

防护委员会第27号出版物

制定危害指数所涉及的问题

原子能出版社

国际放射防护委员会第27号出版物

制定危害指数所 涉及的问题

国际放射防护委员会报告
(委员会1977年5月通过)

原子能出版社

内 容 简 介

本报告是 ICRP 第26号出版物《国际放射防护委员会建议书》的背景材料之一，其大部分材料可作为第26号出版物的补充。该报告阐述了制定危害指数所涉及的一些问题，指出了以死亡率作为判断标准的局限性，并利用大量的调查资料，估计了辐射诱发死亡造成的平均寿命损失，给出了事故严重程度的表示方法，从而提出了危害指数的可能表述形式。

本书可供辐射防护人员、放射医学和放射生物工作者、有关行政领导干部以及大专院校有关专业师生参考。

ICRP Publication 27

Problems Involved in Developing
an Index of Harm

ICRP, Pergamon Press, 1977

国际放射防护委员会第27号出版物

制定危害指数所涉及的问题

丁文荣 译

李树德 校

原子能出版社出版

(北京2108信箱)

沈阳新华印刷厂印刷

(沈阳市铁西区兴顺街2段10号)

新华书店北京发行所发行·新华书店经售

☆

开本787×1092 1/32·印张1 1/2·字数30千字

1982年2月第一版·1982年2月第一次印刷

印数001—6,000·统一书号：15175·378

定价：0.22元

2671/03

前 言

1973年4月，国际放射防护委员会（ICRP）委托 E. Pochin 编写一份关于比较各种工业（包括伴有辐射照射的工业）的安全性时所涉及的问题的报告，因为考虑到损伤或诱发的疾病类型，及其严重性和相对频率，在不同职业中也许是截然不同的。

这份报告的大部分材料可以作为委员会1977年建议书（ICRP 第26号出版物）的补充，并且应当连同该建议书一起阅读。

目 录

前 言	
一、引言	1
二、以死亡率作为判断标准	2
职业性死亡的年龄分布	3
辐射诱发死亡造成的平均寿命损失	5
三、职业性损伤	10
具有一定严重程度的损伤频率	11
四、事故所致工作日损失的总数	12
五、职业病	18
六、辐射诱发的躯体效应	20
七、辐射诱发的遗传效应	24
八、妊娠期间辐射诱发的效应	29
妊娠频率	29
着床前的危险度	30
对胚胎的危险度	31
对胎儿的危险度	32
妊娠期辐照所增加的总危险度	33
九、危险度随年龄和性别的变化	34
十、危害指数的可能表述形式	36
十一、结论	39
参考文献	40

一、引 言

(1) 在推荐职业性或其它情形下的辐射照射的合适极限时，显然希望能估计出由任何给定的照射所致的有害效应的类型和频率。而在评价辐射职业的安全程度，并把它同其它职业的安全程度相比较时，重要的是把辐射对被照射者及其后代所引起的总危害与其它职业所涉及的总危害，包括致命的或较轻的损伤，职业病或工作环境中诱变物的效应等方面加以比较。

(2) 对该问题谋求任何正规的解决方案显然是不可能的，因为辐射的和其它职业性损伤的各种有害效应不仅在性质上各不相同，而且对不同的人有着不同的重要性。就各种不同类型的残废或疾病的相对重要性而论，人们在大体上显然持有一致的意见，虽然不能在严格的意义上用共同的尺度来衡量。没有一个科学家会象小孩那样把苹果和梨相加。

(3) 因此，首先需要的似乎不是对各种不同的危害类型规定一系列任意的权重因子，而是研究不同职业产生的有害效应的频率及其严重程度，从而对于危害的主要来源以及它们之间的比较可能更容易作出评述。除非能清楚、确切、有系统地阐述这些难题，否则就不会得到明确的答案。要笼统地推断一个人喜爱苹果还是梨，是困难的，然而要推断他是要7个苹果，还是要2个梨，却是比较容易的。因此，下列一些注释旨在有助于对问题的阐述，而不是对问题的回答。

二、以死亡率作为判断标准

(4) 死亡率通常用作不同工业之间的相对安全指数或危害指数⁽¹⁾，而且职业原因所造成的死亡频率显然具有一定的可靠性。因此，辐射照射危险度的估计是以给定的照射所诱发的致死癌症的几率为基础，并将所估计的死亡率同其它职业中的事故死亡率相比较⁽²⁾。

(5) 这种简便的判断标准虽然容易计算，而又意义明确，但也有很多局限性。首先，它忽略了对一切非致命损伤、疾病以及永久性残废的考虑，而这些事例在许多职业中是很常见的。然而，一般认为大多数低剂量的职业性照射不会引起大量的非致命损伤。因而，如果说伴有辐射照射的职业就诱发的死亡率而论比其它职业安全的话，那么从非致命效应这个角度来说就更为安全了。

第二个局限性是，由事故引起的立即死亡和由各种恶性疾病引起的缓发死亡尽管发生的频率相同，两者之间还是存在着差异，而更大的担心是在后者。此外，事故性立即死亡往往被认为是因受害者缺乏技能所造成（不管这种看法是否正确），而恶性病则是一种更带有偶然性的危害，在容许照射极限之内正确操作而且在同样条件下劳动的全部人员之中总有某一比例数的人员发生这种疾病。

单纯用死亡率表示辐射危害的第三个缺陷是，因死亡而损失的寿命的长短要比只考虑死亡这一事实更为重要。因此，还要求考虑实际观察到的或预期的死亡年龄的分布。

职业性死亡的年龄分布

(6) 英国对1971年从事制造业和建筑业事故死亡者的平均年龄进行了调查,按死亡者的年龄、性别、职业进行分组,并将这些数据与各年龄组的职工数作了对比。调查结果,女性只出现6例死亡,因此只对男性进行了分析。表1所列制造业和建筑业中能确定年龄的死亡人数分别为246和188(另外,还分别有4例和13例致命事故的年龄不详)。制造业中因事故死亡的平均年龄是43.3(± 0.8 S.E.)岁,而工作人员的平均年龄是40.1岁。建筑业中死亡的平均年龄是40.9(± 1.0 S.E.)岁,而工作人员的平均年龄是38.0岁。两组中事故性死亡的年龄比职业群体的平均年龄略大,但其差别具有统计意义。这似乎是由于制造业中的死亡率(以每年每百万职工计算)随着年龄而上升,直到大约30岁为止,而在建筑业中直到大约20或25岁为止,在此以后死亡率大致保持恒定,直到65岁以上(表1)。看来,这是这一类职业所具有的一

表1 英国1971年致命事故(男性)调查

年龄组	制 造 业			建 筑 业		
	职工数 (千)	死亡数	每年每百万 死亡数 (\pm S.E.)	职工数 (千)	死亡数	每年每百万 死亡数 (\pm S.E.)
15-	450	6	13 \pm 5	117	7	60 \pm 23
20-	1330	36	27 \pm 4	340	45	132 \pm 20
30-	1200	52	43 \pm 6	270	46	170 \pm 25
40-	1300	62	48 \pm 6	240	26	108 \pm 21
50-	1170	61	52 \pm 7	200	43	215 \pm 33
60-	460	23	49 \pm 10	90	16	180 \pm 45
65-	140	6	43 \pm 18	26	5	192 \pm 86
年龄总计	6050	246	41 \pm 3	1280	188	147 \pm 11
平均年龄 (岁)	40.1	43.3		38.0	40.9	

个共同的特征，因为对14种制造业分别进行了调查，其中有13种制造业的平均死亡年龄大于工作人员的平均年龄，平均超过 $3.2(\pm 0.8S.E.)$ 岁。

(7) 引用另一英国资料⁽³⁾，对其它职业也做了同样的调查，该资料列出了很多职业中工作人员的年龄分布和致命事故的年龄分布。致命事故又列为交通事故、家庭事故及其它事故。“其它事故”中的大部分是属于工作期间的事故。对于7个职业组，其中“其它”事故率超过了全国事故平均值，死亡的平均年龄为42.5岁，比工作人员平均年龄大 0.8 ± 0.45 岁。在列入的26个职业组中，事故性死亡的平均年龄除武装部队成员最低（为28.8岁）外，其它均无显著差异。

日本制造业在1971年的3个月内⁽⁴⁾，致命事故死亡有185例，平均年龄为38.1岁。12910000工作人员的平均年龄为35.1岁。

加拿大的资料报道，男性因工业事故而死亡的平均年龄与职工平均年龄无差异。1970年，在15—64岁的男性中，由于事故（主要是工业事故）而死亡的平均年龄为38.1岁⁽⁵⁾，而所有生存在15—64岁的男性平均年龄约为36.5岁。工作群体的平均年龄稍微不同于与就业和退休的平均年龄相应的男性平均年龄，但差别不大。

(8) 从发生事故性死亡的各年龄组的寿命预期值估算了致死职业性事故所致的寿命损失的平均值。引用了适用于英格兰和威尔士的估计值，得出致死者的平均寿命损失对于制造业为28.6年，建筑业为30.2年，而7个高危险度工业组为29.3年。进一步调查在不同工业中寿命损失的平均值随危险类型和危险度而变化的情况，将是有益的。然而，职业性事故死亡的平均寿命损失暂且取为30年似乎是合理的。

辐射诱发死亡造成的平均寿命损失

(9) 对于辐射诱发的任何致死事例可以估计出一个与上述工业相比较的数值。在正常的职业性照射水平下，该数值也许只包括致死恶性病的诱发（由于遗传损伤或胎儿受到照射而引起的死亡放在后面考虑）。为了作出这种估计，需要以下六个方面的资料：

- (I) 在各种不同作业中所接受的照射在年龄上的分布；
- (II) 从接受照射到诱发致死病死亡间隔时间的分布；
- (III) 潜伏期对受照时的年龄的依赖关系；
- (IV) 受照射群体的年龄组成；
- (V) 因天然原因引起死亡的年龄分布；
- (VI) 有必要知道是否需要累积一定的照射量才会促成恶性病的发展。

(10) 对于伴有辐射的各种职业，已经获得了一些资料，表明接受照射的平均年龄和工作群体平均年龄之间的关系〔第9段(I)和(IV)]*。

* 定义：在年龄从 A_1 到 A_2 的群体中，接受照射的平均年龄 \bar{A}_D 由下式给出：

$$\bar{A}_D = \frac{\int_{A_1}^{A_2} N D A dA}{\int_{A_1}^{A_2} N D dA}$$

式中， N 是在任何年龄的工作人员数， D 是在该年龄时接受的平均剂量。工作人员的平均年龄由下式给出：

$$\bar{A}_N = \frac{\int_{A_1}^{A_2} N A dA}{\int_{A_1}^{A_2} N dA}$$

(I) 对1973年从事于工业辐射探伤照相的 123 名进行了调查, 结果表明: 在这一年里所接受的剂量与年龄之间的相关关系不显著 ($r = 0.17$)。群体平均年龄为33.2岁, 而接受辐射的平均年龄为32.8岁。另外, 迄至调查时记录下来的职业性照射的累积剂量 (D , 雷姆) 与工作人员的年龄 (N , 岁) 有线性关系。 N 对 D 的回归方程可以表示为 $D = 0.44 (N - 17)$ 。

(II) 在放射化学中心的 614 名工作人员中, 1973年一年期间的受照剂量 (d) 与年龄之间有弱正相关关系, 即 $d = 0.18 \pm 0.012N$ 。在平均年龄为 41.1 岁的群体中, 接受照射的平均年龄为45.3岁。

(III) 在一个综合性医院中, 在年照射量和年龄之间不存在显著的相关关系, 无论是在70名放射诊断照相人员 ($r = +0.17$), 或10名放射治疗人员 ($r = +0.07$) 或10名放射学工作人员 ($r = -0.17$) 中都是如此。放射照相人员 (77名女性, 3名男性) 平均年龄为24.5岁, 放射学工作者 (1名女性, 9名男性) 平均为33.6岁。

(IV) 在三个原子能企业中, 工作人员的平均年龄分别为44.3岁, 41.3岁, 和40.4岁; 接受平均累积剂量的相应平均年龄为48.0, 43.4, 和45.2岁。被调查人员共7005人, 群体平均年龄和受照射平均年龄之间相差3.3年。

(V) 英国 8 个核电站, 在3587名男性工作人员中, 在年龄30—60岁这一期间所受的平均年剂量稍高于较年轻或较老年人员所受的年剂量 (表 2), 但受照射的平均年龄 (41.65岁) 与工作人员的平均年龄 (41.05岁) 的差别不大。

(VI) 加拿大反应堆站工作人员的剂量记录表明, 群体平均年龄和受照射的平均年龄之间的差别也很小。对各种不

同类型的工作（表3），接受平均剂量的时间要比平均就业时间迟0—1年，但平均只差0.35年。

表2

年龄(岁)	18—20	21—30	31—40	41—50	51—60	260	总计
工作人员的百分比	2.2	18.7	28.6	29.6	18.0	2.9	100
平均剂量(雷姆年 ⁻¹)	0.23	0.34	0.42	0.42	0.40	0.33	0.39
标准误(S.E.)	0.06	0.10	0.10	0.10	0.10	0.07	

表3

工 种	工作人员数	平均时间(自就业起年数)		
		平均工作年数	迄至接受平均剂量的年数	差 值
反应堆操作人员	438	5.92	5.97	+0.05
机械维修人员	270	4.86	5.15	+0.29
控制工作技术人员	234	5.29	5.49	+0.20
其它受照射者	1137	4.60	5.67	+0.97
全部受照人员	2079	4.99	5.34	+0.35

(Ⅶ) 在日本，也收集到了8个辐射照射职业中6500人(男性6246人，女性254人)的年剂量按工作人员年龄分布的资料。受照射平均年龄超过工作群体平均年龄1.4年。在各职业中，这种差别不一。原子能工作人员组超过3.2至2.5年，在与核动力设备的建造和维修有关的公司中却降低3.1年(受照射的平均年龄小于工作人员的平均年龄)。对于医学、科学研究、教育和工业(包括无损探伤)的工作人员，平均值相差不到1年。

由此可见，外部辐射的职业性照射似乎是按大致恒定的速率随着年龄而累积的。作为上述全部数据的平均值，受照射平均年龄比群体的平均年龄大1.9岁。

(11) 关于较困难的内照射问题还没有获得数据。如果在体内残留有象 ^{239}Pu 和 ^{226}Ra 这类有效半衰期很长的物质时，显然，可预料年剂量将随年龄而增加。假定受照群体中的年龄为18—65岁，各年龄的人数相等，每人在该年龄时摄入的长有效半衰期物质的数量相等，那么在这种情况下，其总贮留量亦即剂量率，将与年龄大致成线性关系地增加。此时，求出所定义的平均年龄和受照射平均年龄的积分值，可以证明受照射平均年龄为 $65 - \frac{1}{3}(65 - 18) = 49.3$ ，工作群体平均年龄为 $\frac{1}{2}(18 + 65) = 41.5$ 岁。甚至在这些情况下，受照射平均年龄也只会超过受照射群体平均年龄约8年。

(12) 为了推求由于辐射诱发恶性病而损失的平均寿命的近似估计值，假设：

(I) 受照射群体平均年龄约为40岁，如上面讨论过的接受工业照射的男性群体那样；

(II) 考虑到所调查的各种职业之间的差别不大，并考虑到可能接受长寿命的体内放射性物质的照射，对这种群体的受照射平均年龄可以取得稍微大一些，例如42岁；

(III) 所受剂量中的每一成分都伴有某一成分的危险，这种危险表现为经过一定潜伏期后因恶性病而死亡，并且假定激发这一恶性病不需要累积剂量的阈值；

(IV) 在给定照射剂量之下，无论是恶性病潜伏期的长短，还是发生恶性病的危险度，都不随受照射时的年龄而异，至少对成年人所受的照射是如此；

(V) 从接受照射到因诱发恶性病死亡的平均间隔在20—25年之间，可以取作23年。这个数值是和占死亡数20%的白血病的平均间隔为13年，其它致死恶性病的平均间隔为25年这一统计资料相吻合。

(13) 根据上述假设，因诱发恶性病而死亡的平均年龄为 $42 + 23 = 65$ （岁）。根据英国资料⁽⁶⁾，在这年龄时预期的平均寿命大约还剩10年。因此，每起致死恶性病的平均寿命损失约是每起事故死亡平均寿命损失的三分之一（如第8段所述，事故死亡平均寿命损失取作30年）。但是，如果考虑到晚年受照射而诱发恶性病与年轻时诱发恶性病相比，平均寿命损失较少，那么可以得到略高的估计值，即大约为13年。

(14) 每起致死恶性病的寿命损失的估计值在不同职业之间可以相差很大。如果在射线摄影工作的女性人员群体中受照射的平均年龄是25岁，潜伏期为23年，那么每起恶性病的寿命损失平均约为30年，相当于工业事故死亡的平均寿命损失。对于连续摄取长寿命放射体而接受内照射的男性群体，如果受照射的平均年龄为48岁，那么潜伏期23年意味着平均寿命损失只有几年。在典型的职业性照射的男性群体中，每起诱发致死恶性病的平均寿命损失似乎在10—15年之间，亦即等于致死工业事故平均寿命损失的 $1/3—1/2$ 。

(15) 因此，如果单纯根据寿命损失时间来进行比较，那么，如同下文所讨论的那样，假定典型的职业性平均年剂量率为 0.6 雷姆/年，平均致死癌症的诱发率（最大预期值）为 100×10^{-6} 雷姆⁻¹，这将导致每年每一百万人中发生致死恶性病60例。如果每例寿命损失为10—15年，那么，（只按寿命损失计算）这相当于工业事故死亡率约为 25×10^{-6} 年⁻¹，每例死亡的寿命损失为30年。该致死事故率类似英国大多数普

通制造业中所观察到的情况，根据每年向工厂检查总监报告的致死事故率资料，在13个制造业中在1959—1970年期间职业性死亡率平均为 56×10^{-8} 年⁻¹。这里假定，由辐射所致的寿命缩短起因于非恶性病的要比起因于恶性病的为小，从现有资料来看，这种假设对人类来说是正确的。然而这里只考虑到工业事故引起的死亡，没有涉及职业性损伤，或因各种类型职业性疾病而引起的死亡。

因此，这种对伤害的比较方法显然有必要推广到包括非致死事故和职业病，以及象遗传损伤，妊娠期间胎儿所受的危害，非致死恶性病和其后成为致命症的疾患时期这样一些辐射效应。

三、职业性损伤

(16) 对职业性损伤影响的调查可以利用两种资料：

第一，调查具有一定严重程度的损伤发生频率，以便了解这种频率如何随年龄或给定职业中的其它情况而变化，或在不同职业中随事故死亡率而变化。

第二，可以尝试对一切损伤的总影响作出评价，例如考虑因不同严重程度的损伤而缺勤的时间，从而推算出由于这类事故平均每年损失的工作时间。然后将该数值与事故死亡频率联系起来，以便估计在不同职业中非致命事故所损失的总工作时间对事故死亡例数的比率。

每种方法都有严重而明显的局限性，但却揭示出某些相互关系，这些关系在把职业损伤的总影响同职业性疾病或事故死亡的总影响相比较时，是有价值的。

具有一定严重程度的损伤频率

(17) 通常表示事故严重程度的几种方法有：缺勤时间，永久性部分残废或完全残废，赔偿费或抚恤金。显然，每种方式涉及许多管理问题。例如，因一定事故而缺勤的时间可能随不同职业或国家的医疗或给假证明的情况，工作人员的年龄或经济地位，事故发生在一周中的哪一天，一年中的什么时令而有很大差异，无疑还与其它许多因素有很大关系。尽管受到这些保留条件的限制，仍有可能作出某些结论。

(18) 将不同职业中的事故死亡频率对具有一定严重程度的事故损伤频率绘成曲线时，随着工业危害总水平的增长，死亡率似乎比事故率增长得更迅速。事实上，从图1所示的数据可以看出，死亡率 D 与“致残”事故发生率 A 之比大约与此类事故率成正比，因而 $A \propto D^{0.5}$ 。

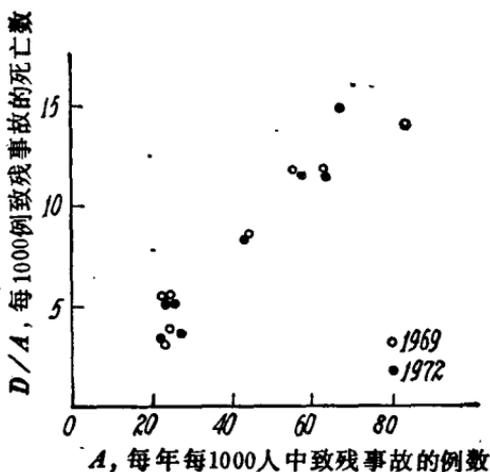


图1 死亡数对致残的职业性事故的比率同事故频率的关系
1969年和1972年美国8种工业的数据（见表4）。

表4列出了8种主要职业的差异悬殊的事故率， D/A 与

A 之间存在着线性回归，对于所调查的二年⁽⁸⁾分别得出 $r = +0.95$ 和 $+0.97$ 。

表4 美国各种职业中事故频率和事故死亡数的关系

职业	1969			1972		
	D	A	$D/A^2 \times 10^{-7}$	D	A	$D/A^2 \times 10^{-7}$
	事故死亡数 每百万人	事故例数 每年		事故死亡数 每百万人	事故例数 每年	
商业	72	23000	1.4	72	22000	1.5
制造业	93	24000	1.6	96	27000	1.3
服务业	121	22000	2.5	120	23000	2.3
政府机关	132	24000	2.3	131	25000	2.1
运输	378	44000	2.0	362	43000	2.0
农业	650	55000	2.1	657	57000	2.0
建筑	736	63000	1.9	710	63000	1.8
矿业	1167	83000	1.7	1000	67000	2.2
平均			1.9			1.9

(19) 在所调查的其它三组工业中，也可看到 D/A 随 A 的增加而增加，在 $A = KD^n$ 式中， n 值在 $0.5-0.8$ 之间变化。在13个危险水平差异适中的英国工厂职业中⁽⁷⁾，当 $n = 0.8$ 时，得出这种幂函数的最佳拟合 ($\log D$ 和 $n \log A$ 的相关系数是 $r = +0.92$)。某一组日本工业⁽⁴⁾ 表明 $n = 0.8$ ， $r = +0.80$ ，另一组给出 $n = 0.5$ ， $r = +0.97$ 。由于调查过的情况太少，事故分类标准不太一致，但总的趋势似乎是当职业的危险性越大，则死亡在总危害中所占的比例亦越大。

四、事故所致工作日损失的总数

(20) 需要作出估计的问题是，在总危害中由于致死事