·讲　座·

一　致　度　分　析

上海医科大学　　詹绍康

对于分类或等级资料，如果有一个客观正确的分类（或分等级）的标准，就可以按此标准对样本中的分类结果作出评价。如果没有这种客观正确的标准，就难以评价某样本中分类的正确与错误的程度，往往只能对几个样本中的分类作一致度分析。只有当两个分类员或多个分类员对同一批样品的分类相当一致时，这种分类方法才可能有实际意义。

一、两次分类一致度的概念：分析一致度时，最简单的是两次分类的资料。例如：

1.两名医师察看X线片子的结果；

2.两名检验员对同一批细胞的分类；

3.两名医师对同一批精神病人的分类；

4.两名中医对同一批病人的辨证；

5.两名调查员对同一批对象的劳动强度归类。

以两名中医对同一批病人的辨证归类为例，如果他们把同一批病人分为阴虚、阳虚和阴阳两虚的结果十分一致，那就可以对阴虚、阳虚和阴阳两虚作进一步的研究；如果辨证分类在各医师之间一致度很差，意味着何谓阴虚、何谓阳虚及何谓阴阳两虚都还弄不清楚，此时来对阴虚、阳虚和阴阳两虚作研究是意义不大的。因此，可以认为，只有当某种分类在各次（不同场合、不同分类员等）分类中都具有相当的一致度时，分类才可能是有意义的。

二、几个表示一致度的指标：假定有两名中医师对200名病人作辨证分类，所得结果如下：

为了便于说明，我们可以把表1重新组合成3个2×2表，以分别描述对阴虚、阳虚及阴阳两虚中的每一类作判断的一致度。例如，对于阴虚，可得：

表1　200名病人的辨证分类结果

		乙医师			
		阴　虚	阳　虚	阴阳两虚	合　计
甲医师	阴　虚	90(0.45)	10(0.05)	20(0.10)	120(0.60)
	阳　虚	2(0.01)	54(0.27)	4(0.02)	60(0.30)
	阴阳两虚	0(0.00)	14(0.07)	6(0.03)	20(0.10)
合　计		92(0.46)	78(0.39)	30(0.15)	200(1.00)

注：括号中的数字是在病人总例数（200）中的构成比

表2　200名病人的阴虚辨证结果

		乙医师		
		阴　虚	非阴虚	合　计
甲医师	阴　虚	90(0.45)	30(0.15)	120(0.60)
	非阴虚	2(0.01)	78(0.39)	80(0.40)
合　计		92(0.46)	108(0.54)	200(1.00)

若用符号来表示其中的比例，则为：

$$\begin{array}{cc|c} a & b & p_1 \\ c & d & q_1 \\ \hline p_2 & q_2 & 1 \end{array}$$

这种资料，可以用下列指标来表示一致度：

1. $Pa = a + d$　　(1)

2. $2Pa - 1$　　(2)

3. $Ps = \dfrac{2a}{2a + b + c}$　　(3)

4. $\lambda r = 2Ps - 1$　　(4)

5. $Ps' = \dfrac{2d}{2d + b + c}$　　(5)

6. $A=\frac{1}{2}(Ps+Ps')$　　　　(6)

对于阴虚，以表2资料可算得：

$Pa=0.45+0.39=0.84$

$2Pa-1=2(0.84)-1=0.68$

$$Ps=\frac{2(0.45)}{2(0.45)+0.15+0.01}=0.85$$

$\lambda r=2(0.85)-1=0.70$

$$P_s'=\frac{2(0.39)}{2(0.39)+0.15+0.01}=0.83$$

$$A=\frac{1}{2}(0.85+0.83)=0.84$$

我们可以用同样的方法对阳虚和阴阳两虚计算出这6个表示一致度的指标值。所得结果列于表3。

从表3可见，用不同的一致度指标，对阴虚、阳虚及阴阳两虚的一致度高低评价是不一样的，用Pa，2Pa－1为指标，阳虚的一致度较高；以Ps，λr 或A为指标，阴虚的一致度较高；以 P_s' 为指标，则认为阳虚和阴阳两虚的一致度较高。这是因为上述指标都只是反映了一致度的某一个侧面，都不全面而造成的。

表3　由表1资料算得的几个一致度指标值

辨证分类	一致度指标值					
	P_a	$2P_a-1$	P_s	λ_r	P_s'	A
阴　虚	0.84	0.68	0.85	0.70	0.83	0.84
阳　虚	0.85	0.70	0.78	0.57	0.89	0.83
阴阳两虚	0.81	0.62	0.24	−0.52	0.89	0.57

三、Kappa统计量 $\hat{\kappa}$ ('kæpə，希腊字母)：

与上述6个指标相比，Kappa 统计量是一个较为满意的一致度指标。

在中医辨证分类的例子里，假定两名医师都不是按中医理论作辨证，而是随机瞎猜，也会由于碰巧而发生所谓"一致"，纯属碰巧而出现各种组合情况的概率见表4。

表4　两种判断碰巧出现各种情况的构成比

		乙判断		
		A类	非A类	合计
甲判断	A　类	p_1p_2	p_1q_2	p_1
	非A类	q_1p_2	q_1q_2	q_1
	合　计	p_2	q_2	1

对于本例中的阴虚，可得表5。假定甲医师"猜"为阴虚的比例是0.60，非阴虚是0.40，而乙医师"猜"为阴虚的比例是0.46，非阴虚是0.54，则两人碰巧都"猜"为阴虚的比例是0.60×0.46＝0.276，两人碰巧都"猜"为非阴虚的比例是0.40×0.54＝0.216，而碰巧甲"猜"为阴虚乙"猜"为非阴虚的比例是0.60×0.54＝0.324，碰巧甲"猜"为非阴虚乙"猜"为阴虚的比例是0.40×0.46＝0.184。

在研究一致度时，怎么利用按表4形式提供的"碰

表5　两医师对病人分类时纯属随机碰巧而出现各种情况的构成比

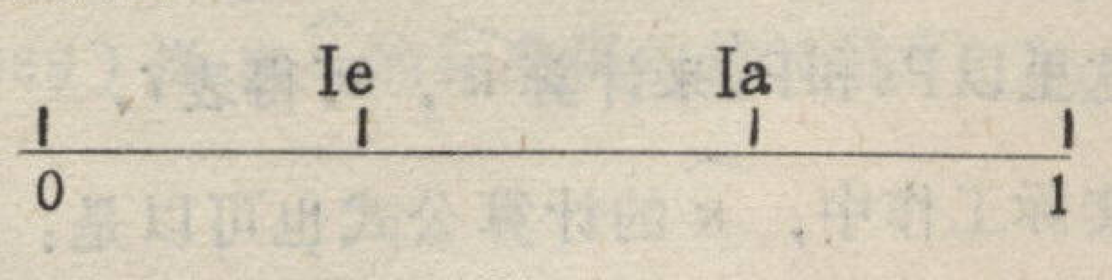
		乙医师		
		阴虚	非阴虚	合计
甲医师	阴　虚	0.276	0.324	0.60
	非阴虚	0.184	0.216	0.40
	合　计	0.46	0.54	1.00

巧"信息，许多统计学者进行了讨论。不管怎样，从一致度指标中扣除"碰巧"的部分或者说用"碰巧"部分信息对一致度指标作校正是合理的。

如果用Ia表示用观察数据（如表2）算得的一致度指数，以Ie表示用纯属"碰巧"信息(如表5)算得的一致度指数，那就可构成一个更合理的表示一致度的指标 $\hat{\kappa}$。

$$\hat{\kappa}=\frac{Ia-Ie}{1-Ie}\qquad(7)$$

在一般情况下 $\hat{\kappa}$ 与Ia、Ie 的关系可以从下面的图中看得更清楚



两种判断完全一致时，Ia＝1，$\hat{\kappa}=1$；大多数情

况下，Ia>Ie，那么$\hat{\kappa}>0$，否则$\hat{\kappa}\leqslant 0$。$\hat{\kappa}$的最大值为1，最小值取决于边际概率，若Ie＝0.5，那么$\hat{\kappa}$的最小值为－1，在其它情况下，$\hat{\kappa}$的最小值在－1与0之间。

公式（7）中的Ia和Ie可以是公式（1）到（6）中的任何一个一致度指标。例如，由表5资料，用公式（1）到（6）可分别算得：

$$Pa=0.276+0.216=0.492$$

$$2Pa-1=2\times0.492-1=-0.016$$

$$Ps=\frac{2\times0.276}{2\times0.276+0.324+0.184}=0.521$$

$$\lambda r=2\times0.521-1=0.042$$

$$P_s'=\frac{2\times0.216}{2\times0.216+0.324+0.184}=0.460$$

$$A=\frac{1}{2}(0.521+0.460)=0.491$$

把用表2资料算得的这一套指标值称为Ia，把用表5资料算得的这一套指标值称为Ie，分别再用公式（7）可算得$\hat{\kappa}$值，这些$\hat{\kappa}$值都等于0.69（表6）。

表6　用不同的Ia、Ie值算得的$\hat{\kappa}$（对阴虚）

	P_a	$2P_a-1$	P_s	λ_r	P_s'	A
Ia	0.84	0.68	0.85	0.70	0.83	0.84
Ie	0.492	−0.016	0.521	0.042	0.460	0.491
$\hat{\kappa}$	0.69	0.69	0.69	0.69	0.69	0.69

例如，对于指标Pa，Ia＝0.84，Ie＝0.492

$$\hat{\kappa}=\frac{0.84-0.492}{1-0.492}=0.69$$

对于指标λr，Ia＝0.70，Ie＝0.042

$$\hat{\kappa}=\frac{0.70-0.042}{1-0.042}=0.69$$

如果要比较阴虚、阳虚和阴阳两虚的一致度，不论用上面的六个指标中的哪一个来计算$\hat{\kappa}$，都可得同样结果。这里以Ps和P_s'来计算$\hat{\kappa}$，可得表7。

在实际工作中，$\hat{\kappa}$的计算公式也可以是：

$$\hat{\kappa}=\frac{2(ad-bc)}{p_1q_2+p_2q_1}\qquad(8)$$

表7　三种辨证分类$\hat{\kappa}$值的比较

	用Ps			用P_s'		
	阴虚	阳虚	阴阳两虚	阴虚	阳虚	阴阳两虚
Ia	0.849	0.783	0.240	0.830	0.885	0.891
Ie	0.521	0.339	0.120	0.459	0.652	0.874
$\hat{\kappa}$	0.69	0.67	0.14	0.69	0.67	0.14

对于本例中的阴虚：

$$\hat{\kappa}=\frac{2(0.45\times0.39-0.15\times0.01)}{0.60\times0.54+0.46\times0.40}=0.69$$

结果一致。

Kappa统计量是由Cohen首先提出的，Scott（1955）、Maxwell和pilliner（1968）也提出了类似于Kappa的统计量。Landis和Koch（1977）建议，若κ≥0.75，可认为一致度极好；κ≤0.40，可认为一致度差；0.40<κ<0.75时一致度较好。

四、g×g表的综合Kappa值（$\hat{\kappa}$）：若以表8形式表示甲、乙两医师的分类结果：

表8　g×g表中的构成比

		乙	分	类	
		1	2	…… g	合计
甲分类	1	P_{11}	P_{12}	…… P_{1g}	$P_{1\cdot}$
	2	P_{21}	P_{22}	…… P_{2g}	$P_{2\cdot}$
	⋮	⋮	⋮	…… ⋮	⋮
	g	P_{g1}	P_{g2}	…… P_{gg}	$P_{g\cdot}$
合计		$P_{\cdot1}$	$P_{\cdot2}$	…… $P_{\cdot g}$	$P_{\cdot\cdot}=1$

对于表8资料，观察到的一致的总比例是：

$$Pa=\sum_{i=1}^{g}Pii\qquad(9)$$

可用碰巧来解释的一致的总比例是：

$$Pe=\sum_{i=1}^{g}Pi.P.i\qquad(10)$$

计算$\hat{\kappa}$的公式就可用：

$$\hat{\kappa}=\frac{Pa-Pe}{1-Pe}\qquad(11)$$

对于表1资料，

$Pa=0.45+0.27+0.03=0.75$

$Pe=0.60\times0.46+0.30\times0.39+0.10\times0.15$

$=0.408$

$\hat{\kappa}=\frac{0.75-0.408}{1-0.408}=0.58$

由表1资料算得甲乙两医师辨证分类的一致度指标$\hat{\kappa}=0.58$。

五、对总体Kappa值（κ）为0的假设作检验： 和其它统计量一样，$\hat{\kappa}$也存在抽样误差。在总体Kappa值为0（κ=0）的假设下，$\hat{\kappa}$的标准误差$S_{\hat{\kappa}}$为：

$$S_{\hat{\kappa}}=\frac{1}{(1-Pe)\sqrt{n}}\sqrt{Pe+Pe^2-\sum_{i=1}^{g}Pi.P.i(Pi.+P.i)} \quad (12)$$

对H_0：κ=0作检验，可用统计量u：

$$u=\frac{\hat{\kappa}}{S_{\hat{\kappa}}} \quad (13)$$

u值服从于标准正态分布。

对表1资料，

$\sum_{i=1}^{g}Pi.P.i(Pi.+P.i)=0.60\times0.46(0.60+0.46)+0.30\times0.39(0.30+0.39)+0.10\times0.15(0.10+0.15)=0.3770$

$S_{\hat{\kappa}}=\frac{1}{(1-0.408)\sqrt{200}}\sqrt{0.408-0.408^2-0.3770}$

$=0.053$

$u=\frac{0.58}{0.053}=10.9$,

$|u|>2.58$，$P<0.01$，一致度有统计意义。

公式9、10、11、12和13也适用于g=2的情况。利用表1原始资料，在分成类似于表2的有关阴虚、阳虚及阴阳两虚的一致度的三个2×2表后，可分别算得三个一致度指标$\hat{\kappa}$，并分别作u检验，结果如下：

表9 各类的$\hat{\kappa}$值和统计检验结果

辨证种类	P_a	P_e	$\hat{\kappa}$	$S_{\hat{\kappa}}$	u
阴　虚	0.84	0.49	0.69	0.067	10.3
阳　虚	0.85	0.54	0.67	0.067	10.0
阴阳两虚	0.81	0.78	0.14	0.069	2.0
合　计	0.75	0.41	0.58	0.053	10.9

表9中Pa可从表3抄得，也可用式（9）算得。

Pe用式（10）算得，

$\hat{\kappa}$用式（11）算得，

$S_{\hat{\kappa}}$用式（12）算得，

u用式（13）算得。

对于阴虚，据表2和表5，可得：

$Pa=0.45+0.39=0.84$

$Pe=0.276+0.216=0.492\cong0.49$

$\hat{\kappa}=\frac{0.84-0.49}{1-0.49}=0.69$

$$S_{\hat{\kappa}}=\frac{1}{(1-0.49)\sqrt{200}}\sqrt{0.49+0.49^2-\sum_{i=1}^{2}[0.60\times0.46(0.60+0.46)+0.40\times0.54(0.40+0.54)]}$$

$=0.067$

$u=\frac{0.69}{0.067}=10.3$

总的Kappa值$\hat{\kappa}$也可以用下面的公式计算并作核对：

$$\hat{\kappa}=\frac{\Sigma(Pa-Pe)}{\Sigma(1-Pe)} \quad (14)$$

对表1资料，

$$\hat{\kappa}=\frac{(0.84-0.49)+(0.85-0.54)+(0.81-0.78)}{(1-0.49)+(1-0.54)+(1-0.78)}$$

$=0.58$

此公式表明，g×g表综合的$\hat{\kappa}$值是多个2×2表$\hat{\kappa}$值的加权平均，权重是（1－Pe）。

六、对κ的任意假设作检验及κ的置信区间： 在对κ等于任意值κ_0的假设作检验时，Fleiss、Cohen和Everitt（1969）提出$\hat{\kappa}$的标准误的估计量$S_{\hat{\kappa}}$为：

$$S_{\hat{\kappa}}=\frac{\sqrt{A+B-C}}{(1-Pe)\sqrt{n}} \quad (15)$$

式中 $A=\sum_{i\neq j}^{g} P_{ii}[1-(P_{i.}+P_{.i})(1-\hat{\kappa})]^2$ （16）

$B=(1-\hat{\kappa})^2\sum\sum_{i\neq j} P_{ij}(P_{.i}+P_{j.})^2$ （17）

$C=[\hat{\kappa}-Pe(1-\hat{\kappa})]^2$ （18）

检验时仍用标准正态分布变量u

$$u=\frac{\hat{\kappa}-\kappa_0}{S_{\hat{\kappa}}} \qquad (19)$$

对于表1资料，若H_0：$\kappa=0.75$，则有

$A=0.45[1-(0.46+0.60)(1-0.58)]^2+0.27[1-(0.39+0.30)(1-0.58)]^2+0.03[1-(0.15+0.10)(1-0.58)]^2=0.2987$

$B=(1-0.58)^2[0.05(0.46+0.30)^2+0.10(0.46+0.10)^2+0.01(0.39+0.60)^2+0.02(0.39+0.10)^2+0+0.07(0.15+0.30)^2]=0.0157$

$C=[0.58-0.41(1-0.58)]^2=0.1663$

$$S_{\hat{\kappa}}=\frac{\sqrt{0.2987+0.0157-0.1663}}{(1-0.41)\sqrt{200}}=0.0461$$

$$u=\frac{0.58-0.75}{0.0461}=-3.69$$

$|u|>1.96$，$P<0.05$，认为总体Kappa值κ不会是0.75，是低于0.75的某个值。

计算总体Kappa值κ的100（1－α）%置信区间可用正态近似公式（20）：

$$\hat{\kappa}-u_\alpha S_{\hat{\kappa}}\leqslant\kappa\leqslant\hat{\kappa}+u_\alpha S_{\hat{\kappa}} \qquad (20)$$

对本例，若α＝0.05，则有

$0.58-1.96\times0.0461\leqslant\kappa\leqslant0.58+1.96\times0.0461$

即 $0.49\leqslant\kappa\leqslant0.67$

总体Kappa值κ的95%置信区间是0.49～0.67。

七、几个$\hat{\kappa}$值的综合及齐性检验：若有M个（M≥2）独立的$\hat{\kappa}$值，需要时可用下列公式综合而得$\hat{\kappa}_c$：

$$\hat{\kappa}_c=\frac{\sum_{m=1}^{M}\frac{\hat{\kappa}_m}{V(\hat{\kappa}_m)}}{\sum_{m=1}^{M}\frac{1}{V(\hat{\kappa}_m)}} \qquad (21)$$

式中$V(\hat{\kappa}_m)$是$\hat{\kappa}_m$的方差，即$S^2_{\hat{\kappa}_m}$

对 H_0：$\kappa_1=\kappa_2=\cdots=\kappa_m$ 作检验的统计量是χ^2：

$$\chi^2=\sum_{m=1}^{M}\frac{(\hat{\kappa}_m-\hat{\kappa}_c)^2}{V(\hat{\kappa}_m)} \qquad (22)$$

其自由度为M－1。κ_c的100（1－α）%置信区间是：

$$\hat{\kappa}_c\pm u_\alpha\sqrt{\frac{1}{\sum_{m=1}^{M}\frac{1}{V(\hat{\kappa}_m)}}} \qquad (23)$$

例如，对同一内容的三次独立的调查中得：

$\hat{\kappa}_1=0.58$　　$S_{\hat{\kappa}_1}=0.0826$

$\hat{\kappa}_2=0.61$　　$S_{\hat{\kappa}_2}=0.0748$

$\hat{\kappa}_3=0.54$　　$S_{\hat{\kappa}_3}=0.0939$

用式（21）可算得综合的Kappa值$\hat{\kappa}_c$：

$$\hat{\kappa}_c=\frac{\frac{0.58}{0.0826^2}+\frac{0.61}{0.0748^2}+\frac{0.54}{0.0939^2}}{\frac{1}{0.0826^2}+\frac{1}{0.0748^2}+\frac{1}{0.0939^2}}=\frac{255.2786}{438.7125}=0.5819$$

为检验假设H_0：$\kappa_1=\kappa_2=\kappa_3$，可用式（22）作$\chi^2$检验：

$$\chi^2=\frac{(0.58-0.5819)^2}{0.0826^2}+\frac{(0.61-0.5819)^2}{0.0748^2}+\frac{(0.54-0.5819)^2}{0.0939^2}=0.34$$

$\nu=3-1=2$，$\chi^2_{0.05(2)}=5.99$，$\chi^2<\chi^2_{0.05(2)}$，$P>0.05$，不拒绝$\kappa_1=\kappa_2=\kappa_3$的假设。

κ_c的95%置信区间是

$$0.5819\pm1.96\cdot\sqrt{\frac{1}{438.7125}}=0.4883,\ 0.6755$$

八、对同一批对象分两类的多次判断的一致度：在实际工作中，可以是m名医师（m≥2）同时对n个对象作辨证分类，甚至还可能每一名对象接受辨证的医师数并不一样。例如，有n＝25名病人，第i名病人请mi名医师来作辨证，其中有xi名医师判断为具有属性Q—如肾亏，得如下资料：

表10　25名病人的诊断结果（肾亏）

病人序号 i	医师数 m_i	诊断为肾亏数 x_i	病人序号 i	医师数 m_i	诊断为肾亏数 x_i
1	2	2	14	4	3
2	2	0	15	2	0
3	3	2	16	2	2
4	4	3	17	3	1
5	3	3	18	2	1
6	4	1	19	4	1
7	3	0	20	5	4
8	5	0	21	3	2
9	2	0	22	4	0
10	4	4	23	3	0
11	5	5	24	3	3
12	3	3	25	2	2
13	4	4	合计	81	46

把同一批对象分两类的多次判断的$\hat{\kappa}$可按下列公式计算：

$$\hat{\kappa}=1-\frac{\sum\frac{x_i(m_i-x_i)}{m_i}}{n(\bar{m}-1)\bar{p}\bar{q}} \qquad (24)$$

式中 $\bar{m}=\frac{\sum m}{n}$

$\bar{P}=\frac{\sum x}{\sum m}$

$\bar{q}=1-\bar{p}$

此$\hat{\kappa}$值具有下列性质：

1.若判断为阳性的比例对于各个对象来说都一样，即对任意i，有$\frac{x_i}{m_i}=\bar{p}$（$\bar{p}\neq 0$，$\bar{p}\neq 1$）。此时为$\hat{\kappa}$值的极小值$\frac{-1}{(\bar{m}-1)}$。

2.如$\frac{x_i}{m_i}$遵循参数为m_i和$\bar{p}$的二项概率分布，那么$\hat{\kappa}=0$

3.若$\frac{x_i}{m_i}$只有0和1两种数值，那么$\hat{\kappa}=1$

4.应用式（24）时要求n较大。

对于表10资料：

$$\bar{m}=\frac{81}{25}=3.24$$

$$\bar{p}=\frac{46}{81}=0.568$$

$$\sum\frac{x_i(m_i-x_i)}{m_i}=\frac{2(2-2)}{2}+\frac{0(2-0)}{2}+\frac{2(3-2)}{3}+\cdots+\frac{2(2-2)}{2}=6.30$$

$$\hat{\kappa}=1-\frac{6.30}{25(3.24-1)\times 0.568\times 0.432}=0.54$$

要对$\kappa=0$的假设作检验，先计算标准误$S_{\hat{\kappa}}$：

$$S_{\hat{\kappa}}=\frac{1}{(\bar{m}-1)\sqrt{n\bar{m}_H}}\sqrt{2(\bar{m}_H-1)+\frac{(\bar{m}-\bar{m}_H)(1-4\bar{p}\bar{q})}{\bar{m}\bar{p}\bar{q}}} \qquad (25)$$

式中 $$\bar{m}_H=\frac{n}{\sum\frac{1}{m_i}} \qquad (26)$$

然后用公式（27）作u检验，u值近似于标准正态分布变量。

$$u=\frac{\hat{\kappa}}{S_{\hat{\kappa}}} \qquad (27)$$

对本例，

$$\bar{m}_H=\frac{25}{8.5167}=2.935$$

$$S_{\hat{\kappa}}=\frac{1}{(3.24-1)\sqrt{25\times 2.935}}\sqrt{2(2.935-1)+\frac{(3.24-2.935)(1-4\times 0.568\times 0.432)}{3.24\times 0.568\times 0.432}}=0.103$$

$$u=\frac{0.54}{0.103}=5.24,\ u>2.58,\ P<0.01$$

因此认为总体Kappa值$\kappa\neq 0$

九、对同一批对象分多类的多次判断的一致度：若判断结果分为H类（$H\geqslant 2$），一致度统计量的计算公式是

$$\hat{\kappa}=\frac{\sum_{j=1}^{H}\bar{p}_j\bar{q}_j\hat{\kappa}_j}{\sum_{j=1}^{H}\bar{p}_j\bar{q}_j} \qquad (28)$$

式中H是类别数

p_j是第j类的总比例，$q_j=1-p_j$

$\hat{\kappa}_j$是第j类的Kappa值。

当所有m都相等（每一对象都由m名医师来辨证分类）时，计算公式可作进一步简化。以 x_{ij} 表示把第i个对象判断为第j类的频数，$i=1, 2, \cdots, n$；$j=1, 2, \cdots\cdots H$），则

$$\sum_{j=1}^{H} x_{ij} = m_i = m \quad (i=1,2,\cdots,n) \tag{29}$$

$$\hat{\kappa}_j = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{ij}(m - x_{ij})}{nm(m-1)\bar{p}_j \bar{q}_j} \tag{30}$$

$$\hat{\kappa} = 1 - \frac{nm^2 - \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{H} x_{ij}^2}{nm(m-1)\sum_{j=1}^{H} \bar{p}_j \bar{q}_j} \tag{31}$$

例如，5名医师对10名病人作阴虚、阳虚及阴阳两虚的辨证分类，结果列于表11。

对表11资料，可按下列步骤计算 $\hat{\kappa}$ 值：

先由表11中的数据算得：

$$\bar{p}_1 = \frac{20}{50} = 0.40$$

$$\bar{p}_2 = \frac{12}{50} = 0.24$$

$$\bar{p}_3 = \frac{18}{50} = 0.36$$

表11　5名医师对10名病人作中医辨证的结果

对象序号 i	阴虚 j=1	阳虚 j=2	阴阳两虚 j=3	$\sum_{j=1}^{3} X_{ij}^2$
1	1	4	0	17
2	2	0	3	13
3	0	0	5	25
4	4	0	1	17
5	3	0	2	13
6	1	4	0	17
7	5	0	0	25
8	0	4	1	17
9	1	0	4	17
10	3	0	2	13
合计	20	12	18	174

再用式（30）计算 $\hat{\kappa}_j$，如对阴虚，即 $j=1$，

$$\sum_{i=1}^{10} x_{i1}(5-x_{i1}) = 1(5-1)+2(5-2)+\cdots+3(5-3)=34$$

$$\hat{\kappa}_1 = 1 - \frac{34}{10\times5\times4\times0.40\times0.60} = 0.29$$

同样可得：

$$\hat{\kappa}_2 = 0.67$$

$$\hat{\kappa}_3 = 0.35$$

再代入式（31），得

$$\hat{\kappa} = 1 - \frac{10\times25-174}{10\times5\times4\times(0.40\times0.60+0.24\times0.76+0.36\times0.64)} = 0.42$$

本例若用式（28）计算，则为

$$\hat{\kappa} = \frac{(0.40\times0.60)\times0.29+(0.24\times0.76)\times0.67+(0.36\times0.64)\times0.35}{0.40\times0.60+0.24\times0.76+0.36\times0.64} = 0.42$$

结果一致。

当mi都相等时，标准误的估计量为：

$$S_{\hat{\kappa}_j} = \sqrt{\frac{2}{nm(m-1)}} \tag{32}$$

$$S_{\hat{\kappa}} = \frac{\sqrt{2}}{\sum_{j=1}^{H} \bar{p}_j \bar{q}_j \sqrt{nm(m-1)}} \cdot \sqrt{\left(\sum_{j=1}^{H} \bar{p}_j \bar{q}_j\right)^2 - \sum_{j=1}^{H} \bar{p}_j \bar{q}_j(\bar{q}_j - \bar{p}_j)} \tag{33}$$

公式（32）是式（25）的特例（即$m_i=\overline{m}_H=m$）。

对本例，

$$\sum_{j=1}^{3}\overline{p}_j\overline{q}_j=0.40\times0.60+0.24\times0.76+0.36\times0.64=0.6528$$

$$\begin{aligned}\sum_{j=1}^{3}\overline{p}_j\overline{q}_j(\overline{q}_j-\overline{p}_j)&=0.40\times0.60(0.60-0.40)\\&+0.24\times0.76(0.76-0.24)\\&+0.36\times0.64(0.64-0.36)\\&=0.2074\end{aligned}$$

$$S_{\hat{\kappa}}=\frac{\sqrt{2}}{0.6528\sqrt{10\times5\times4}}\sqrt{0.6528^2-0.2074}=0.072$$

$$S_{\hat{\kappa}_j}=\sqrt{\frac{2}{10\times5\times4}}=0.10$$

若对$\kappa=0$的假设作检验，仍可用标准正态分布变量u：

$$u=\frac{\hat{\kappa}}{S_{\hat{\kappa}}}=\frac{0.42}{0.072}=5.83,$$

$$u>2.58,\ P<0.01$$

认为总体Kappa值不会是0。

WHO腹泻病控制规划技术顾问组第十一次会议概况

中国预防医学科学院流行病学微生物学研究所　肖东楼

本次会议于1990年3月7～8日在WHO总部日内瓦召开，澳大利亚新南威尔斯纽卡斯尔大学医学院院长J.D.Hamilton教授任大会主席。会议的主要内容是回顾1988～89年全球腹泻病控制规划（下称规划）的执行情况及研究工作进展，讨论今后几年腹泻病的研究方向，腹泻病控制规划目标，经费预算及审批新的研究项目。

一、《规划》执行现状

1.卫生服务：卫生服务是腹泻病控制规划的一项十分重要的内容，重点是监督技能及病例处理技能专业人员的培训。本阶段已完成新的培训教材的修改工作，可望91年能在许多国家的培训中使用。据1989年底的统计数字表明，已有11%的卫生专业人员接受监督技能培训，11%的医务人员接受病例处理培训。61个发展中国家能生产及供应ORS(口服补液盐)，较前一年增加13.4%，超过当年规划目标。ORS可获得率略低于规划目标，接近60%，但ORT（口服补液疗法）增加34%。专家们认为尽管卫生服务的多项活动都在增加，但某些方面仍需进一步完善，尤其是如何评价正确的家庭腹泻病处理，卫生机构的调查方法及如何准确统计儿童死亡率。

2.科学研究：1989年技术顾问组共批准资助31个新的研究项目，其中米粉ORS和标准ORS的研究进一步证明，前者能减少腹泻量及缩短腹泻持续时间。急性腹泻期及恢复期继续进食能减少对患儿发育的影响，完全母乳喂养特别对持续性腹泻和重度腹泻有明显的保护作用。其他预防腹泻病干预措施研究如个人卫生、家庭卫生、断奶期饮食卫生及维生素A的补充等都取得一定的进展，这些研究结果提出腹泻病的预防必须采取综合性措施，其中合理的母乳喂养和家庭中正确处理腹泻病人是当前规划的研究重点。关于轮状病毒，霍乱，志贺氏菌和伤寒的疫苗研究仍在进行中，企图研制出保护力高，副作用小，免疫持续时间长，复合的高效疫苗。

3.工作计划：技术顾问组认真回顾了1990年腹泻病控制规划中卫生服务方面的工作计划，指出当前的重点是协助有关成员国制定好国家级腹泻病控制规划目标，并为达到此目标制定工作计划和进程，同时，采用WHO系列培训教材，培训医疗卫生专业人员，提高他们正确诊治腹泻病人的水平，推广使用ORS疗法及合理使用抗生素。根据科学研究进展及实际工作需要，WHO编制的腹泻病控制规划系列培训教材仍在修改中，尤其是腹泻病诊治图增加了关于腹泻期间的饮食问题及持续性腹泻的诊治。另外，关于各级药剂师的培训教材仍在编制中。随着ORS使用率不断增加，各国ORS的需求量也相应增多。因此，专家们认为，应大力提倡本国自己生产ORS，除此之外，各国应积极推荐行之有效、简单易行的家庭补液，大力宣