

运用广义增长平衡法和综合绝世代法估计 1991—1998 年全国疾病监测系统的居民漏报水平

万霞 周脉耕 王黎君 陈爱平 杨功焕

【摘要】 目的 运用广义增长平衡法(GGB)和综合绝世代法(SEG)估计 1991—1998 年全国综合疾病监测系统(DSP)的居民漏报水平。方法 分别采用以上两种方法对 DSP 1991—1998 年居民分年龄别漏报率进行估计,其中 GGB 法是通过以死亡率为自变量,以进入率和增长率差值为应变量拟合一元线性方程,即 $n^*(x) - r^*(x+) = [\ln(k_1/k_2)]/t + [(k_1k_2)^{0.5}/c]d^*(x+)$; SEG 法通过 2000 年人口普查计算的 85 岁期望寿命值及公式 $N(x) = \int_0^x D(a) \cdot \exp[\int_0^a r(u)du]d(a)$ 来计算。绘制散点图判断分年龄别漏报情况,最后根据计算出的漏报率,对各年龄别死亡率进行漏报校正。结果 采用 GGB 法得出 1998 年人口相对于 1991 年上报的人口完整性为 87.29%, 1991—1998 年死亡漏报率为 11.7%, 各年龄别的漏报程度不高; 而采用 SEG 法得出 1991—1998 年 DSP 数据报告的漏报率为 48.0%, 而且随着年龄别的上升, 报告漏报率呈显著下降趋势。结论 GGB 法和 SEG 法较常用的漏报调查方法节约了成本、可以估计一段时期内的平均漏报水平, 并且 GGB 法可以同时估计一段时期内人口的相对完整性和死亡漏报情况, 但是其自身也有局限性。采用 SEG 法和 GGB 法计算的结果差异比较大, 采用 GGB-SEG 两阶段法对 DSP 数据获得了很好的死亡漏报估计。

【关键词】 疾病监测系统; 漏报; 广义增长平衡法; 综合绝世代法

Using general growth balance method and synthetic extinct generations methods to evaluate the underreporting of death at disease surveillance points from 1991 to 1998 WAN Xia^{*}, ZHOU Mai-geng, WANG Li-jun, CHEN Ai-ping, YANG Gong-huan. ^{*}Institute of Basic Medical Sciences, Chinese Academy of Medical Sciences, Peking Union Medical College, Beijing 100005, China
Corresponding author: YANG Gong-huan, Email: yangghuan@vip.sina.com

【Abstract】 Objective Using both general growth balance (GGB) and synthetic extinct generations (SEG) methods to evaluate the underreporting of deaths in disease surveillance points (DSP) from 1991 to 1998. Methods We used those two methods to estimate the underreport rate in DSP from 1991—1998. According to GGB method, death rate and the difference between entry rate and growth rate were regarded as independent and dependent variable, respectively, to fit a one-dimensional linear equation $n^*(x) - r^*(x+) = [\ln(k_1/k_2)]/t + [(k_1k_2)^{0.5}/c]d^*(x+)$. About SEG method, it was calculated by life expectancy at age 85 of national census in 2000 and an equation $N(x) = \int_0^x D(a) \cdot \exp[\int_0^a r(u)du]d(a)$. Then we drew scatter diagram to evaluate underreporting of average intercensal age-specific mortality rates, and made adjustment. Results By GGB method, the population count in 1998 was 87.29 percent as complete as the count in 1991. For the period of 1991—1998, the number of underreporting of deaths was 11.7 percent. The underreporting of average intercensal age-specific mortality rates was not high. However, when SEG method was used, the underreport rate became 48.0 percent. The underreporting of average intercensal age-specific mortality rates decreased significantly from younger to older age groups. Conclusion GGB and SEG could reduce more cost than other underreporting-related survey, and evaluate the underreporting in a defined time period. GGB could also evaluate the underreporting rate of population and death. However, both these two methods had some limitations. There was big difference between the results when using SEG and GGB, suggesting that we should try to combine GGB and SEG methods to get the better results.

【Key words】 Disease surveillance points; Underreport; General growth balance; Synthetic extinct generations

DOI: 10.3760/cma.j.issn.0254-6450.2009.09.016

基金项目:北京市与中央高校共建项目(XK100230447)

作者单位:100005 北京, 中国医学科学院基础医学研究所/北京协和医学院基础学院(万霞、陈爱平、杨功焕); 中国疾病预防控制中心(周脉耕、王黎君、杨功焕)

通信作者:杨功焕, Email: yangghuan@vip.sina.com

我国人口多、面积大、发展不平衡,80%的农村人口在家中死亡,为了推算不同类别地区人群的卫生状况,1989年原中国预防医学科学院流行病学微生物学研究所(流研所)在世界银行项目的支持下,根据分层整群随机抽样的原则,重新组建了一个分布在31个省(自治区、直辖市)145个疾病监测点、覆盖1000万人口样本的监测系统——全国综合疾病监测系统(Disease Surveillance Points, DSP)^[1]。从1991年开始,每年开始系统地上报死亡和人口数据,并于2000年以后,对监测系统进行调整,将原有145个监测点扩展到160个。众所周知,监测漏报是数据上报过程中最常出现的错误之一^[2]。因此,为了正确估计漏报,国际上发展了多种漏报的间接估计方法,如模型生命表法、从死亡年龄分布中估计成年人死亡率、采用不同的数据收集方法或者在最近一段时间内采用大型的人户调查、询问幸存者或者家属等估计死亡情况、从两次普查的分年龄人口数中估计死亡率。这五类方法中,第一类、第二类和第五类主要是从方法学的角度,构建模型;第三类和第四类,需要再次调查,然后通过构建数学模型,获得死亡漏报率的大小。为了正确估计DSP的死亡漏报,2000年前流研所分别于1992年、1995年和1998年在各监测点,抽取2000户家庭,利用“捕捉-标记-再捕捉”(CMR)的原理,进行一次出生、死亡的人户漏报调查,确定漏报率用以校正报告数据^[3]。因此,1991—2000年DSP报告的数据正是基于这种漏报调整校正后的数据。这种CMR法正是属于上述的第三类,即采用不同的数据收集方法再次进行人户调查的方法。为了避免二次调查,本研究尝试采用上述第二类方法,即分别采用广义增长平衡法(general growth balance, GGB)和综合绝后代法(synthetic extinct generations, SEG)从方法的角度来构建模型,从而估计1991—1998年DSP监测数据漏报的情况。

资料与方法

1. 数据来源:1991—2000年DSP系统在1000万监测人口中采集常规基本卫生资料的综合监测系统,包括监测人口的出生和死亡(含死因)。该系统每年收集大约5万死亡个案、10万出生个案。死亡数据的收集按照以下程序进行:①每月由疾病监测工作人员通过多种途径掌握死者信息。如城市通过派出所获得,农村通过召开乡村医生会议,并向乡卫生院报告死者姓名和地址的方式掌握死亡名单;儿

童死亡通过妇保医生提供信息获得。②在医院死亡或生前在医院就诊,获得明确诊断者,向调查者出示证据或告知调查者,监测工作人员完成死亡医学证明书的填写。③在家中死亡者,由疾病监测人员,采用死因推断量表访问死者家庭,根据家属的描述,完成死亡医学证明书填写。④由县(区)疾病预防控制中心(CDC)负责死因编码,并报告上级CDC。人口和出生资料的收集,主要是从两种途径获得:①根据每年出生数、死亡数、迁入数和迁出数,利用人口普查资料(1990年7月1日所进行的第4次人口普查)每年进行修改;②利用户口管理资料,每年抄录年末人口数^[4]。本研究选取1991年和1998年通过DSP上报的原始的死亡数和人口数。

2. 漏报率的计算:

(1) GGB法:该法在估计死亡漏报时,同时也估计了两次调查数据中人口数据之间完整的相关性。其假定条件是两次调查数据中人口数据的完整性和死亡漏报是独立于各年龄别^[5]。基本公式是以死亡率为自变量,以进入率和增长率差值为应变量的一元线性方程:

$$n^*(x) - r^*(x+) = [\ln(k_1/k_2)]/t + [(k_1k_2)^{0.5}c]d^*(x+) \quad (1)$$

式中, t 代表两次调查的时间间隔; k_1 和 k_2 分别代表第一次和第二次调查人口的完整性; c 代表死亡报告的完整性; $n^*(x)$ 指的是在这段时间内,进入年龄 x 岁及以上的人口比例; $r^*(x+)$ 指的是 x 岁及以上的人口增长率; $d^*(x+)$ 为 x 岁及以上死亡率。

在该模型中对 k_1 和 k_2 有一个约定,若 $k_1/k_2 > 1$,说明 $k_1 > k_2$,则令 $k_1 = 1, k_2 = 1/(k_1/k_2)$;若 $k_1/k_2 = 1$,说明 $k_1 = k_2$,则令 $k_1 = k_2 = 1$;若 $k_1/k_2 < 1$,说明 $k_1 < k_2$,则令 $k_1 = k_1/k_2, k_2 = 1$ 。

通过上述公式可以计算出总的漏报率,各年龄别漏报情况可以通过绘制散点图来表达。以进入率和增长率的差值 $[n^*(x) - r^*(x+)]$ 为纵坐标,死亡率 $[d^*(x+)]$ 为横坐标,绘制散点图。可以判断通过监测获得的实测值(OBS)与通过方程(FIT)估算出来的 Y 值之间拟合的程度。这两类散点重合得越多,说明拟合的程度越好,即说明漏报率越低,反之,则说明漏报程度较高。

(2) SEG法:其基本逻辑和思路十分简单。在任何一个人群中, t 年 x 岁的人口数,必定等于 t 年以后这些同批人在 x 岁以上各个年龄死亡人数之和。因此,这种方法被称为综合绝后代法。如 t 年25岁的人口,必定等于 $(t+1$ 年26岁死亡人数) $+ (t+2$

年 27 岁死亡人数) + …… + (t+w 年最高年龄组死亡人数) 之和。这里 (t+w) 代表同批人中最后一个死亡的年份。假定这批人今后各年登记的死亡人数之和只等于 t 年 x 岁年龄组人数的 50%，就可以知道死亡登记系统的完整率是 50%^[6]。基本公式：

$$N(x) = \int_x^{\infty} D(a) \cdot \exp\left[\int_x^a r(u) du\right] d(a) \quad (2)$$

式中 N(x) 是当年 x 岁人口数, D(a) 为当年 a 岁死亡人口数, r(u) 为 u 岁分年龄人口增长率。

根据式 (2), SEG 法要求: ① 分年龄死亡人数 D(x); ② 同年分年龄年中人口数 N(x); ③ 同年分年龄人口增长率 r(x), 而为了计算出分年龄人口增长率, 又必须要有两个时点的分年龄人口数。计算步骤及公式见参考文献 [5, 6]。在式 (2) 中, 需要有最高年龄段的预期寿命值。本文最高年龄组为 85 岁。由于 2000 年人口普查距离 1998 年是最近的一次普查数据, 因此, e₍₈₅₎ 取 2000 年人口普查计算得出的结果, 即 e₍₈₅₎ = 5.04^[7]。

通过上述公式可以计算出总的漏报率, 各年龄别漏报情况可以通过绘制散点图来表达, 即以各年龄别报告的完整率 (即通过死亡登记人口数估计出的分年龄别人口数与根据人口登记人数计算出的分年龄别人口数之比) 为纵坐标, 年龄为横坐标, 绘制散点图。比值越接近 1, 说明漏报率越低, 反之, 则说明漏报程度较高。

3. 漏报率校正: 通过计算出的人口和死亡漏报率, 可以对各年龄别死亡率进行漏报校正, 从而能够

更准确地得出年龄别死亡率。

结 果

1. GGB 法计算 1991—1998 年漏报率: 将 GGB 法运用于 1991—1998 年 DSP 数据结果, 如表 1 所示。表 1 中的第 (8) 和第 (9) 列的 X 轴和 Y 轴拟合得到如下的线性方程:

$$n^*(x) - r^*(x+) = 0.019 + 1.058 \times d^*(x+)$$

即截距 a = 0.019, 斜率 b = 1.058。根据式 (1), 可以得到 k₁/k₂ = 1.1456。由于 k₁/k₂ > 1, 则 k₁ = 1, k₂ = 0.8729, k₁k₂ = 0.8729。因此, 可以得到 c = 0.883。也就是说, 1998 年人口相对于 1991 年来说上报的人口完整性为 87.29%; 1991—1998 年死亡漏报率 = 1 - 0.883 = 0.117, 即 11.7%。

在图 1 中, 黑点表示通过监测获得的实测值 (OBS) 计算出来的进入率和增长率的差值 n*(x) - r*(x+) [即表 1 中第 (9) 列] 和死亡率 d*(x+) [即表 1 中第 (8) 列] 拟合的点, 空心的点表示方程 (FIT) 估算出来的 Y 值 [即表 1 中第 (10) 列] 和死亡率 d*(x+) 拟合的点。从图 1 可以看出, 各点拟合的程度相当的好, 除了 5、10、20、25、30、45 和 50 岁 7 个点, 实测值与估计值稍有偏离外, 其余各点几乎重合。因此, 可以说各年龄别的漏报程度不高。

通过上述计算的 1998 年较 1991 年人口完整性为 87.29%, 及 1991—1998 年间死亡漏报率为 11.7% 两个结果, 对 1991—1998 年平均死亡率进行调整,

表 1 运用 GGB 法计算 1991—1998 年 DSP 数据报告的完整性

年龄组 (岁)	年龄 (岁)	1991 年人口数	1998 年人口数	两次监测期间死亡例数	进入率: 年龄 x 岁及以上的人口	增长率: 年龄 x 岁及以上的人口	X 轴	Y 轴	拟合后的 Y 值
group	x	P ₁ (x,5)	P ₂ (x,5)	D(x,5)	n(x+)	r(x+)	d(x+)	n(x+)-r(x+)	a+bx
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0~4	0	899 332	699 810	24 858	-	-0.007 96	0.005 89	-	-
5~9	5	890 136	777 311	3 623	0.018 04	-0.005 57	0.006 01	0.023 61	0.025 78
10~14	10	925 560	827 470	2 396	0.020 35	-0.004 21	0.006 55	0.024 56	0.026 35
15~19	15	1 059 970	907 525	3 636	0.024 25	-0.002 84	0.007 26	0.027 09	0.027 10
20~24	20	1 053 910	929 194	7 099	0.030 18	0.000 04	0.008 27	0.030 14	0.028 16
25~29	25	999 265	930 383	8 497	0.035 47	0.003 24	0.009 55	0.032 22	0.029 53
30~34	30	825 427	821 298	8 173	0.039 23	0.006 05	0.011 29	0.033 18	0.031 36
35~39	35	780 688	754 822	9 047	0.041 60	0.007 52	0.013 43	0.034 08	0.033 63
40~44	40	607 832	672 714	11 586	0.047 89	0.010 65	0.016 41	0.037 24	0.036 78
45~49	45	484 648	547 821	13 275	0.048 35	0.009 62	0.020 11	0.038 73	0.040 70
50~54	50	446 381	459 110	16 398	0.050 41	0.007 44	0.024 64	0.042 97	0.045 49
55~59	55	408 931	405 663	22 551	0.059 99	0.008 54	0.030 86	0.051 46	0.052 06
60~64	60	332 749	349 157	36 954	0.074 75	0.012 44	0.040 11	0.062 31	0.061 86
65~69	65	257 596	282 031	45 428	0.091 44	0.015 28	0.052 64	0.076 17	0.075 11
70~74	70	178 924	196 305	59 798	0.112 31	0.016 84	0.071 87	0.095 46	0.095 46
75~79	75	111 682	122 139	53 013	0.138 80	0.020 01	0.095 01	0.118 79	0.119 94
80~84	80	58 974	65 208	48 672	0.177 53	0.028 80	0.131 73	0.148 73	0.158 79
≥85	85	27 961	41 107	39 979	-	0.055 39	-	-	-
合计		10 349 962	9 789 063	414 983					

见表2第3列。

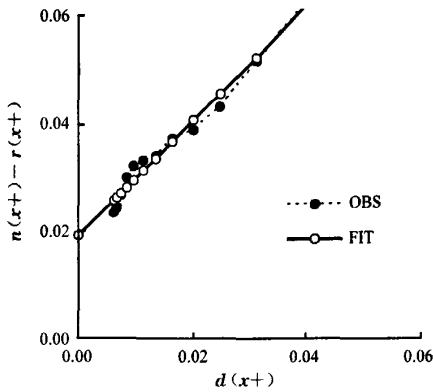


图1 OBS和FIT进入率和增长率差值

$[n^*(x) - r^*(x+)]$ 与死亡率 $[d^*(x+)]$ 的散点图

2. SEG方法计算1991—1998年漏报率:根据式(2),首先计算分年龄别增长率,如表3中第(6)列所示;其次,计算通过死亡登记人数估计出的分年龄别人口数,取 $e_{(85)} = 5.04$,得 $N(85) = 52\ 250$,然后依次逆向计算各年龄别人口数,如第(7)列所示;最后,计算根据人口登记人数计算出的分年龄别人口数,如第(8)列所示。通过第(7)列和第(8)列的比值,可以得到各年龄别的报告完整率,如第(9)列所示。选取第(9)列的中位数,可以得出1991—1998年DSP数据报告的完整率为52%,即漏报率为48.0%。

从图2可以看出,随着年龄别的上升,报告漏报率呈显著下降趋势。在25岁以前,漏报率在65%左右,到了80岁,漏报率只有10%左右。

表2 运用GGB法对1991—1998年DSP数据的死亡率进行漏报校正

年龄组(岁)	年龄(岁)	调整1991—1998年平均年龄别死亡率
(1)	(2)	(3)
0~4	0	0.004 736
5~9	5	0.000 658
10~14	10	0.000 414
15~19	15	0.000 560
20~24	20	0.001 084
25~29	25	0.001 332
30~34	30	0.001 500
35~39	35	0.001 781
40~44	40	0.002 739
45~49	45	0.003 894
50~54	50	0.005 475
55~59	55	0.008 369
60~64	60	0.016 388
65~69	65	0.025 476
70~74	70	0.048 229
75~79	75	0.068 610
80~84	80	0.118 637
≥85	85	0.178 246

通过计算出来的报告完整率,调整1991—1998年的死亡人数,从而得出调整的死亡率,如表4中第(3)列。

讨 论

在我国,目前的漏报调查多采用不同的数据收集方法或者在最近的一段时间内采用大型的入户调查,如我国人口普查多采用事后质量抽样调查(post-enumeration survey, PES)^[8],监测系统多采用CMR法^[9-11]。从本文可见,GGB法与SEG法均是通

表3 运用SEG法计算DSP数据报告的完整性

年龄组(岁)	年龄(岁)	1991年人口数	1998年人口数	两次监测期间死亡例数	分年龄别增长率	根据死亡登记人数计算的分年龄别人口数	根据人口登记人数计算的分年龄别人口数	比值
group	x	$P_1(x, 5)$	$P_2(x, 5)$	$D(x, 5)$	$r(x, 5)$	$N^*(x)$	$N(x)$	$N^*(x)/N(x)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0~4	0	899 332	699 810	24 858	-0.035 835	309 473	-	-
5~9	5	890 136	777 311	3 623	-0.019 362	343 012	1 170 537	0.293
10~14	10	925 560	827 470	2 396	-0.016 004	374 077	1 201 524	0.311
15~19	15	1 059 970	907 525	3 636	-0.022 182	402 747	1 283 097	0.314
20~24	20	1 053 910	929 194	7 099	-0.017 992	446 144	1 389 402	0.321
25~29	25	999 265	930 383	8 497	-0.010 203	480 714	1 386 311	0.347
30~34	30	825 427	821 298	8 173	-0.000 716	497 158	1 268 290	0.392
35~39	35	780 688	754 822	9 047	-0.004 813	490 755	1 105 069	0.444
40~44	40	607 832	672 714	11 586	0.014 489	493 553	1 014 570	0.486
45~49	45	484 648	547 821	13 275	0.017 504	447 888	807 865	0.554
50~54	50	446 381	459 110	16 398	0.004 017	397 650	660 389	0.602
55~59	55	408 931	405 663	22 551	-0.001 146	373 509	595 749	0.627
60~64	60	332 749	349 157	36 954	0.006 876	353 040	529 009	0.667
65~69	65	257 596	282 031	45 428	0.012 946	304 785	428 879	0.711
70~74	70	178 924	196 305	59 798	0.013 244	241 700	314 820	0.768
75~79	75	111 682	122 139	53 013	0.012 787	168 362	206 961	0.813
80~84	80	58 974	65 208	48 672	0.014 356	106 590	119 473	0.892
≥85	85	27 961	41 107	39 979	0.055 053	52 250	-	-
合计		10 349 962	9 789 063	414 983				

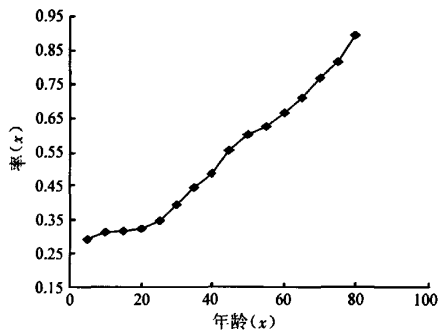


图2 各年龄别死亡报告完整率散点图

表4 运用SEG法对1991—1998年DSP数据死亡率进行校正

年龄组(岁)	年龄(岁)	调整死亡率
(1)	(2)	(3)
0~4	0	0.008 60
5~9	5	0.001 20
10~14	10	0.000 75
15~19	15	0.001 02
20~24	20	0.001 97
25~29	25	0.002 42
30~34	30	0.002 72
35~39	35	0.003 24
40~44	40	0.004 97
45~49	45	0.007 07
50~54	50	0.009 94
55~59	55	0.015 20
60~64	60	0.029 76
65~69	65	0.046 26
70~74	70	0.087 58
75~79	75	0.124 59
80~84	80	0.215 44
≥85	85	0.323 69

过两次调查的分年龄别人口和死亡来间接估计成年人漏报的方法,且均不需要稳定人口的假定,具有优越性。

1. 节约调查成本。PES和CMR法均要求做两次或两次以上的调查,在具体操作过程中往往耗时、耗人和耗力,成本相对较高;而GGB法和SEG法单纯从方法学上构建模型入手,避免了进行大规模的现场漏报调查,节约大量的漏报调查成本投入。

2. 可估计一段时期内平均漏报水平。PES和CMR法只能估计本年度此次调查数据的漏报水平,不能估计一段时期内的平均漏报水平。在现场工作中,尤其是监测系统中,不可能每年都对上报的数据进行一次漏报调查,因此,往往是每隔几年采用CMR法做一次漏报调查来估计最近几年的漏报水平;而采用GGB和SEG法可以快捷地估计出一段时期内的平均漏报水平。

3. 可同时估计一段时期内人口的相对完整性和死亡漏报情况。在监测系统中,死亡率报告的准确

与否,除了与死亡人数上报准确有关外,还与人口数上报准确有关。CMR法只能单纯地估计死亡漏报水平,而不能估计监测系统中上报的人口是否完整;而GGB法既可以推算出死亡漏报水平,同时还能估计出在这段时期内监测人口的相对完整性。因此具有相对准确性。

4. 各有局限性。应用GGB法需要有三个方面的条件:①封闭的人群;②分年龄别人口和死亡覆盖率相对稳定;③人口和死亡的年龄记录要准确^[12]。因此,GGB法对于年龄是否报告错误非常敏感^[13],且这种方法仅适合于成年人死亡漏报的估计,对于婴儿死亡漏报的估计不适用。相对于应用GGB法需要满足的以上三个条件来说,SEG法增加了一个条件,即两次调查的覆盖率(即完整率)必须一致^[12]。如果对流动人口可以忽略,且在某一个年龄段以上的死亡漏报率是相同的情况下,两种方法所得出的应该是一致的。但是,如果收集到的数据并不完全满足以上两个条件或者数据不够准确时,SEG与GGB法往往会得出不同的结果。因此,同时采用两种方法对同一组数据进行漏报估计,可以间接地判断数据是否足够的准确,或者以上条件是否得到充分的满足。

本文采用SEG法对1991—1998年的居民死亡漏报进行了估计,得出死亡漏报率在48%左右,而采用GGB法计算的漏报率为11.7%,两法计算结果相差之大,究竟哪个合适呢?在GGB法中,得出1998年较1991年总的人口完整性为87.29%,由此说明1991年和1998年的完整率存在不一致。因此,单纯采用SEG方法进行漏报率估计存在不妥。那么,是否GGB法计算的结果就优于SEG法呢?实际上GGB法对于年龄是否报告错误非常敏感,而SEG法对于不同年代人口的覆盖率是否稳定非常敏感,因此,有学者建议采用漏报率间接估计时,应分两阶段,即先用GGB法对人口的完整性进行估计,并校正;然后再采用SEG法,对漏报率进行估计和校正^[13]。文献^[14,15]报道一些发展中国家的数据通过采用两步走的方法,均得到很好的漏报估计。本研究采用GGB-SEG两阶段法对DSP数据进行死亡漏报估计,得到1991—1998年的居民死亡漏报为11.7%。DSP系统中曾采用CMR法上报的1998年总人群死亡漏报率为13.20%^[16],通过GGB-SEG法计算的1991—1998年死亡漏报与CMR法接近。

GGB-SEG法除了校正了死亡漏报水平,同时还校正了人口的漏报率,因此,该法可以快速、便捷

地估计监测(调查)数据的漏报水平。

参 考 文 献

[1] 杨功焕, 郑锡文, 曾光, 等. 第二阶段疾病监测点的选取及其代表性. 中华流行病学杂志, 1992, 13(4): 197-201.

[2] 黄荣清. 20 世纪 90 年代中国人口死亡水平. 中国人口科学, 2005, (3): 11-20.

[3] 杨功焕, 王若涛. 传染病漏报调查方案与 CMR 法. 中华流行病学杂志, 1994, 15(特刊 8 号): 38-41.

[4] 戴志潜, 郑锡文, 齐小秋, 等. 疾病监测——方法与应用. 北京: 华夏出版社, 1993: 58-59.

[5] Population Division, Department of Economic and Social Affairs United Nations Secretariat. Methods for estimating adult mortality. 2002(ESA/P/WP.175) <http://www.un.org/esa/population/publications/adultmort/Complete.pdf> (accepted 2009-3-15)

[6] 崔振武, 路磊, 罗茂初, 等. 现代人口分析技术. 北京: 中国人民大学出版社, 1989: 368.

[7] 国务院人口普查办公室, 国家统计局人口和社会科技统计司. 中国 2000 年全国人口普查资料. 北京: 中国统计出版社, 2002.

[8] 王金营. 2000 年中国第五次人口普查漏报评估及年中人口估计. 人口研究, 2003, 27(5): 53-62.

[9] 杨功焕. 中国人群死亡及其危险因素流行水平、趋势和分布. 北

京: 中国协和医科大学出版社, 2005: 17.

[10] 沈靖, 高隼. 捕获-再捕获方法在流行病学发病率调查中的应用. 江苏预防医学, 1997, 7: 70-72.

[11] 符文华, 康晓平, 谷渊, 等. 应用捕获-再捕获法估计 5 岁以下儿童死亡漏报率及死亡率. 中国卫生统计, 2004, 21(1): 21-23.

[12] Hill K, Choi Y. Death distribution methods for estimating adult mortality: sensitivity analysis with simulated data errors. Paper prepared for adult mortality in developing countries workshop. July 8th to 11th 2004.

[13] Hill K, Choi Y, Timaus IM. Unconventional approaches to mortality estimation. Demographic Research, 2005, 13(12): 281-300.

[14] Hill K. Methods for measuring adult mortality in developing countries: a comparative review. International Population Conference, Salvador, Brazil, 2001.

[15] Hill K, Vapattanawong P, Prasartkul P, et al. Epidemiologic transition interrupted: a reassessment of mortality trends in Thailand, 1980-2000. Int J Epidemiol, 2007, 36: 374-384.

[16] 卫生部疾病控制司, 中国预防医学科学院. 中国疾病监测报告(9): 1998 年中国疾病监测年报.

(收稿日期: 2009-04-13)
(本文编辑: 张林东)

· 疾病控制 ·

肿瘤患者下呼吸道超鞭毛虫感染两例报道

周一平 黄烈 陆学东 陈小可

[病例 1] 女性 66 岁, 因咳嗽 1 个月于 2007 年 12 月 19 日入院。12 月 10 日胸部 CT 示左上肺舌叶及下叶背段不规则大片状阴影, 边缘模糊, 其内见支气管含气相, 纵隔未见肿大淋巴结。近一周咳黄痰, 发热, 体温最高 38.8℃, 无盗汗、咯血。体检时体温 38.6℃, 其他未见异常。辅助检查: 血白细胞计数 $10.88 \times 10^9/L$, 中性粒细胞 0.84, 嗜酸性粒细胞 0.10, 血红蛋白 139 g/L。12 月 20 日纤维支气管镜检查仅见左上支气管黏膜轻度肥厚, 于左上肺行支气管肺泡灌洗, 灌洗液涂片镜检可见大量活体超鞭毛虫, 抗酸菌阴性, 细胞学检查见较多高度核异型细胞, 提示为恶性肿瘤(肺泡癌和肺小细胞癌鉴别)。12 月 21 日起给予甲硝唑静脉滴注, 12 月 24 日体温正常。28 日痰涂片见少量不动的超鞭毛虫。

[病例 2] 男性 61 岁, 因发热、咳嗽 5 d 于 2007 年 12 月 10 日入院, 体温最高 39.2℃, 咳黄痰。一年前出现腰痛, 2007 年 5 月在外院诊断“多发性骨髓瘤, IgG 型, III 期 A 并腰椎多发性骨折”, 已化疗 4 次。体检: 体温 38.1℃, 右中下肺湿罗音。辅助检查: 血白细胞计数 $6.49 \times 10^9/L$, 中性粒细胞 0.85, 嗜酸性粒细胞 0.04, 血红蛋白 96.1 g/L, 血沉 110 mm/h, 血清免疫固相电泳 γ 区发现异常单克隆条带, 重链类别为 IgG 类, 轻链型别为 λ 型。痰抗酸染色 3 次阴性。胸 X 线摄片提示两中上肺野散布密度不均、大小不一斑片模糊阴影。给予头孢呋辛、洛美沙星治疗, 一周后咳嗽减轻, 但仍低热 37.2~

37.6℃。12 月 20 日复查胸片见双肺中上野仍有较多斑片阴影。12 月 24 日纤维支气管镜检查未见异常, 右上肺支气管肺泡灌洗液涂片见较多超鞭毛虫。第 2 天改用甲硝唑和依替米星静脉滴注, 3 d 后体温正常。12 月 29 日出院时肺部湿罗音消失, 带甲硝唑继续服用 10 d 后复查胸片双肺斑片阴影基本消失。

讨论: 肿瘤患者细胞免疫功能低下, 易感染多种病原体, 但超鞭毛虫感染罕见报道^[1,2]。超鞭毛虫属原虫动物门, 鞭毛动鞭毛纲, 超鞭毛目。该目下原虫均栖居于蟑螂(蜚蠊)及白蚁的肠道内, 特别是东方蠊的结肠内, 形态大小类似滴虫, 故也有称为蠊鞭滴虫。超鞭毛虫可能是经蟑螂、白蚁的排泄物污染食品、衣物, 由咽部异途进入呼吸道或排泄物干燥悬浮于空气粉尘中被吸入呼吸道。深圳地区气候湿润温暖, 适宜蟑螂、白蚁繁殖生长。已报道的病例中临床表现不同、症状轻重不一, 重者表现为肺炎或肺脓肿、与其他病原体混合感染, 轻者呈慢性咳嗽或哮喘发作, 本文两例考虑是肿瘤发生后患者免疫功能下降引起超鞭毛虫机会感染。两例患者均表现为发热、咳嗽和肺部浸润性阴影, 甲硝唑治疗效果好, 与已有的报道相似。

参 考 文 献

[1] 周一平, 朱新建, 李明, 等. 超鞭毛虫支气管肺感染二例报告及文献复习. 中华结核和呼吸杂志, 2006, 29: 23-25.

[2] 石玉玲, 李林海, 廖扬, 等. 26 例肺部疾病患者合并蠊鞭滴虫感染的诊断和治疗. 中国寄生虫学与寄生虫病杂志, 2007, 25: 430-431.

(收稿日期: 2009-02-20)
(本文编辑: 张林东)