计算机应用。

非参数模型在以等级资料为终点的非劣效性 临床试验中的应用及 SAS实现^{*}

第二军医大学卫生统计学教研室 (200000) 贺江南 陆 健 张新佶 谢之辉 贺 佳 $^{\triangle}$

近年来,随着临床试验研究的不断深入,越来越多的临床试验被设计成非劣效性试验,用来评价新药非劣效于标准有效药物。在非劣效性试验中,试验目的不再是为了证明新药优效于标准有效药,而是只要证明新药非劣效于标准有效药疗效即可。近年来非劣效性试验在我国新药临床试验中逐渐被广泛应用,国内越来越多的研究采用非劣效性评价(non-inferiority evaluation),然而当今的非劣效性评价主要集中在对计量资料和计数资料(两分类)的非劣效性研究,对于等级资料(ordered categorical data)的非劣效性评价研究甚少。本文将重点讲述非参数模型(non-parametric model)在临床试验等级资料的非劣效性评价中的运用。

非参数模型

临床试验中常常设有一些等级定性指标,如临床疗效的评价、疾病的临床分期、病症严重程度的临床分级、中医诊断的一些临床症状等。对于两组等级资料样本中无差异的检验假设,通常采用Wilcoxon Mann-Whitney检验^[1-3]或CMH方法。比值比模型(the proportional odds model)同样也适用于两组等级资料样本的比较,Mehta^[4]曾经做过相关的比值比模型用来评价等级资料的非劣效性,但由于模型参数会随着等级层次的增加而增加,这就意味高精度结果要求大样本资料,不适合小样本等级资料的比较。

假设临床试验中有两个相互独立的等级资料样本, $X_{l_i} \sim F_T(x)$, $i=1,\cdots,n_l$ 和 $X_{2_j} \sim F_S(x)$, $j=1,\cdots,n_l$ 其中有 $N=n_l+n_l$ 个相互独立的随机变量,1为标准有效药治疗组,2代表新药治疗组。为了判断两个等级资料样本疗效的差异,可以建立判别两组疗效差别的非参数模型,两组之间的处理效应 p为:

$$p = P(X_{11} \le X_{21}) + \frac{1}{2} P(X_{11} = X_{21})$$
 (1)

假定这两个分布函数相互独立不交叉,当 p>1/2 (或 p<1/2)时,那么随机变量 X_{11} 趋向小于 (或大于)

*:十一五"重大新药创制科技重大专项"新药临床研究技术平台建设:数据管理和统计分析的平台建设(2008ZX09312-007和

随机变量 X_{21} 。当 p=1/2时,两组随机变量趋向相等。显而易见,在 $F_T=F_S$ 的条件下,新药治疗组与标准有效药组之间没有疗效差异,这也意味着 p=1/2。因此,p与中心等效值 1/2的离散度为重点所关注的两组等级资料的差异 (6):

$$p^{-\frac{1}{2}} = P(X_{11} \le X_{21}) - \frac{1}{2} [1 - P(X_{11} = X_{21})] = \frac{1}{2}$$

$$[P(X_{11} \le X_{21}) - P(X_{11} \ge X_{21})] \qquad (2)$$

依据上述非参数模型中的处理效应 p值以及非劣效性界值 (non-inferiority margin 符号为 δ),构建非劣效性评价的检验假设 δ 0 如下:

无效假设
$$H_0: p \le p_0 = \frac{1}{2} - \delta$$

备择假设 $H_1: p >_{p_0} = \frac{1}{2} - \delta$

基于 W ilcoxon M ann W hitney检验 ⁽³⁾的基本原理,可以推导处理效应 p值的估计值 p̂ p̂与真实的 p值相比偏倚度非常小,其公式如下 ⁽⁷⁾:

$$\hat{\mathbf{p}} = \frac{1}{N} (\mathbf{R}_2 - \mathbf{R}_1) + \frac{1}{2}$$
 (3)

式中 R_i = $(1/n_i)$ $\sum_{j=1}^{n_i}$ R_{ij} , i = 1, 2。 R_{1j} , R_{2j} 分别是随机变量 X_{1j} 和 X_{2j} 在 N = n_1 + n_2 个随机变量 X_{11} , … X_{1n_1} , X_{21} , … X_{2n_2} 中的秩次。

为了检验无效假设 H_0 : $p \le p_0 = \frac{1}{2} + \delta$ 可以设定统计量为 $K_N = \sqrt{N}(\hat{p} - p_0)$ 。当 $N \to \infty$ 时,那么 $N/n_i \le N_0 < \infty$,i = 1,2,依据中心极限定理,B nunner和 M unzef 8 曾证明了 $K_N = \sqrt{N}(\hat{p} - p_0)$ 渐近服从正态分布(0、 σ^2),正态分布中方差 $\sigma^2 = N \cdot [\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2]$ 。B nunner和 M unzef 8 对方差 σ^2 进行了估算,其估计值为:

$$\sigma_{i}^{2} = S_{i}^{2} / (N - n_{i})^{2}, i=1, 2$$
 (4)

2008**zx**(09312-025) ((1)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net △通讯作者:贺 佳, hejiæ smmu edu cn

$$S_{i}^{2} = \frac{1}{n_{i} - 1} \sum_{j=1}^{n_{i}} (R_{ij} - R_{ij}^{(i)} - R_{i} + \frac{n_{i} + 1}{2})^{2}, i = 1, 2$$
(5)

式中 $R_{1j}^{(1)}$ 是 X_{1j} 在样本 X_{11} , ..., X_{1n_1} 中的秩次, $R_{2j}^{(2)}$ 是 X_{2j} 在样本 X_{21} , ..., X_{2n_1} 中的秩次。结合公式 (3)、 (4)、(5)和统计量 K_N ,可以得到最终的检验统计量 T_N 为:

$$T_{N} = \frac{\sqrt{N}(\hat{p} - p_{0})}{\hat{\sigma}} = \frac{R_{2} - R_{1}}{\sqrt{N}\hat{\sigma}} - \delta \frac{\sqrt{N}}{\hat{\sigma}}$$
 (6)

在 H_0 成立的条件下, T_N ,渐近服从标准正态分布。但需注意的是 T_N 只是渐近服从标准正态分布,不是完全服从标准正态分布。当样本量 $n_i \leq 50$, i=1,2 时,正态分布需要渐近估算出 T_N 的自由度。根据 Satterthwaite Sm ith Welch渐近原理,可得到 T_N 的自由度的渐近估计值为:

$$f = \frac{\left(\sum_{i=1}^{2} S_{i}^{2} / (N - n_{i})\right)^{2}}{\sum_{i=1}^{2} \left(S_{i}^{2} / (N - n_{i})\right)^{2} / (n_{i} - 1)}$$
(7)

由于 T_N 检验统计量渐近服从自由度为 T的标准正态分布,因此可以得到接受备择假设 H_0 的概率为:

$$P(T_{n} \geqslant u_{\alpha} \mid_{p} \leq_{p_{0}}, \sigma^{2}) = \Phi(\sqrt{N} \frac{P - P_{0}}{V_{N}} - u_{\alpha})$$
 (8)

式中 $\Phi(\bullet)$ 表示标准正态分布下的累积分布。

SAS程序实现

在评价等级资料的非劣效性的非参数模型中,有 多个秩次变量可以通过矩阵来描述,这些变量之间的 计算可通过 ML过程来实现,下面将建立一个宏程序 来构建非参数模型,以便计算出评价非劣效性的处理 效应 p值。在临床试验数据分析过程中,统计分析人 员只需整理好一个相应的数据集,运行下面的宏程序 就可以得到非劣效性结果。

ML过程的主要语句如下:

% MACRO PERM_ BF (DATA =, VAR =, GROUP =, MARG N =, LOOP=10000); * 定义宏参数;

proc in l * 调用 ML过程;

use & date: read all var $\{$ & VAR $\}$ into x: read all var $\{$ & GROUP $\}$ into group:

use n_i read all $var{count}$ into ni n1=ni[1]; n2=ni[2]; N=n1+n2; *初始化值;

 $perm = j(N, 1, 0); o_ranks = j(N, 1, 0); o_ranks$ $_1 = j(n1, 1, 0); o_ranks$ $_2 = j(n2, 1, 0);$

 $_{\text{w ranks}} 1 = _{j(n1, 1, 0)}; _{\text{w ranks}} 2 = _{j(n2, 1, 0)};$

 $m ean_o ranks_1 = 0$; $m ean_o ranks_2 = 0$; $sigma_1 = 0$; $sigma_2 = 0$;

V_N = 0; T_0 = 0; T_pem = 0; pvalue_t = 0; pvalue_pem = 0; * 计算 T_0值;

o_ranks = ranktie(x); * 总秩和;

o_ ranks_ 1 = o_ ranks[1: n1]; o_ ranks_ 2 = o_ ranks[(n1+1): N]; * 1,2组中的总秩和;

 $w_n = w_n = w_n$

 $m \operatorname{ean} \circ \operatorname{ranks} 1 = \operatorname{sum} (\circ \operatorname{ranks} 1) / n1;$

 $mean_o_ranks_2 = sum(o_ranks_2)/n^2; * 1, 2$ 组中的总秩和的均数;

releff=1/N * (mean_o_ranks_2 -mean_o_ranks_1)+1/2; * 处理效应 p值;

* Behrens于isher方差估计值;

 $sigm \underline{a} 1 = 1/(\underline{n}1-1)* (\underline{o} \underline{ranks} 1 - \underline{w} \underline{ranks} 1$ $-\underline{mean} \underline{o} \underline{ranks} 1 + (\underline{n}1+1)/2)* * 2;$

 $sigm \underline{a} 2 = 1/(\underline{n}2 - 1) * (\underline{o} rank \underline{s} 2 - \underline{w} rank \underline{s} 2 -$

 $V1 = sigm a_1 / (n2**2); V2 = sigm a_2 / (n1**2);$

$$\begin{array}{c} V_{N} = N* \; (V1/n1 + V2/n2); \\ if V_{N} = 0 \; then \; V_{N} = N/(2* \; n1* \; n2); \\ T_{0} = sqrt(N)* \; (\; releff 0.5 + \& \; delta) / sqrt(V_{N}); \end{array}$$

freiheitsgrad = $(sigm a_1/n^2 + sigm a_2/n^1) ##2/(sigm a_1/n^2) ##2/(n^1-1) + (sigm a_2/n^1) ##2/(n^2-1));$

 $\begin{aligned} & \text{pvalue_} \ t = 1 \text{-pmbt}(T_{_}^{_0}, \ \text{freiheitsgrad}); \\ & \text{quit } \ \% \text{MEND}; * 宏程序结束; \end{aligned}$

实 例

在一个止痛膏新药阳性对照临床试验中,每个病人的疗效判定标准等级为临床痊愈、显效、有效、无效,疗效等级的附值分数分别为: 3、2、1、0。此次试验中200名病人的治疗结果见表 1。

表 1 止痛膏新药试验中 200 名病人的疗效等级数据

组别	临床痊愈	显效	有效	无效	样本量
新药组	24	37	26	13	100
对照组	20	42	24	14	100

通过使用上述的非参数模型宏程序,可以得到以下结果: n_l =100, n_e =100, 处理效应 =0.511。在该临床试验中,根据统计学和临床意义两方面因素的考虑,确定其非劣效性界值 $\delta^{10]}$ 为 0.06, 处理效应 $\hat{p} > p_0$ = 0.44。在 α =0.05的水准下,检验统计量 T_N 为1.814,单侧 P值为 0.0356, 因此不能拒绝无效假设 H_0 ,由此

⁰(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing 以制定该新药疗效非线效于阻性对照药。enki.net

讨 论

本文介绍了评价等级资料的非劣效性的非参数模型,该模型通用性强,无论样本量是大还是小,无论是等级资料还是不服从正态分布的任意分布参数资料,都能够得到较准确的结果。在临床试验实践中,统计分析人员可以结合自身的数据集运行本文中的 SAS 宏程序,分析工作将高效便捷。当然,使用本文介绍的等级资料的非劣效性评价过程,也存在一些缺陷和不足,如等级资料的非劣效性界值确定仍然是个难题,这需要统计专家和临床专家共同合作确定。另外,本文中的非劣效性评价未考虑协变量的效应,临床试验中应尽可能根据试验的实际情况消除协变量的影响。

参考文献

- 1. We ellek S. A new approach to equivalence assessment in standard comparative bioavailability trials by means of the mann-whitney statistic Biometrical journal 1996 (38): 695-710.
- 2. B imbaum ZW, O rval MK. Bounds for the variance of the ann W hitney Statistic M athematical Statistics 1957 (28): 933-945.

- Subhabrata C. Mark A. van de Wiel A nonparametric control chart based on the Mann W hitney statistic Mathematical Statistics 2008(1): 156-172.
- 4. Cyrus RM, Nitin RP, Anastasios A. Tsiatis Exact significance testing to establish treatment equivalence with ordered categorical data. International Biometric Society, 1984 (40): 819-825.
- Edgar Brunner U llrich Munzel The nonparametric behrens-fisher problem; asymptotic theory and a small-sample approximation Biometrical Journal 2000(42); 17-25.
- W ellek S. Hampel B. A distribution-free two-sample equivalence test allowing for tied observations Biometrical Journal 1999, (41): 171-186.
- Ullrich Munzel Dieter Hauschke Anonparametric test for proving noninferiority in clinical trials with ordered categorical data Pharmaceutical Statistics 2003(2): 31-37.
- B nunner M unzel N ichtparam etrische Datenanalyse Unverbundene Stichproben 2002.
- 9. Neubert Karin-Brunner Edgar A studentized permutation test for the non-parametric Behrens-Fisher problem. Computational Statistics 2007 (51): 5192-5204.
- 10. Huang HM. Wang SJ O NEILL Robert A regulatory perspective on choice of margin and statistical inference issue in non-inferiority trials B iometrical journal 2005 (47): 28-36.

(上接第 515页)

患者总费用的初步预测,可以为相关管理部门制定单 病种付费补偿标准提供参考。

表 2 脑梗死患者住院次均费用影响因素的回归分析结果

影响因素	回归系数	标准误	标准化系数	P值
常数量	3.295	0.03		0.000
住院天数 X ₆	0.015	0.00	0.65	0.000
药费比例 X ₈	0.675	0.04	0.26	0.000
是否死亡 X52	0.235	0.04	0.09	0.000
是否院感 X_7	0.110	0.02	0.10	0.000
是否医保 X32	0.028	0.01	0.04	0.004
是否急症入院 X_{41}	0.041	0.01	0.04	0.005
是否治愈好转 X51	-0.055	0.02	-0.05	0.008
是否危重 X42	0.152	0.06	0.04	0.013

讨 论

从费用回归方程可以看出,住院时间是影响住院费用重要因素之一。缩短平均住院日可以有效地降低患者住院次均费用,能加快病床周转,提高床位使用率,有效降低患者住院费用。影响住院时间的因素有许多,包括可控和不可控的。降低患者住院时间,必须通过科学、合理的方法和方式。如可以通过引入虚拟病床、减少待术日等方法。

昂贵药物的使用是导致患者费用上升的另一重要

因素。随着国家医疗服务价格改革的推进,药品多次降价、定价方法逐步改进,但患者药费总负担却没有明显减轻。大量进口、贵重药品的使用,无形加重了患者的费用负担。因此,应加强和完善高档药品使用审批制度和告知制度,尽量使用目录内的药品,设法鼓励医生使用疗效确切的低价药品,同时加大患者合理用药和合理检查,避免盲目使用高档药品及滥用大型仪器检查治疗。

总之,由于脑梗死疾病本身的特殊性和易复发性,老龄患者的费用负担较重,可能成为家庭的主要经济负担,社会相关部门应加大患者的大病保障和补助力度,防止因病返贫、因病致贫。由于患者的医疗费用受多方面主客观因素的交织影响,控制住院费用必须以保证医疗质量和安全为前提,从可控因素入手,不能单纯依靠控制几个因素,而是要发挥整个控制体系的作用,全程有重点地控制显著影响因素,以最大程度满足患者医疗需求为条件达到降低住院费用的目的^[2]。

参考 文献

- 1. 李志辉, 罗平. SPSS for W indow s 统计分析教程. 北京: 电子工业出版 社, 2006.
- 2 刘忻梅,温小霓. 医保患者住院费用分布与影响因素分析. 中国医院管理, 2007, 27(1): 26.