

分诊的可行性。分析结果见表 3。

表 3 挂号分诊统计分析表

日期	总人数	护士站二次分诊人数	准确率 /%
2007-02-20	1 322	63	95.23
2007-02-25	1 197	55	95.40
2007-02-27	1 501	101	93.27
2007-02-28	1 414	88	93.77
平均	5 434	307	94.35

4 讨论

资源的有限性和生命救助的迫切性,要求医院提供更加经济有效的医疗服务,医院实施挂号自动分诊以后,很好地解决了病人就诊时排队无序、医生工作量不平衡、环境的嘈杂等问题。它的应用,不仅能够优化服务和工作环境、使病员和医生情绪得以放松,并且提高了服务效率和质量、树立了医院的良好形象,有利于提高医院的经济效益和社会效益。

4.1 病员方面效益

系统将按序自动安排病员到最合适的或病员自己所选择的医生处就诊,真正实现了“个性化”服务和“互换式”服务,也减少了一次排队的过程。避免发生排错号、插队等情况和混乱、嘈杂的现象,减少许多不必要的纠纷;营造平等、合理、有序的良好环境,给病员带来轻松愉快的心情;尊重人性,保护病员的隐私权利;病员可以充分利用等候时间做其他事,节约病员的时间。

4.2 医生方面效益

在尊重病员的同时,也得到病员的尊重,有利于改善工作情绪,优化工作环境,减少工作失误,提高工作效率。

4.3 医院管理者方面效益

挂号处的自动分诊,使门诊护士的工作重点从对病人分诊转移到了对病人的管理上,减轻了护士站的

压力。分诊排队数据库系统实时提供医生服务和病员排队的动态信息,并可利用网络传送到远程计算机进行实时监控。根据提供的实时动态信息,科学设置岗位,提高服务效率,提高服务质量,提高管理水平,树立良好形象,有利于提高医院的经济效益和社会效益。

挂号自动分诊排队实现了医院病人就诊过程中的流程重组,减少了中间排队等候的环节,大大改善了医院门诊就诊的秩序。该系统实施以来,取得了良好的效果,达到了预期的目的。

参 考 文 献

[1] 王丽姿. Markov排队模型在医院管理中的应用[J]. 中国医院统计, 2007, 14(2): 125-126

[2] 殷积琴,王敏,王琥琳. 医院信息系统在现代医院管理中的作用[J]. 中国医院统计, 2006, 13(2): 170-171.

[3] 王丽萍,曲万芝,李文双,等. 门诊病人流量统计在医院管理中的作用[J]. 中国医院统计, 2004, 11(3): 250-251

[4] 房芳. 医院分诊排队管理系统在我院的应用[J]. 中医医院统计, 2006, 13(3): 274.

[5] 王琦,吴清香,白雪,等. 业务流程重组理论在门诊信息化建设中的应用[J]. 中华医院管理杂志, 2007, 23(5): 342-344

[6] 陈平,方宁,许和平. 现代化医院门诊管理系统的发展方向[J]. 医疗卫生装备, 2004, 25(10): 28-29

[7] 王林英. 传染病门诊分诊工作体会[J]. 实用医技杂志, 2005, 12(3): 752-753.

[8] 张晓东. 用 Power Builder开发门诊候诊系统[J]. 中华现代医院管理杂志, 2004, 2(7): 77-82

[9] 钱雪华,潘传迪. 多样化设置的分诊站系统在医院门诊中的应用[J]. 中国医院, 2005, 9(1): 43-44.

[10] 陈丽,朱春香,王华,等. 病人自动排队系统在医院的应用及体会[J]. 护理管理杂志, 2006, 6(6): 57-60.

[11] 赵树进,杨哲,钟拥军. 基于排队论的医疗工作流程重组[J]. 中国医院管理, 2003, 23(4): 10-12

(收稿日期: 2007-06-22; 修回日期: 2007-12-30)

常用多重比较方法

薛 茜 刘万里 尔西 丁马金凤 曹明芹

**【摘要】** 目的 针对目前科研工作中对多重比较认识的不足,介绍常用多重比较方法的应用。**方法** 针对多重比较的应用前提,比较各种常用多重比较方法的计算原理和适用范围。**结果** 目前对多重比较虽然没有统一的认识,但对解决实际科研工作有一定的参考价值。**结论** 多重比较方法较多,应根据分析目的结合数据类型选择合适的多重比较方法,从而为选择有效的处理方式提供依据,指导科学研究和生产实践。

**【关键词】** 多重比较 两两比较

中图分类号: R195.1 文献标识码: A 文章编号: 1006-5253(2008)01-0029-03

性、以及等级资料)、或者  $\chi^2$  检验(计数资料),对多样本经统计检验后,若结论拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$ , 可认为各总体间有差别,但要具体回答哪两个总体间有差别,哪两个之间没有差别,尚要进一步做两两比较,即多重比较<sup>[1]</sup>。多个样本均数间的两两比较一般称为均数的多重比较<sup>[2-3]</sup>,多个样本率间的两两比较称为率的多重比较<sup>[4-6]</sup>,经秩和检验后进行的两两比较称为秩均值的多重比较<sup>[7-8]</sup>。若有  $k$  个样本,则每两个样本间都相互比较,共有  $C_k^2 = \frac{k(k-1)}{2}$  次比较。多重比较的方法较多,应用范围广泛,

尤其在工业、农业、医学、生物学等各领域普遍应用,进行不同处理或不同总体的实验效应之间有无差别的分析,从而为选择有效的处理方式提供依据,指导科学研究和生产实践。

## 1 目前常用的均数多重比较方法及原理

### 1.1 LSD法 最小显著差异法,公式为:

$$t = \frac{\bar{X}_A - \bar{X}_B}{S_{dAB}}, S_{dAB} = \sqrt{MS_{\text{误差}} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}$$

它其实只是  $t$  检验的一个简单变形,并未对检验水准做任何校正,只是在标准误的计算上充分利用了样本信息,为所有组的均数统一估计出了一个更为稳健的标准误,其中  $MS_{\text{误差}}$  是方差分析中计算得来的组内均方,它一般用于计划好的多重比较。由于单次比较的检验水准仍为  $\alpha$ ,因此可认为 LSD 法是最灵敏的。

1.2 Bonferroni法 该法又称 Bonferroni  $t$  检验,由 Bonferroni 提出。若每次检验水准为  $\alpha'$ ,共进行  $m$  次比较,当  $H_0$  为真时,犯 I 类错误的累积概率  $\alpha$  不超过  $m\alpha'$ ,既有 Bonferroni 不等式  $\alpha \leq m\alpha'$  成立。

$$\alpha' = \frac{\alpha}{m} = \frac{\alpha}{C_k^2} = \frac{2\alpha}{k(k-1)}, t = \frac{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)}{S_{dAB}},$$

$$S_{dAB} = \sqrt{MS_{\text{误差}} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}$$

但是该方法在样本组数较小时效果较好,当比较次数  $m$  较多时,结论偏于保守。

1.3 Silak法 它实际上就是 Silak 校正 LSD 法上的应用,即通过 Silak 校正降低每两次比较的 I 类错误概率,以达到最终整个比较的 I 类错误概率为  $\alpha$  的目的。

$$\text{即 } \alpha' = 1 - (1 - \alpha)^{2k(k-1)}; t = \frac{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)}{S_{dAB}},$$

$$S_{dAB} = \sqrt{MS_{\text{误差}} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}$$

### 1.4 Student-Newman-Keuls法 (SNK 法)

$$q = (\bar{X}_A - \bar{X}_B) / \sqrt{\frac{MS_{\text{误差}}}{2} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}, \text{ 它实质上是根据预先}$$

制定的准则将各组均数分为多个子集,利用 Studentized Range 分布来进行假设检验,并根据所要检验的均数的个数调整总的 I 类错误概率不超过  $\alpha$ 。

### 1.5 Dunnett- $t$ 检验

$$t = \frac{\bar{X}_i - \bar{X}_0}{S_{di}}, S_{di} = \sqrt{\frac{MS_{\text{误差}}}{2} \left( \frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_0} \right)}, \text{ 常用于多个试验组}$$

与一个对照组的比较,根据算得的  $t$  值,误差自由度  $\nu_{\text{误差}}$  试

验组数  $k-1$  以及检验水准  $\alpha$  查 Dunnett- $t$  界值表,作出推断。

### 1.6 Duncan法 (新复极差法)

$$q' = (\bar{X}_A - \bar{X}_B) / \sqrt{\frac{MS_{\text{误差}}}{2} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}$$

算得  $q'$  值后查  $q'$  界值表。

### 1.7 Tukey检验

$$T = q_{\alpha(k, \nu)} \sqrt{\frac{MS_{\text{误差}}}{n}}, \text{ 式中 } q_{\alpha(k, \nu)} \text{ 为 } \alpha \text{ 水准上, 处理组数为 } k$$

及误差自由度为  $\nu$  时,由多重比较  $q$  界值表中查得的  $q$  临界值(表中组数  $a$  即为  $k$ )。当比较的两组中 A 组的均数  $\bar{X}_A$  与 B 组的均数  $\bar{X}_B$  之差的绝对值大于或等于  $T$  值,即  $|\bar{X}_A - \bar{X}_B| \geq T$  时,可以认为比较的两组总体均数  $\mu_A$  与  $\mu_B$  有差别;反之,尚不能认为  $\mu_A$  与  $\mu_B$  有差别。该方法要求各组样本含量相同,且一般不会增大 I 型错误的概率。

### 1.8 Scheffe 检验

检验统计量为  $F$ , 计算公式为:

$$F = \frac{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)^2}{MS_{\text{误差}} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right) (k-1)}$$

$$\text{即当 } |\bar{X}_A - \bar{X}_B| \geq \sqrt{F_{\alpha(\nu_1, \nu_2)} MS_{\text{误差}} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right) (k-1)},$$

可以认为在  $\alpha$  水准上,比较的两组总体均数  $\mu_A$  与  $\mu_B$  有差别。 $k$  为处理组数,  $F_{\alpha(\nu_1, \nu_2)}$  为在  $\alpha$  水准上,方差分析中的组间自由度为  $\nu_1$  ( $\nu_1 = k-1$ ),误差自由度为  $\nu_2$  ( $\nu_2 = N-k$ ) 时,由方差分析用  $F$  界值表查得的  $F$  临界值。

以上 8 种多重检验方法<sup>[1]</sup>由于使用方便,计算简单而被广大科研工作者接受。

## 2 目前应用的秩均值多重比较方法

非参数检验方法对总体分布不做严格规定,不依赖于总体分布类型,其中主要是秩和检验,主要用于等级资料或者是不满足参数检验条件的计量资料。

目前常见的方法有精确法、正态近似法、检验水准调整法, Nemény 检验、 $t$  检验、 $q$  检验<sup>[1]</sup>。

### 2.1 精确法

样本含量较小时,应采用两样本秩和检验的方法,求得统计量的数值后,借助 SAS 或 SPSS 软件的“exact”功能得到相应的  $P$  值,将某两组比较所得  $P$  值与调整以后的检验水准  $\alpha'$  比较。

### 2.2 正态近似法

样本含量较大时,计算统计量

$$Z_g = \frac{R_i - R_j}{\sigma_{(R_i - R_j)}} = \frac{R_i - R_j}{\sqrt{\frac{N(N+1)}{12} \left( \frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}}$$

利用标准正态分布表或统计软件求得统计量数值所对应的  $P$  值。

### 2.3 检验水准调整法

①多组间的两两比较,  $k$  组样本间,任两组进行比较时,比较的次数为  $k(k-1)/2$ 。

$$\alpha' = \frac{2\alpha}{k(k-1)}$$

②实验组与同一个对照组的比较。 $k$ 组中,一个指定的对照组与其余各组比较时的次数为  $k-1$ ,检验水准  $\alpha'$  为  $\alpha' = \alpha / (k-1)$ 。

## 2.4 $t$ 检验

$$t = \frac{R_A - R_B}{\sqrt{\frac{N(N+1)(N-1-H)}{12(N-K)} \left( \frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}}$$

式中,  $R_A, R_B$  为两对比组中 A 组、B 组的平均秩和;  $n_A, n_B$  为 A 组、B 组的样本含量;  $N$  为总例数;  $K$  为组数;  $H$  为秩和检验算得的统计量。自由度  $\nu = N - K$ 。求得  $t$  统计量后查  $t$  界值表作出结论。

## 2.5 $q$ 检验

$$q = \frac{T_A - T_B}{S_{(T_A - T_B)}}, S_{(T_A - T_B)} = \sqrt{\frac{n(na)(na+1)}{12}}$$

$T_A, T_B$  分别为 A、B 两组的秩和,  $n$  为样本个数,  $a$  为 A、B 组间包含的组数。

## 2.6 Newman-Kuls 法

各样本例数相等,  $D = |T_A - T_B|$  以  $D_{\alpha(n,k)}$  为比较值(从  $D$  界值表中查出)若  $D \geq D_{\alpha(n,k)}$ , 则  $P$  小于相应的概率。

各样本例数不等或不全相等, 若  $|T_A - T_B| \geq \sqrt{C} \chi^2_{\alpha(k-1)} [N(N+1)/12] [1/n_A + 1/n_B]$ , 则  $P \leq \alpha$ ,  $C$  为相同秩次校正数,  $C = 1 - \sum (t_i^2 - t_j^2) / (N^3 - N)$ ;  $\chi^2_{\alpha(k-1)}$  由  $\chi^2$  界值表查得;  $N$  为各处理组的总例数。

## 3 计数资料多重比较方法

当多个样本率比较的行  $\times$  列表  $\chi^2$  检验, 推断结论为拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$  时, 只能认为各总体率之间总的来说有差别, 但不能说明任两个总体率之间有差别。若要对每两个总体率之间做出有无差别的推断, 需进一步分析。其分析方法有调整检验水准或检验界值法;  $\chi^2$  分割法; 可信区间 (Scheffe 可信区间) 法<sup>[6]</sup>。

### 3.1 多个样本率比较的 $\chi^2$ 分割法

服从  $\chi^2$  分布的多个变量之和亦服从  $\chi^2$  分布, 因此一个较大的  $\chi^2$  值, 依据分析目的, 可以分割成  $n$  个分量。  $\chi^2$  分割法是利用  $\chi^2$  值的可加性原理, 把原  $R \times C$  表分割成为若干个分割表, 这些分割表的自由度之和等于原  $R \times C$  表的自由度, 其  $\chi^2$  值之和十分接近原表的  $\chi^2$  值。分割的方法是按最相近的原则, 把阳性率 (或构成比) 相差不大的样本分割出来, 计算其  $\chi^2$  值, 当差异无统计学意义时, 就把他合并为一个样本, 再把它与另一较相近的样本比较, 如此进行下去, 直到结束。

### 3.2 检验水准调整法

由于分析目的不同,  $k$  个样本率两两比较的次数不同, 故重新规定的检验水准的估计方法不同。通常有两种情况:

①多个实验组间的两两比较, 再加上总的行  $\times$  列表资料  $\chi^2$  检验, 共  $C_k^2 + 1$  次检验假设。故检验水准  $\alpha'$  可以估计为  $\alpha' = \frac{\alpha}{(C_k^2 + 1)}$ ,  $k$  为样本率的个数。

### ②实验组与同一个对照组的比较

分析目的为各实验组与同一个对照组的比较, 而各实验组

间不需比较。其检验水准  $\alpha'$  用下式估计  $\alpha' = \frac{\alpha}{2(k-1)}$ , 式中  $k$  为样本率个数。

### 3.3 Scheffe 可信区间法

通过计算两率之差的可信区间来推断比较组间有无差异, 其  $100(1 - \alpha)\%$  可信区间的计算公式为  $(p_i - p_j) \pm \sqrt{\chi^2_{\alpha(k-1)} \left[ \frac{p_i(1-p_i)}{n_i} + \frac{p_j(1-p_j)}{n_j} \right]}$ , 式中  $p_i, p_j, n_i, n_j$  分别为要比较两组的样本率与样本含量,  $\chi^2_{\alpha(k-1)}$  为  $\chi^2$  界值。计算出的可信区间若包含 0 则为  $P > 0.05$  否则  $P < 0.05$ 。

### 4 不能简单应用两两比较的原因

对完全随机设计的资料进行方差分析或秩和检验分析, 只能回答因素不同水平的效应之间有无统计学差异, 得到处理的实验效应的  $P < 0.05$  按  $\alpha = 0.05$  水准, 拒绝  $H_0$ , 接受  $H_1$  时, 说明多个总体均数 (或率) 不等或不完全相等, 但得不到是各组总体均数 (或率) 全部不等, 还是其中某两个总体均数 (或率) 不等的结论。由于多组样本间的相互比较, 涉及的对比较组数大于 2 对每两个对比组作比较, 会使犯 I 类错误的概率增大, 即可能把本来无差别的两个总体均数 (或率) 判为有差别。例如有 7 个样本, 可以比较  $C_7^2 = \frac{7!}{2!(7-2)!} = 21$  次, 即可有 21 个对比组, 若每次比较的检验水准  $\alpha = 0.05$  则每次比较不犯 I 类错误的概率为  $(1 - 0.05)$ , 那么 21 次比较均不犯 I 类错误的概率为  $(1 - 0.05)^{21}$ , 这时犯 I 类错误的概率, 也就是总的检验水准变为  $1 - (1 - 0.05)^{21} = 0.66$  比 0.05 大多了。此时对 3 组或 3 组以上每 2 个均数两两进行比较时, 不宜用完全随机设计两样本均数比较的  $t$  检验或完全随机设计两个独立样本比较的 Wilcoxon 秩和检验分别作两两比较, 相应地, 对于秩和检验或  $\chi^2$  检验同样面临着相同的问题。故不能直接进行两两比较, 而要采用相应的多重比较方法。

## 参 考 文 献

- [1] 郭祖超. 医用数理统计方法 [M]. 第 3 版. 北京: 人民卫生出版社, 1987. 263-266, 639-642.
- [2] 杨树勤. 卫生统计学 [M]. 第 3 版. 北京: 人民卫生出版社, 1992. 48-50.
- [3] 徐天和, 唐军, 万崇华, 等. 中国医学统计百科全书·单变量推断统计分册 [M]. 北京: 人民卫生出版社, 2004. 66-71.
- [4] 黄雨舜. 率的多重比较 [J]. 上海预防医学杂志, 2005, 17(7): 349-350.
- [5] 罗文海, 张世增, 高永, 等.  $2 \times k$  表多重比较检验界值的研究 [J]. 中国卫生统计, 2001, 18(4): 201-203.
- [6] 黄水平. 多个样本率间的两两比较方法 [J]. 徐州医学院学报, 2002, 22(4): 291-294.
- [7] 方积乾. 医学统计学与电脑实验 [M]. 上海: 上海科学技术出版社, 2001. 144-146.
- [8] 胡怀富, 马伯腾, 孙怡, 等. 不同检验方法在多样本两两比较中的应用 [J]. 临沂医专学报, 2000, 22(4): 295-296.

(收稿日期: 2007-05-04; 修回日期: 2007-09-15)