方、YPLL 率および YPHL 率の欠点としては、目標年齢によって、値が逆転することがあるという点である。

今回は、YPHL 率について観測できただけであり、YPLL 率については推測でしかないが、同様の危険性があると考える。

この逆転の仕組みを図3、図4に示す。

図3は表2で示した YPHL 率の計算の元になる GOT 異常者の地域1と地域2の年齢階級別出現率であり、図4はそれによる YPHL 率逆転の仕組みの図である。図3でわかるように、地域2が出現率で圧倒的に多いにもかかわらず、地域1は40-49歳の出現率が、地域2より多い。地域2は80歳辺りにも分布している。図4で、図3の出現率を正規分布の形でパターン化し、それによる YPHL 量を示している。図4の中が地域1であり、下が地域2である。80歳を目標年齢とした場合では、地域1と2の YPHL 量は、図の薄い領域で囲まれた部分となり、あまり違わないが、120歳を目標年齢とした場合、後の部分が加わることになり、地域2の80歳に近い異常者について

図3 地域1と地域2のGOT異常についての異常者出現率



もそれを反映した高い値を示す。なお、もっと若い世代に異常者の出現率が高い場合には、図4の上のパターンとなり、80歳でも120歳でも高くなる。ここで、これが例えば YPLL 率の場合だとすると、若い世代の死亡が高い国では、高齢者のデータが無いという、いわゆる欠損データが存在するという問題が起こってくる。この場合の処置方法は今後の検討課題であると考えられる。

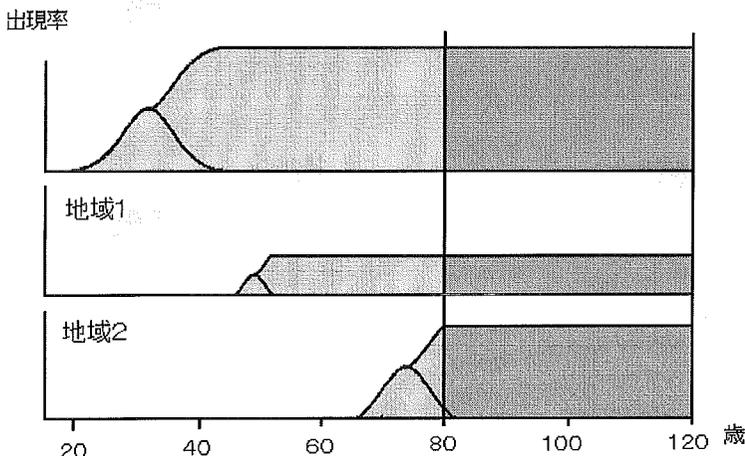
図5は、80歳を目標年齢とした場合、40歳の死亡(異常)は40年の損失年であり、75歳では5年

の損失年であることを示している。また120歳を目標年齢とした場合、40歳の死亡(異常)は80年の損失年であり、75歳では45年の損失年であることを示している。

図6は、80歳を目標年齢とした場合と120歳を目標年齢とした場合の具体的なケースを示すものである。すなわち、80歳を目標年齢とした場合、例として、75歳の異常者が10人という、非常に地域特性として問題がある地域と40歳1人と70歳1人という、あまり地域特性に関係ない地域とが同じ価値になる。一方、図6下は、120歳を目標年齢とした場合には、75歳が10人に対し、40歳5人と70歳1人とで、同じであることを示している。YPLL (YPHL) で、目標年齢を決めることは、いわば、命の計量であり、慎重に決める必要があるが、偶発的な比較的若い人の異常と、高齢者の多くの異常とを区別するためにも、80歳よりも120歳の方が適当であると考えられる。

また、1995年の日本における男性生命表の年齢別100歳 YPLL 率正規化の分布から、広い幅の場合の上側0.25%が除かれる年齢は120歳に近かった。そして、1995年の日本における男性生命表の

図4 表1の地域1、地域2のGOT異常についての、目標年齢を80歳とした場合と120歳とした場合の年齢調整 YPHL 率の逆転の仕組み



脚注

80歳を目標年齢とした場合のYPHL量 + 120歳を目標年齢とした場合のYPHL量

$$YPLL \text{ 量} = \sum_{i=40}^{79} \frac{(T-i-0.5) \times ni}{ri}$$

$$\text{異常者出現率} = \frac{ni}{ri}$$

T: 目標年齢、 ri: i歳の受診者数、 ni: i歳の異常者数

の部分が、異常者の出現率に対応した部分、即ち $\frac{ni}{ri}$ の部分

図5 目標年齢とそれに対応する損失年 (YPLL, YPHL) について

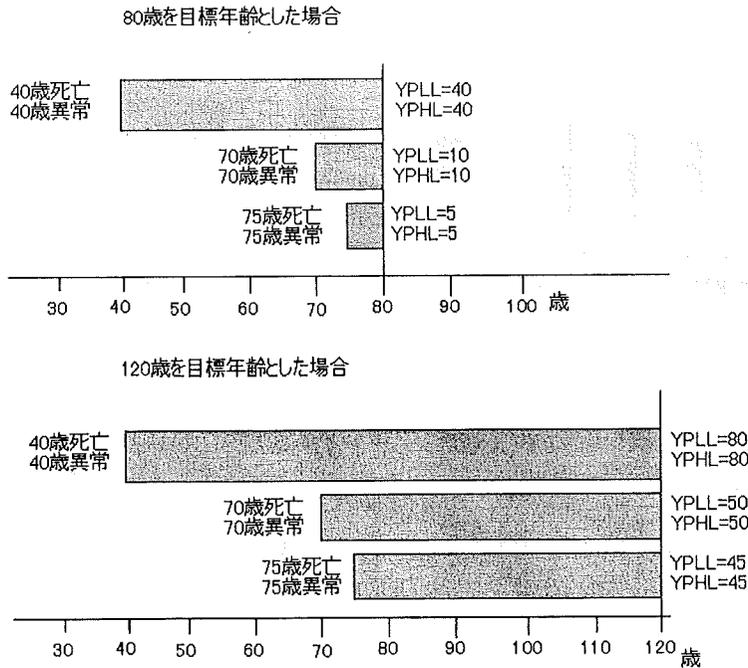
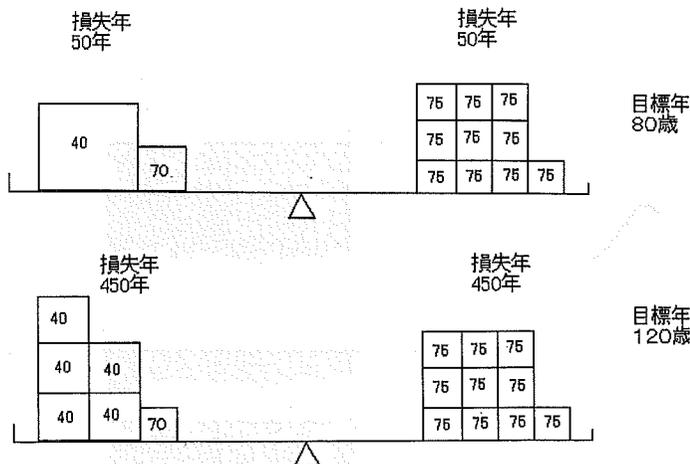


図6 目標年齢の違いによる損失年 (YPLL量, YPHL量) のバランス



脚注

上の天秤の中の四角形の数字は、死亡(異常)年齢を示す。そして、損失年は、目標年齢-死亡年齢の合計を示す。

目標年齢80歳の場合、75歳10人と同じになるのは40歳1人と70歳1人である

目標年齢120歳の場合、75歳10人と同じになるのは40歳5人と70歳1人である。

120歳 YPLL 率は、山が、主な死亡年齢区間である0-100歳間にはみられず、100歳 YPLL 率で山がみられたということは、100歳を目標年齢とし

た場合に、区切る年齢区間が、もし山の手前と後であれば、大きく値が異なるということになる。一方120歳を目標年齢にした場合は主な死亡区間

の0-100歳の区間で山が無いので、年齢区間によつての大きな変化は100歳を目標年齢とした場合より小さいのではないかと考えられる。

また、YPLL (YPHL) 率の計算の場合、目標年齢を、観察期間の最後に置いて行いがちであるが、上の結果は、目標年齢と観察期間の最後を離れたほうが、適切であることを示唆するものである。

最後に、このYPHLの概念を、単年の住民健診で用いることの是非について考察する。これについては、筆者は以下の式を発表¹⁰⁾している。

すなわち、

単に有異常者の場合：

$$YPHLi = \sum_{i=1}^{n_i} (\text{目標年齢} - i)$$

潜在の場合：

$$YPHLi = \sum_{i=1}^{n_i} \{ \text{目標年齢} - (i - \text{損失年数} + \text{改善年数}) \}$$

今まで、論じてきたのは、上の場合である。そして、本当に1個人の損失健康年を算出する場合下式のようになる。単にその年が異常であるからといってi歳を目標年齢から引くのではなく、それまでに異常であった年数である損失年をi歳から引き、またその年の異常の程度や生活習慣から、将来はどれだけこの健康異常が改善するかを推定して、改善年数をi歳に足した年数を目標年齢から引くという式である。

この式はこれから研究すべき領域であると考えられる。本当は、この下の式が、望ましいと思うが、現在の時点ですること、この式の改善年数は考慮しないで、過去の病歴からの損失年数を利用する点がある。言い換えれば、今まで論じてきた上の式は、個人の健康障害を過小評価していると言える。

しかし、過去の病歴期間を正確にデータとして集めることは、実際には、過去の健診のデータが残っていない場合があり、将来には可能になる可能性があるが、現在においては、困難である。また、視点を変えれば、過去の病歴期間を計算に入れた場合、過去の保健指導の影響がそこにあり、今まで論じてきた健康指標の時系列分析という点から言えば、どこの時点の地域診断を行っているのが不明になってくる可能性がある。

したがって、現在入手しうるデータで、受診者の年齢構成と異常者の年齢構成を同時に標準化できると考えられる式を論じてきたのである。

実際に、このYPHL率を地域診断に用いた場合、高齢化が進んでいる地域では、同じ集団で、同じ異常が存在しても、新しい年には、年齢が高くなるので、時系列変化は良い方向に向かう性質がある。また、疾病を患っていて亡くなった方は、当然次の健診には受診しないので、この場合も、見かけ上良い方向に向かう性質がある。しかし、それにもかかわらず、悪い方向に向かっている地域をみることができ。こうした地域は、異常者の粗出現率もみながら、中高年に異常者が多くなっていないか検討する必要がある。また、こうした分析を、継続受診者のグループと非継続受診者のグループに分けて検討し、保健指導の効果を見ることもできると考えられる。

3. 生命表の原理による方法および年齢調整YPLL率の意味について

目標年齢を用いない、生命表の理論を用いた健康指標は、地域3のGOT異常を表現できなかった。生命表の理論は式5に示すように、開始年齢の最初の時点で死亡(異常)率は0として全体の生存数(非異常者数)を1として始める。

以下の式に再掲するとともに、図7に、計算原理を図示する。

q_x 歳から $x+1$ 歳まで達しないで死亡した率とする。

n_1 を開始年とした場合、 $q_{n_1-1}=0$ である。

$h_i^{n_1}$: $i-1$ から i 歳に達した時の、 n_1 歳のはじめの生存数を1とした時の減少数

$$h_i^{n_1} = (1 - q_{n_1-1}) \times (1 - q_{n_1}) \times (1 - q_{n_1+1}) \times \dots \times (1 - q_{i-2}) \times q_{i-1}$$

$$= \left\{ \sum_{i=n_1-1}^{i-2} (1 - q_i) \right\} \times q_{i-1}$$

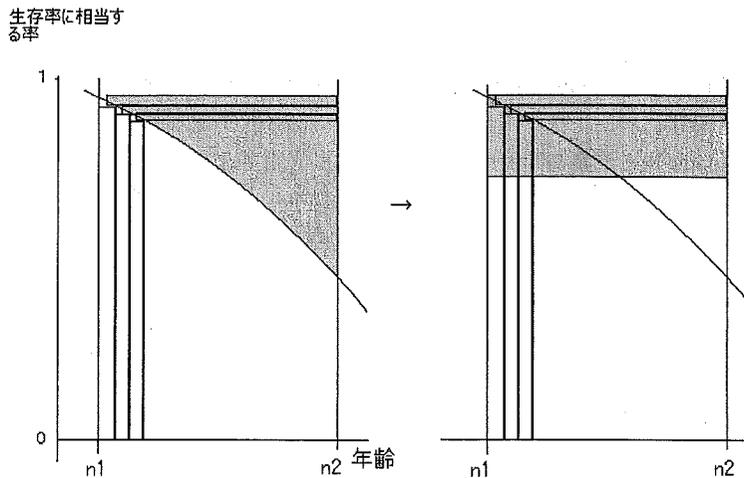
mean of health years loss between n_1 and n_2

$$= \frac{\sum_{i=n_1+1}^{n_2} h_i^{n_1} \times (n_2 - n_1 - i + 0.5)}{(n_2 - n_1)} \quad (5)$$

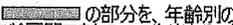
ここで $h_i^{n_1}$ は、損失年の面積を計算するときの、横長の長方形(図7参照)の高さにあたり、 $(n_2 - n_1 - i + 0.5)$ は、横長の長方形の横の長さに相当する。

これを足し算して、年齢区間で割るのである。

図7 生命表の生存曲線を利用した区間 health loss の計算方法



脚注

左の図で  の部分を、年齢別の四角形の面積を算出して、合計し近似する。その後、年齢区間で割って、1歳当たりの損失年を計算する。これは、右の図の四角形の高さに相当する。

$n1$ を0歳に、 $n2$ を生存数が0になるくらいの長さにもって行って、算出し、面積を上を持ってくるのではなく、 $n2$ の縦の左に持ってきた場合にその長さは $n2$ -平均寿命となる。

このように、損失年を規定する横長長方形の面積は、観察期間終了まじかの高齢者の死亡は、その直前の生存数そのものも減少しているため、高さは、若い人の場合より、少なく計算される結果となると考えられる。

また、この生命表の理論を、地域の年齢階級別人口構成のデータを用いて、死亡指標について計算する場合を考えると、例えば70-74歳間の人のデータ処理は、YPLLの計算では、1歳ごとにYPLL量が計算されるが、生命表の理論では、個人の正確な年齢は評価されずに、人数としてこの年齢区分に入れられる(図8参照)。年齢階級の場合、生命表の理論による計算は、正確な値の算出は難しいものになる。一方年齢調整YPLL率は、真庭保健所では、人口母数を開始年の年齢階級別人口を用いて、4-5年の死亡データを用いる。この期間内で死亡した人のYPLL量は、生年月日から、開始年の年齢階級のどれに属するかを決定後に、目標年齢-死亡年齢でYPLL量を計算して、加算していく。最後に、年齢階級別の1年当たりのYPLL率を算出(観察年が5年な

ら、/5)し、年齢調整YPLL率と同様に以下のように算出する

$$\text{年齢調整 YPLL 率} = (\text{40歳代 YPLL 率} \times 10 + 50 \text{歳代 YPLL 率} \times 10 + 60 \text{歳代 YPLL 率} \times 10 + 70 \text{歳代 YPLL 率} \times 10) / 40.$$

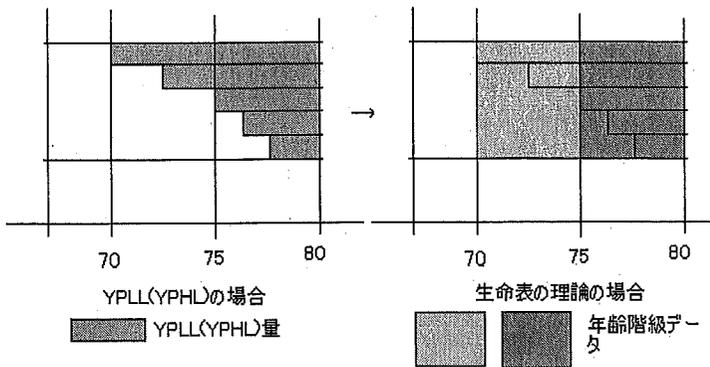
次に、年齢調整YPLL率 (by Inoue) の意味について、式を再掲して、考える。

$$\begin{aligned} \text{Age-adjusted } T(n1-n2) \text{ YPLL rate (by Inoue)} \\ = \frac{1}{(n2-n1+1)} \sum_{i=n1}^{n2} (T-i-0.5) \times qi \end{aligned} \quad (3')$$

$(T-i-0.5)$ は図7の生命表の原理の図で言えば、横長長方形の横の長さに $T-n2$ を加えた長さに当たる。そして、高さは、 qi である。

$qi = Qi/pi$ であり、すなわち、生命表の理論のように、生存率を掛け合わせて、横長長方形の高さを計算するので無く、死亡率を高さとするものであり、ハザード²⁰⁾、すなわち、分母を直前の生存数とする考え方を横長長方形の高さにするものである。したがって、ハザードでない、生命表の考え方よりも、大きい値をとる。また、これは、縦の長さが、年齢と共に、生命表の考え方の図の0よりも小さいところに存在することになり、上の生命表の原理のように、 $n2$ の縦の左に持って

図8 年齢階級における YPLL (YPHL) 量の計算と生命表の計算の違い



脚注

YPLL (YPHL) の場合、年齢階級別の計算になっても、異常 (死亡) の個人の正確な年齢を反映できるが、生命表の場合は、その年齢階級の 1 データに含まれてしまい、異常 (死亡) の個人の正確な年齢を反映することが難しい。

くることはできない。

実際、1995年の男性の生命表から、年齢調整 100 (0-99) YPLL 率は 0.55 であり、生命表の理論では、0.24 (0-100の間で、24であり、縦に持ってきて 100 から引くと、平均寿命の 76 がほぼ得られる) であった。

4. 考察のまとめ

1) 死亡指標は、現在の健康についての指標でなく、過去の健康についての地域診断である可能性があり、サーベイランス的に地域診断を行うには、より最近の住民の基本健康診査を活用する必要がある。

2) SMR は、地域間の比較には有効である。しかし、標準化する年齢階級別死亡率によって値が変わってきて、一般に、各年の日本の年齢階級別死亡率が使われており、時系列変化および地域内の疾病間比較には、不適切に使用される可能性がある。

3) 年齢調整死亡率は、地域間、時系列間および疾病間比較に有効と思われるが、標準化する年齢階級別人口で値が変わってくる。

4) 粗出現率は、値が単純で、死亡指標および健康指標のどちらにも広く活用でき、時系列間、疾病間比較も可能である。有意差検定法も一般的に知られている。しかし、死亡 (健康異常) 者の年齢を考慮したサーベイランス的な時系列変化には、鋭敏性に欠ける。

5) 年齢調整 YPLL (YPHL) 率は、長所とし

て

(1) 純粋に、年齢 (階級) 別の死亡率に影響され、地域人口年齢構成 (受診者の年齢構成) および死亡者 (健康異常) 者の年齢構成の両方を同時に標準化している可能性があり、年齢構成が異なった地域間を比較することができる。

(2) 集団の死亡 (健康異常) 者の年齢を考慮した、時系列変化をサーベイランス的に鋭敏に記述できる。

(3) 特に死亡については、疾病間比較により、どの疾病について重要化の選択ができる。

欠点として

(1) 目標年齢を若く取った場合、目標年齢に近い人の死亡 (健康異常) 者の数が、若い人の死亡 (健康異常) 者の数に隠されてしまう可能性がある。それを防ぐためには、人間の最大寿命である 120 歳を目標年齢にとる必要がある。

(2) 有意差検定法については無い。今後検討する必要がある。

6) 生命表の理論による方法は、健康指標について可能であるが、目標年齢を観察年の終了にとった年齢調整 YPLL 率と同様に、観察年終了近くの健康異常の数は、観察年開始近くの健康異常の数に隠蔽されて、表現できない。

V 結 語

1. 地域特性については、住民の健康診断についての異常者の粗出現率が適当である。

2. サーベイランス的に、時系列変化を表現する方法としては、住民の健康診断についての120歳を目標年齢として、データが豊富に存在する40-79歳間の年齢調整 YPHL 率が適当である。

3. 以上のように、年齢を考慮しない方法と、考慮する方法の2つのパラメーターによって、地域診断を行うべきである。

本論文をまとめるにあたり、さまざまな示唆をいただいた、関係者の方々に厚くお礼申し上げます。

本論文要旨は、第58回日本公衆衛生学会総会(1999年10月、大分)において発表した¹⁾。

(受付 1999.11.24)
(採用 2000. 3.14)

文 献

- 1) 西 正美. 保健所の基本的機能. 保健所概論ノート第2版. 東京:日本公衆衛生協会 1986; 22-31.
- 2) これからの地域保健. 厚生省健康政策局計画課, 保健医療局健康増進栄養課, 児童家庭局母子保健課. 第5部参考資料. 東京:中央法規出版, 1994; 141.
- 3) 田中哲郎, 岩坪秀樹, 石井博子. わが国のYPLL(損失生存可能年数)についての検討. 日本医事新報 1995; No. 3727: 26-30.
- 4) J-M Romeder J R McWhinnie. Potential Years of Life Between Ages 1 and 70: An Indicator of Premature Mortality for Health Planning. *Int. J. Epidemiol* 1977; 6: 143-151.
- 5) 日本の将来推計人口—平成8(1996)~62(2050)年—. 国立社会保障・人口問題研究所編集. 東京:厚生統計協会, 1997; 38.
- 6) 菱沼従尹. 寿命の予測, 人間は何歳まで生きられるか. 松崎俊久, 編. 寿命どこまで伸びる?. 東京:女子栄養大学出版部 1984; 275-336.
- 7) 辻 一郎. 寿命の科学. 健康寿命. 東京:麦秋社, 1998; 12-41.
- 8) 大崎絃一, 菊池 進, 緒方正名. 比率に関する検定. コンピュータープログラムによる統計技術. 東京:同文書院, 1978; 72-73.
- 9) 井上康二郎. 小地域における死亡指標(YPLL)の分析. 日本公衆衛生学会編. 第56回日本公衆衛生学会総会抄録集. 横浜. 第56回日本公衆衛生学会総会事務局, 1997; 161.
- 10) 井上康二郎. 望ましい死亡, 健康指標の一考察. 日本公衆衛生学会編. 第57回日本公衆衛生学会総会抄録集. 岐阜. 第57回日本公衆衛生学会総会事務局, 1998; 155.
- 11) 前谷俊三. エンドポイント. 臨床生存分析 生存データと予後因子の解析. 東京:南江堂, 1996; 2-3.
- 12) 緒方正名, 大崎絃一, 菊池 進, 他. 相関係数と回帰直線を求めるプログラム. ベーシックプログラムによる医学統計手法. 東京:同文書院, 1983; 19-32.
- 13) 緒方正名, 大崎絃一, 菊池 進, 他. 標本分布の適合度検定. ベーシックプログラムによる新医学統計手法. 東京:同文書院, 1986; 23-27.
- 14) 国民衛生の動向. 厚生統計協会. 第18回生命表. 東京:厚生統計協会, 1997; 442.
- 15) 緒方正名, 大崎絃一, 菊池 進, 他. 正規分布のパーセント点. ベーシックプログラムによる新医学統計手法. 東京:同文書院, 1986; 17-18.
- 16) 国民衛生の動向. 厚生統計協会. 本号で用いる比率の解説. 東京:厚生統計協会, 1999; 520-521.
- 17) 井上康二郎. 死亡, 疾病, 健康障害等についての新しい年齢調整法. 日本公衆衛生学会編. 第58回日本公衆衛生学会総会抄録集. 大分. 第58回日本公衆衛生学会総会事務局, 1999; 155.
- 18) A. Ortega, M. Puig. Influence of Different Upper Age Limits on the "YEARS OF POTENTIAL LIFE LOST" Index. *Eur. J. Epidemiol* 1992; vol 8, no 6: 875-877.
- 19) U. S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES. Premature Mortality In the United States. *MMWR Morb. Mortal. Wkly. Rep.* 1986; Vol. 35/No. 2S: 1s-11s.
- 20) 前谷俊三. ある時点での生存率と死亡率. 臨床生存分析 生存データと予後因子の解析. 東京:南江堂, 1996; 4-7.

STUDY OF APPROPRIATE SURVEILLANCE OF HEALTH APPRAISAL FOR COMMUNITIES

Koujirou INOUE*

Key words: Community health appraisal, Years of potential life lost (YPLL), Years of potential health lost (YPHL)

A study to determine the appropriate surveillance of health appraisal for communities was made using individual data for deaths in 1992–1996 in Maniwa County (population 51,000), individual data of medical examinations from 1995 to 1997 in Maniwa and other county (population 24,000), rate for people receiving medical examinations from 1983 to 1996 in Maniwa County and life table data for Japanese males in 1995.

The results obtained were as follows:

(1) The total YPLL (Years of Potential Life Lost) rate was reversely correlated with the proportion of people who had a medical examination as compared to the total population, with a time lag of about 6 years ($P < 0.05$). It can be concluded that past health appraisal may influence future indicators of death with a time lag of about 6 years.

(2) In the case of calculation of Years of Potential Life Lost rate (YPLL rate = sum of {target age - (death age + 0.5) between n_1 and n_2 ages} / population), if the target age is close to the n_2 , the number of deaths close to the n_2 have a possibility of very small evaluation to influence of number of these near to n_1 . Therefore a target age must be set up some years above n_2 .

(3) There is a peak point (about 90 years) among 0 and 99 years old for the YPLL rate in life tables for Japanese males in 1995 using the target age of 100. On the other hand, using a target age of 120 there was a linear increasing from about 75 age with no peak. Then, if YPLL rate with a target age of 100 is used, there may be big different values among n_2 before peak age and after peak age.

(4) To perform appropriate surveillance of health appraisal for communities (population size: 1000–2000), two indicators must be used. One is a simple rate for number of death peoples of some diseases to total population or of peoples who have an abnormal indicator on some medical examinations to total number of peoples who have a medical examination, in which case that person's age is not be considered. The other is Age-Adjusted YPLL or YPHL (Years of Potential Health Lost) rate not using a data of standard population that have been showed next equation. A target age should be set at 120, as a maximum age of human life rather than 80 or 100.

Age-Adjusted $T(n_1 - n_2)$ YPLL rate (by Inoue)

$$= \frac{1}{(n_2 - n_1 + 1)} \sum_{i=n_1}^{n_2} \frac{\{T - (i + 0.5)\} \times Q_i}{p_i}$$

T : A target age (value of 120 is appropriate), n_1 : youngest individual age, n_2 : oldest age, i : individual age between n_1 and n_2 , p_i : population (in the case of YPHL rate, it shows a number of peoples receiving medical examination) at age of i , Q_i : number of death on some disease (number of peoples who have an abnormal indicator on some item of medical examination) at age of i .

* Maniwa Health Center of Okayama Prefecture, Japan