

2×2 列联表资料的统计分析与 SAS 软件实现

胡良平, 王琪

军事医学科学院生物医学统计学咨询中心, 北京 100850

关键词: 统计学; 医学; 数据分析, 统计; 定性资料; SAS 软件

Hu LP, Wang Q. *J Chin Integr Med.* 2009; 7(7): 678-682.
 Received May 31, 2009; accepted June 10, 2009; published online July 15, 2009.
 Indexed/abstracted in and full text link-out at PubMed. Journal title in PubMed: *Zhong Xi Yi Jie He Xue Bao.*
 Free full text (HTML and PDF) is available at www.jcimjournal.com.
 Forward linking and reference linking via CrossRef.
 DOI: 10.3736/jcim20090715

Open Access

Statistical analysis using SAS software package for data of 2×2 contingency table

Liang-ping HU, Qi WANG

Consulting Center of Biomedical Statistics, Academy of Military Medical Sciences, Beijing 100850, China

Keywords: statistics; medicine; data analysis, statistical; qualitative data; SAS software

定性资料常以列联表形式呈现出来,通常分为 2×2 表、2×C 表和 R×2 表、R×C 表和高维列联表。本文结合科研中的部分实例,介绍 4 种 2×2 列联表资料并用 SAS 实现其资料的统计分析。

1 横断面研究设计的 2×2 表资料

横断面研究设计的 2×2 表资料是指在某个时间断面(时点或很短时间内)进行调查或实验研究时,对一组受试对象同时按两个定性变量来划分,每个定性变量都只有两个水平,通常一个为原因变量,另一个为结果变量,其目的是了解某个时间点的现状^[1]。

例 1 多发伤的诊断对临床医师来说是最棘手的问题之一,容易发生漏诊。将医师按资历分为两组,比较两组医师的骨折漏诊情况,资料见表 1^[2]。

表 1 接诊医师的资历与骨折漏诊情况

| 医师资历 | 例数 | | | 合计 |
|-------|-------|----|-----|-----|
| | 漏诊情况: | 漏诊 | 未漏诊 | |
| 3 年以下 | | 34 | 251 | 285 |
| 3 年以上 | | 31 | 381 | 412 |
| 合计 | | 65 | 632 | 697 |

分析资料所需要的 SAS 程序:

```

data y;
do A=1 to 2;
do B=1 to 2;
input F @@;
output;
end; end; cards;
34 251
31 381
;
proc freq;
weight F;
tables A * B/CHISQ;
run;

```

运行结果:

A×B 表的统计量

| 统计量 | 自由度 | 值 | 概率 |
|--------------------|-----|---------|---------|
| 卡方 | 1 | 3.866 7 | 0.049 3 |
| 似然比卡方 | 1 | 3.800 5 | 0.051 2 |
| 连续校正卡方 | 1 | 3.363 3 | 0.066 7 |
| Mantel-Haenszel 卡方 | 1 | 3.861 2 | 0.049 4 |
| Phi 系数 | | 0.074 5 | |
| 列联系数 | | 0.074 3 | |
| Cramer V 统计量 | | 0.074 5 | |

| Fisher 精确检验 | |
|---------------|---------|
| 单元格(1,1)频数(F) | 34 |
| 左侧 Pr ≤ F | 0.981 4 |
| 右侧 Pr ≥ F | 0.034 1 |
| 表概率(P) | 0.015 6 |
| 双侧 Pr ≤ P | 0.063 0 |

由于 $\chi^2 = 3.8667$, $P = 0.0493$, 似乎表明两组不同资历医师的骨折漏诊情况不同, 即 3 年以下医师资历的接诊医师的漏诊率(11.9%)大于 3 年以上医师资历的接诊医师(7.5%)。

但这样下结论是不够科学严谨的! 因为 χ^2 检验所依赖的理论依据是 χ^2 分布, 而此分布原本是用来描述连续性随机变量变化规律的, 用来分析定性资料纯属一种近似计算, 对资料有一些特殊要求。本例虽然总样本量大于 40, 也没有小于 5 的理论频数, 但计算所得到的检验统计量值刚超过最低临界值 3.841, 此时, 应以校正 χ^2 检验结果或 Fisher 精确检验结果为准, 即校正 $\chi^2 = 3.3633$, $P = 0.0667$; 或采用 Fisher 精确检验结果 $P = 0.063$ 。对本例而言, 正确的专业结论是: 虽然 3 年以下医师资历的接诊医师的漏诊率(11.9%)大于 3 年以上医师资历的接诊医师(7.5%), 但二者之间的差异没有统计学意义, 可认为其漏诊率基本相同。

2 队列研究设计的 2×2 表资料

队列研究设计的 2×2 表资料是依据专业知识, 通过对不同暴露水平的对象进行追踪观察, 确定其疾病发生情况, 从而分析暴露因素与疾病发生之间的因果关系。它是由因溯果的分析性研究设计, 是论证疾病的可疑原因是否的确为致病原因的一种重要研究方法。

例 2 为探讨保守治疗掌侧 Barton 骨折的指征和预后, 保守治疗 23 例掌侧 Barton 骨折患者, 按复位满意与否分为两组, 追踪观察 7 个月, 观察术后并发症即创伤性关节炎的发生情况, 资料见表 2^[3]。

表 2 创伤性关节炎与复位结果的比较

| 组别 | 例数 | | 合计 |
|-------|--------|---------|----|
| | 创伤性关节炎 | 无创伤性关节炎 | |
| 复位满意 | 3 | 9 | 12 |
| 复位不满意 | 10 | 1 | 11 |
| 合计 | 13 | 10 | 23 |

分析资料所需要的 SAS 程序:

```

data y;
do A=1 to 2;
do B=1 to 2;
input F @@;
output;
end; end; cards;
3 9
10 1
;
proc freq;
weight F;
tables A * B/CHISQ CMH;
run;
    
```

运行结果:

A×B 表的统计量

| 统计量 | 自由度 | 值 | 概率 |
|--------------------|-----|----------|---------|
| 卡方 | 1 | 10.144 9 | 0.001 4 |
| 似然比卡方 | 1 | 11.294 3 | 0.000 8 |
| 连续校正卡方 | 1 | 7.640 2 | 0.005 7 |
| Mantel-Haenszel 卡方 | 1 | 9.703 8 | 0.001 8 |
| Phi 系数 | | -0.664 1 | |
| 列联系数 | | 0.555 3 | |
| Cramer V 统计量 | | -0.664 1 | |

25%的单元格的期望计数比 5 小, 卡方可能不是有效检验。

Fisher 精确检验

| | |
|---------------|---------|
| 单元格(1,1)频数(F) | 3 |
| 左侧 Pr ≤ F | 0.002 2 |
| 右侧 Pr ≥ F | 0.999 9 |
| 表概率(P) | 0.002 1 |
| 双侧 Pr ≤ P | 0.002 8 |

因 $n < 40$ 且小于 5 的理论频数的个数超过总格子数的 1/5, 所以应选用 Fisher 精确检验, $P = 0.0028$ 。说明复位满意与否和是否患创伤性关节炎有关。复位满意者创伤性关节炎发生比例低。A×B 表的汇总统计量如下。

Cochran-Mantel-Haenszel 统计量(基于表得分)

| 统计量 | 对立假设 | 自由度 | 值 | 概率 |
|-----|---------|-----|---------|---------|
| 1 | 非零相关 | 1 | 9.703 8 | 0.001 8 |
| 2 | 行均值得分差值 | 1 | 9.703 8 | 0.001 8 |
| 3 | 一般关联 | 1 | 9.703 8 | 0.001 8 |

普通相对风险的估计值(行 1/行 2)

| 研究类型 | 方法 | 值 | 95%置信限 | |
|---------------------|-----------------|---------|---------|----------|
| 案例对照 (优比) | Mantel-Haenszel | 0.033 3 | 0.002 9 | 0.380 8 |
| | Logit | 0.033 3 | 0.002 9 | 0.380 8 |
| Cohort (第 1 列风险) | Mantel-Haenszel | 0.275 0 | 0.101 4 | 0.745 8 |
| | Logit | 0.275 0 | 0.101 4 | 0.745 8 |
| Cohort (第 2 列风险) | Mantel-Haenszel | 8.250 0 | 1.237 5 | 54.998 2 |
| | Logit | 8.250 0 | 1.237 5 | 54.998 2 |

本例关心的结果是“复位是否满意的患者创伤性关节炎发生频率之间的差异有无统计学意义”，其对应的相对危险度(relative risk, RR)应看第 1 列风险所对应的结果。RR=0.275 0,即复位满意组创伤性关节炎发生频率是复位不满意组创伤性关节炎发生频率的 0.275 0 倍,总体 RR 的 95%置信区间为[0.101 4,0.745 8]。

若在 SAS 程序中将两行数据交换,则对应的 RR=3.636 4,其 95%置信区间为[1.340 9,9.861 4],即复位不满意组创伤性关节炎发生频率是复位满意组创伤性关节炎发生频率的 3.636 4 倍,总体 RR 的 95%置信区间为[1.340 9,9.861 4]。

3 病例对照研究设计 2×2 表资料

病例对照研究是指在要了解暴露于某种因素对疾病的发生有无影响及其影响程度时,针对某因素从部分病人发病之后开始调查,将病人设为病例组,并选择与病例组具有可比性的未患此病的非病人或患其他病的人作为对照组,分别调查这两组人暴露于可疑致病因素的情况。如果将病例与对照进行个体配对,那么就是配对病例对照研究资料;如果未进行配对,那就是成组病例对照研究。在成组病例对照研究中,两组样本含量可以不相等。

例 3 为探讨原发性闭角型青光眼的危险因素,192 例原发性闭角型青光眼患者进入病例组,以年龄、性别作为匹配条件,选择有其他眼部疾患的 192 例患者作为对照组,通过 χ^2 检验比较原发性闭角型青光眼病例组与对照组在生活行为习惯等方面的差异,资料见表 3^[4]。

表 3 是否患原发性闭角型青光眼与看电视距离远近之间的关系

| 看电视距离(m) | 例数 | | |
|----------|-----|-----|-----|
| | 病例 | 对照 | 合计 |
| >3 | 41 | 70 | 111 |
| <3 | 151 | 122 | 273 |
| 合计 | 192 | 192 | 384 |

分析资料所需要的 SAS 程序:

```

data y;
do A=1 to 2;
do B=1 to 2;
input F @@;
output;
end; end; cards;
41 70
151 122
;
proc freq;
weight F;
tables A * B/CHISQ CMH;
run;
    
```

运行结果:

A×B 表的统计量

| 统计量 | 自由度 | 值 | 概率 |
|--------------------|-----|----------|---------|
| 似然比卡方 | 1 | 10.751 6 | 0.001 0 |
| 连续校正卡方 | 1 | 9.934 9 | 0.001 6 |
| Mantel-Haenszel 卡方 | 1 | 10.629 4 | 0.001 1 |
| Phi 系数 | | -0.166 6 | |
| 列联系数 | | 0.164 3 | |
| Cramer V 统计量 | | -0.166 6 | |

Fisher 精确检验

| | |
|---------------|------------------------|
| 单元格(1,1)频数(F) | 41 |
| 左侧 Pr <= F | 7.791×10 ⁻⁴ |
| 右侧 Pr >= F | 0.999 7 |
| 表概率(P) | 4.318×10 ⁻⁴ |
| 双侧 Pr <= P | 0.001 6 |

$\chi^2=10.657 2, P=0.001 1$,说明两行的频数分布不同,也就是说看电视距离远近与是否患原发性闭角型青光眼可能有关(因为是回顾性调查研究,因果关系并非十分肯定)。采用 Fisher 精确检验得到的结果, $P=0.001 6$,结论同上。A×B 表的汇总统计量如下。

Cochran-Mantel-Haenszel 统计量(基于表得分)

| 统计量 | 对立假设 | 自由度 | 值 | 概率 |
|-----|---------|-----|----------|---------|
| 1 | 非零相关 | 1 | 10.629 4 | 0.001 1 |
| 2 | 行均值得分差值 | 1 | 10.629 4 | 0.001 1 |
| 3 | 一般关联 | 1 | 10.629 4 | 0.001 1 |

普通相对风险的估计值(行 1/行 2)

| 研究类型 | 方法 | 值 | 95%置信限 |
|---------------------|-----------------|---------|-----------------|
| 案例对照 (优比) | Mantel-Haenszel | 0.473 2 | 0.300 7 0.744 6 |
| | Logit | 0.473 2 | 0.300 7 0.744 6 |
| Cohort (第 1 列风险) | Mantel-Haenszel | 0.667 8 | 0.512 1 0.870 8 |
| | Logit | 0.667 8 | 0.512 1 0.870 8 |
| Cohort (第 2 列风险) | Mantel-Haenszel | 1.411 2 | 1.162 2 1.713 5 |
| | Logit | 1.411 2 | 1.162 2 1.713 5 |

关于优势比(odds rate, OR)是否等于 1 的假设检验结果为 $\chi^2=10.629 4, P=0.001 1$,说明总体 OR≠1。因为本例属于病例对照研究设计,看上表“普通相对风险的估计值(行 1/行 2)”前两行的结果,OR=0.473 2,其 95%置信区间为[0.300 7, 0.744 6]。

专业结论:因 OR=0.473 2,其 95%置信区间为[0.300 7,0.744 6],且对于“H₀:总体 OR=1”的假设检验结果为 $P<0.05$,说明看电视距离>3 m 对患原发性闭角型青光眼具有一定的保护作用;换句话说,看电视距离<3 m 相对于看电视距离>3 m

的 $OR=1/0.4732=2.1133$,即看电视距离 $<3\text{ m}$ 易导致原发性闭角型青光眼的可能性比看电视距离 $>3\text{ m}$ 大 2.1133 倍。

4 配对研究设计的 2×2 表资料

配对研究设计的 2×2 表资料是指按照配对原则分别接受两种不同的处理方法,每种处理的结果都可分为阳性和阴性两种,数出两种处理方法同时判定为阳性和阴性的频数以及它们结果不一致的频数,将结果列成配对设计的 2×2 表形式。

例 4 为探讨脑钠肽(brain natriuretic peptide, BNP)在脓毒症血瘀证诊断中的临床价值,以 1988 年北京血瘀证国际会议制订的血瘀证诊断参考标准为金标准,将 174 例脓毒症患者分为血瘀证组和非血瘀证组。分别检测患者血清 BNP 水平, $BNP < 100\text{ ng/L}$ 为非血瘀证组, $BNP > 100\text{ ng/L}$ 为血瘀证组,结果见表 4^[5]。

表 4 脓毒症 BNP 与血瘀证金标准诊断结果

| BNP 法 | 人数 | | | 合计 |
|-------|------|-----|------|-----|
| | 金标准: | 血瘀证 | 非血瘀证 | |
| 血瘀证 | | 86 | 35 | 121 |
| 非血瘀证 | | 9 | 44 | 53 |
| 合计 | | 95 | 79 | 174 |

因为 1988 年北京血瘀证国际会议制订的血瘀证诊断参考标准是金标准,故该资料为特设金标准的配对设计四格表资料。若原文的目的是为了比较两种检测方法不一致部分的频数之间的差别是否具有统计学意义,应选用配对设计定性资料的 χ^2 检验,即 McNemar χ^2 检验;若原文的目的是为了检验两种方法的诊断结果是否一致,则应采用一致性检验,即 Kappa 检验。

分析资料所需要的 SAS 程序:

| | |
|------------------|---------------|
| data y; | proc freq; |
| do A=1 to 2; | weight F; |
| do B=1 to 2; | tables A * B; |
| input F @@; | test Kappa; |
| output; | run; |
| end; end; cards; | |
| 86 35 | |
| 9 44 | |
| ; | |

变量 A、B 分别代表 BNP 法检测的结果和根据金标准检测的结果,1 代表阳性,2 代表阴性。

运行结果:

| McNemar 检验 | |
|------------|------------|
| 统计量(S) | 15.3636 |
| 自由度 | 1 |
| $Pr > S$ | < 0.0001 |

| 简单 Kappa 系数 | |
|-------------|--------|
| Kappa | 0.4754 |
| 渐近标准误差 | 0.0647 |
| 95%置信下限 | 0.3486 |
| 95%置信上限 | 0.6022 |

| H_0 检验: Kappa=0 | |
|-------------------|------------|
| H_0 下的渐近标准误差 | 0.0721 |
| Z | 6.5959 |
| 单侧 $Pr > Z$ | < 0.0001 |
| 双侧 $Pr > Z $ | < 0.0001 |

这是用 McNemar χ^2 检验计算的结果, $\chi^2 = 15.3636$ (此处使用的是未校正的计算公式), $P < 0.0001$,说明两种方法在检验脓毒症血瘀证方面的差别有统计学意义。Kappa=0.4754 (反映两种方法检测结果一致程度大小的统计量),其渐近标准误差 $E_{Kappa} = 0.0647$,总体 Kappa 的 95% 置信区间为 $[0.3486, 0.6022]$ 。“ H_0 : 总体 Kappa=0”的假设检验结果为 $Z = 6.5959$, $P < 0.0001$,说明两种方法之间的检验一致率与期望一致率之间的差别有统计学意义,即两种方法的检验结果具有较高的一致性。

专业结论之一:经差异性检验可知,两种检测方法之间不一致部分的差别有统计学意义,说明 BNP 法检测结果假阳性率很高。

专业结论之二:经一致性检验可知,BNP 法与金标准在检测脓毒症血瘀证方面具有较高的一致性。至于能否用 BNP 检测法取代金标准,需要提出专业要求,即 BNP 法检测结果与金标准的正确率应达到多大数值,本例中的正确率为 $74.71\% [(86+44)/174 \times 100\%]$,相对来说,还是比较低的,可能不具有多大的实际意义。

REFERENCES

- Hu LP. Design of scientific researches and statistical analysis in dentistry. Beijing: People's Military Medical Press. 2007: 152-163. Chinese.
胡良平. 口腔医学科研设计与统计分析. 北京: 人民军医出版社. 2007: 152-163.

2 Li Q, Wang CQ, Liu G, Li K, Deng J, Luo KJ. Analysis for causes of missed diagnosis of fracture during treatment of multiple trauma. Zhongguo Gu Shang. 2008; 21(2): 89-90. Chinese.
李青, 王春庆, 刘钢, 李昆, 邓进, 罗开俭. 多发伤救治中骨折漏诊原因分析. 中国骨伤. 2008; 21(2): 89-90.

3 Tang WJ, Wang MY, Gong XY, An GS. Clinical investigation of conservative treatment for volar Barton fracture. Zhongguo Gu Shang. 2008; 21(5): 383-385. Chinese with abstract in English.
汤文杰, 王满宜, 贡小英, 安贵生. 保守治疗掌侧 Barton 骨折的临床探讨. 中国骨伤. 2008; 21(5): 383-385.

4 Zhuang X, Zhu RR, Guan HJ, Huang CH, Shi WP, Jiang SY. A case-control study of factors associated with primary angle-closure glaucoma. Zhonghua Yan Ke Za Zhi. 2008; 44(6): 503-506. Chinese with abstract in English.
庄勋, 朱蓉嵘, 管怀进, 黄春华, 施文平, 姜声扬. 原发性闭角型青光眼相关因素的病例对照研究. 中华眼科杂志. 2008; 44(6): 503-506.

5 Chen Y, Zhu L, Qian YM. Diagnostic value of assay of brain natriuretic peptide in patients with sepsis of blood-stasis syndrome. J Chin Integr Med. 2008; 6(3): 266-269. Chinese with abstract in English.
陈越, 朱亮, 钱义明. 脑钠肽检测对脓毒症患者血瘀证的临床诊断价值. 中西医结合学报. 2008; 6(3): 266-269.

2009 全国中西医结合周围血管疾病学术交流会报到通知

“2009 全国中西医结合周围血管疾病学术交流会”拟定于 2009 年 10 月在郑州召开,同时召开中国中西医结合学会周围血管疾病专业委员会第七次换届会议。会议由中国中西医结合学会主办,周围血管疾病专业委员会承办,河南中医学院第一附属医院协办。会议主题为中西医结合周围血管疾病的新进展。现将会议有关事项通知如下。

1 会议安排 (1)会议日程:2009 年 10 月 30 日报到,2009 年 10 月 31 日~11 月 1 日开会;(2)报到地点:河南明珠大酒店(河南省郑州市金水区人民路 6 号,河南中医学院第一附属医院对面);(3)会务费:每位参会者 800 元(含资料费、餐饮费等),住宿费回单位报销;(4)每位参会者授予国家级继续教育学分 6 分。

2 注意事项 (1)由于住宿紧张,务必在 10 月 15 日前寄回会议回执表(以邮戳为准),以便安排。(2)由飞机场到会址乘车路线:乘机场大巴到民航大酒店下车,换乘 52 路公交车,在工人新村下车,马路对面向北 100 m 即到。需要接机者,请务必提前与会务组联系。(3)由火车站到会址乘车路线:由火车站乘坐 1 路电车(每位车费 1 元),到工人新村下车,向北 100 m 即到,会议不在车站设接待处。(4)有会议发言者,请提前做好发言准备。(5)第七届周围血管疾病专业委员会的委员候选人请务必参会,否则视为自动放弃委员资格。

3 联系方式 联系人:崔公让(手机:13323819068; E-mail:zhzhcgr@126.com),崔炎(手机:037166598866; 办公室电话:0371-66212427),马海涛(手机:13903717598; E-mail:mahaitao6968@126.com);联系地址:郑州市人民路 19 号河南中医学院第一附属医院;邮政编码:450000。

中国中西医结合学会