

如何正确运用 χ^2 检验——高维表资料 齐性检验与 SAS 实现

胡纯严¹, 胡良平^{1,2*}

(1. 军事科学院研究生院, 北京 100850;

2. 世界中医药学会联合会临床科研统计学专业委员会, 北京 100029

*通信作者: 胡良平, E-mail: lphu927@163.com)

【摘要】 本文目的是介绍一种特殊高维表(即 $g \times 2 \times 2$ 表)资料优势比的齐性检验方法及 SAS 实现。在 SAS/STAT 的 FREQ 过程中, 详细介绍了 5 种优势比齐性检验方法, 分别是“Breslow-Day 检验”“Breslow-Day-Tarone 检验”“Q 检验”“ I^2 度量统计量及其不确定性限值”和“Zelen’s 精确检验”。另外, 还介绍了相对危险度与危险率差的齐性检验方法。文章结合两个实例, 介绍了基于 SAS 软件实现优势比齐性检验的具体内容, 对输出结果进行了解释, 并做出了统计结论和专业结论。

【关键词】 齐性检验; Breslow-Day 检验; Breslow-Day-Tarone 检验; Q 检验; Zelen’s 精确检验; I^2 度量统计量

中图分类号: R195.1

文献标识码: A

doi: 10.11886/scjsws20210514004

How to use χ^2 test correctly——the homogeneity test for the data of a multiway table and the implementation of SAS software

Hu Chunyan¹, Hu Liangping^{1,2*}

(1. Graduate School, Academy of Military Sciences PLA China, Beijing 100850, China;

2. Specialty Committee of Clinical Scientific Research Statistics of World Federation of Chinese Medicine Societies, Beijing 100029, China

*Corresponding author: Hu Liangping, E-mail: lphu927@163.com)

【Abstract】 The purpose of the paper was to introduce the methods for the homogeneity test of odds ratio of a special multiway table (i. e. $g \times 2 \times 2$ table) and its SAS implementation. In the FREQ procedure of SAS/STAT, five approaches for the homogeneity tests of odds ratio were introduced in detail. They were "Breslow-Day test", "Breslow-Day-Tarone test", "Q test", " I^2 measurement statistic and its uncertainty limit" and "Zelen's exact test". In addition, the approaches for "the homogeneity tests of the relative risk and the difference of the risk rate" were also introduced. Combining two examples, the article introduced the concrete content of the homogeneity test for the odds ratio based on SAS software, explained the output results, and concluded the statistical and professional conclusions.

【Keywords】 Homogeneity test; Breslow-Day test; Breslow-Day-Tarone test; Q test; Zelen's exact test; I^2 measurement statistic

对高维表资料进行差异性分析的基本思路是将高维表降为二维表, 降维的重要举措就是按一个因素的全部水平或多个因素的全部水平组合对资料进行分层, 从而使每层中的资料都是一个二维表资料。一种特殊的高维表就是分层后的二维表为 2×2 表(即含一个二值的原因变量和一个二值的结果变量), 简记为“ $g \times 2 \times 2$ 表”。此时, 就可依据“队列研究设计(含横断面研究设计)”或“病例对照研究设计”, 推导出两套对此种高维表资料进行差异性分析的方法。此法涉及到若干个具体的分析内容, 概括地表述为“定性资料的 Meta 分析^[1]”, 因篇幅所限, 本文只讨论 $g \times 2 \times 2$ 表资料的齐性检验问题。

1 高维表资料齐性检验的必要性

1.1 高维表($g \times 2 \times 2$ 表)资料的表达模式

高维表($g \times 2 \times 2$ 表)资料的表达模式见表 1。

表 1 高维表($g \times 2 \times 2$ 表)的第 h 层 2×2 表资料的表达模式

危险因素 接触与否	例数			合计
	是否患病:	患病	未患病	
接触		n_{h11}	n_{h12}	$n_{h1\cdot}$
未接触		n_{h21}	n_{h22}	$n_{h2\cdot}$
合计		$n_{h\cdot 1}$	$n_{h\cdot 2}$	n_h

注: $h=1, 2, \dots, g$

1.2 高维表资料齐性的含义

在高维表资料中, 至少有 2 个因素(或自变量),

1 个定性的结果变量。除了采用回归分析可以同时考察多个因素对定性结果变量的影响之外,差异性分析的思路是将其他因素当作分层变量,只研究剩余的一个因素对二值定性结果变量的影响,这被称为将高维表降维后使其成为二维表。显然,在分层变量(它可以是 1 个因素,也可以是多个因素的水平组合)的每个水平下,都有一张二维表。假定分层变量有 $g(g \geq 2)$ 个水平,则有 g 张 2×2 表(注:本文不考虑 g 张 $R \times C$ 表)。只有在它们的内部构成基本一致时,才能将它们按某种规则合并或压缩成一张 2×2 表。于是,人们将“内部构成基本一致”的 g 张 2×2 表资料称为满足“齐性的高维表资料”。

1.3 高维表资料齐性检验方法概述

如何度量高维表资料是否满足齐性?若资料取自队列研究设计,则分层后的各张 2×2 表的相对危险度(RR)或危险率差(RD)之间接近相等,就可以认定此种高维表资料满足齐性;若资料取自病例对照研究设计,则分层后的各张 2×2 表的优势比(OR , 简称为优比)之间接近相等,就可以认定此种高维表资料满足齐性。由于对同一个资料而言,通常 OR 值与 RR 值是比较接近的(但必须注意:选择 2×2 表资料的第 1 列还是第 2 列来计算 RR 的数值是至关重要的,其中有一个与 OR 值接近,而另一个与 OR 值的倒数接近),故在 SAS 统计软件^[2]中,仅给出基于 OR 为效应指标的“齐性检验”的计算公式和 SAS 软件实现方法。然而,在文献[3-7]中,先给出一个统一的用于齐性检验的“ Q 检验统计量”;然后再按照 3 种效应指标(分别为“相对危险度 RR 或 $\ln RR$ ”“危险率差 RD ”和“优势比 OR 或 $\ln OR$ ”)分别展开“ Q 检验统计量”。也就是说,实际存在 3 个不同的用于齐性检验的“ Q 检验统计量”。

在 SAS/STAT 的 FREQ 过程^[2]中,高维表资料(特指 $g \times 2 \times 2$ 表)优势比齐性检验的方法有以下 5 种,其中,“Breslow-Day 检验”“Breslow-Day-Tarone 检验”和“ Q 检验”在本质上都是 χ^2 检验;“ F 度量统计量及其不确定性限值”在本质上是 Z 检验(也可被视为自由度为 1 的 χ^2 检验);而“Zelen's 精确检验”在本质上类似于分析二维表资料的 Fisher's 精确检验,即基于超几何分布而推导出的计算方法。

2 高维表资料齐性检验及 SAS 实现

2.1 高维表资料优势比齐性检验的具体算法

2.1.1 Breslow-Day 检验统计量与 Breslow-Day-Tarone 检验统计量

Breslow-Day 检验统计量 Q_{BD} 公式如下,见式(1):

$$Q_{BD} = \sum_{h=1}^g \frac{[n_{h11} - E(n_{h11}|OR_{MH})]^2}{Var(n_{h11}|OR_{MH})} \quad (1)$$

在式(1)中, Q_{BD} 为服从自由度为 $g-1$ 的 χ^2 分布的检验统计量。其中,“ OR_{MH} ”“ $E(\cdot)$ ”和“ $Var(\cdot)$ ”分别代表“基于 Mantel-Haenszel 方法计算的优势比”“第 h 层 2×2 表中第(1,1)网格上的期望频数”和“第 h 层 2×2 表中第(1,1)网格上的方差”,其计算公式分别见下式:

$$OR_{MH} = \frac{\sum_{h=1}^g (n_{h11}n_{h22}/n_h)}{\sum_{h=1}^g (n_{h12}n_{h21}/n_h)} \quad (2)$$

$$E(n_{h11}|OR_{MH}) = \frac{n_{h1} \cdot n_{h \cdot 1}}{n_h} \quad (3)$$

$$Var(n_{h11}|OR_{MH}) = \frac{n_{h1} \cdot n_{h2} \cdot n_{h \cdot 1} \cdot n_{h \cdot 2}}{n_h^2 (n_h - 1)} \quad (4)$$

应用式(1)所需要满足的前提条件:各层 2×2 表中理论频数 > 5 的格子数应大于 80.0%。若资料不满足前述的前提条件,SAS 软件建议改用 Tarone's 校正的 Breslow-Day 检验统计量,简称为 Breslow-Day-Tarone 检验统计量 Q_{BDT} ,见式(5):

$$Q_{BDT} = Q_{BD} - \frac{\left\{ \sum_{h=1}^g [n_{h11} - E(n_{h11}|OR_{MH})] \right\}^2}{\sum_{h=1}^g Var(n_{h11}|OR_{MH})} \quad (5)$$

在上式中, Q_{BDT} 为服从自由度为 $g-1$ 的 χ^2 分布的检验统计量。

2.1.2 Q 检验统计量

Q 检验统计量 Q 的公式如下,见式(6):

$$Q = \sum_{h=1}^g w_h (\theta_h - \bar{\theta})^2 \quad (6)$$

在式(6)中, Q 渐近地服从自由度为 $g-1$ 的 χ^2 分布。 w_h 、 θ_h 、 $\bar{\theta}$ 分别见下式:

$$w_h = \frac{1}{Var(\theta_h)} \quad (7)$$

$$\theta_h = \log(OR_h) \quad (8)$$

$$\bar{\theta} = \frac{\sum_{h=1}^g w_h \log(OR_h)}{\sum_{h=1}^g w_h} \tag{9}$$

式(7)中的 $Var(\theta_h)$ 计算方法见式(10):

$$Var(\theta_h) = \frac{1}{n_{h11}} + \frac{1}{n_{h12}} + \frac{1}{n_{h21}} + \frac{1}{n_{h22}} \tag{10}$$

在上述各式的计算过程中,若某一层的表格中有 0 频数,就将该层的全部频数分别加上 0.5。

2.1.3 I^2 度量统计量及其不确定性限值

Higgins 和 Thompson 于 2002 年提出了 I^2 统计量^[2],它被用于度量在分层 2×2 表中层间非齐性的一种测度。 I^2 以百分数的形式来表达,它可以被解释为层间变异占总变异的比列。其计算公式见式(11):

$$I^2 = \max \left[\frac{Q - (g - 1)}{Q} \times 100\%, 0 \right] \tag{11}$$

在式(11)中,“g”代表表的层数,Q的计算公式见前文式(6)。

Higgins 和 Thompson 于 2002 年提出,通过构建 H 统计量的置信区间,可以转换成构建 I^2 的不确定性限值(类似于“置信区间”)^[2]。首先,定义 H 统计量如下式:

$$H^2 = \frac{Q}{g-1} \tag{12}$$

其次,需要给出 $\log(H)$ [即 $\ln(H)$] 的标准误的计算公式,见式(13)和式(14):

当 $Q > g$ 时,

$$SE_1[\log(H)] = \frac{\log(Q) - \log(g-1)}{2(\sqrt{2Q} - \sqrt{2g-3})} \tag{13}$$

当 $Q \leq g$ 时,

$$SE_0[\log(H)] = \sqrt{\frac{1 - [1/3(g-2)^2]}{2(g-2)}} \tag{14}$$

再次,构建 H 的 100(1- α)% 置信区间。

设 $Z = Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$,则 H 的 100(1- α)% 置信区间如下,

见式(15):

$$\left\{ H \times \exp[-Z \times SE(\log(H))], \right. \\ \left. H \times \exp[Z \times SE(\log(H))] \right\} \tag{15}$$

最后,构建 I^2 的不确定性限值(类似于“置信区间”)。

基于式(16),通过转换式(15)间接获得 I^2 的不确定性限值:

$$I^2 = 1 - \frac{1}{H^2} \tag{16}$$

当 I^2 为 0 时,SAS/STAT 中 FREQ 过程将置信限的下限设置为 0,并以显著性水平 α 取代 $\alpha/2$ 来决定置信限的上限(注:在本质上,此时所求的就是单侧置信区间)。

2.1.4 Zelen’s 精确检验

Zelen’s 精确检验是 Breslow-Day 近似检验的精确版本。用于 Zelen’s 精确检验的“参考集”包括所有可能的 $g \times 2 \times 2$ 表,它们的行、列和层合计频数以及各个 2×2 表中第(1,1)网格上的合计频数与观测到的高维表是相同的。在固定边缘合计的条件下,这个检验统计量是观测到的 $g \times 2 \times 2$ 表出现的概率(它可被称为“理论概率”),它是超几何分布概率的乘积。

Zelen’s 精确检验的“P 值”是前述提及的“理论概率”中小于等于观测到的“表概率”的“理论概率之和”。这个检验与二维表时基于 Fisher’s 精确检验^[8-10]是相同的。

2.2 高维表资料相对危险度或危险率差齐性检验的具体算法

2.2.1 高维表资料相对危险度 RR 齐性检验的具体算法

基于“ $g \times 2 \times 2$ 表资料”估计共同相对危险度的前提条件是高维表资料应满足齐性。针对“相对危险度”的齐性检验(也称为异质性检验)的具体方法如下^[3-5,11]:

$$RR_h = \frac{n_{h11}/n_{h1\cdot}}{n_{h21}/n_{h2\cdot}} \tag{17}$$

$$S_{\ln(RR_h)} = \sqrt{\frac{1}{n_{h11}} + \frac{1}{n_{h21}} - \frac{1}{n_{h1\cdot}} - \frac{1}{n_{h2\cdot}}} \tag{18}$$

$$w_h = \frac{1}{S_{\ln(RR_h)}^2} \tag{19}$$

$$Q = \sum_{h=1}^g w_h \left[\ln(RR_h) - \ln(RR_{MH}) \right]^2, df = g - 1 \tag{20}$$

在式(20)中, RR_{MH} 为共同相对危险度,其计算公式见式(21);Q 为服从自由度为 $df=g-1$ 的 χ^2 分布的检验统计量。

基于 Mantel-Haenszel 估计量(简称 MH 估计量)估计高维表资料共同相对危险度^[2],见式(21):

$$RR_{MH} = \frac{\sum_{h=1}^g n_{h11}n_{h2\cdot}/n_h}{\sum_{h=1}^g n_{h21}n_{h1\cdot}/n_h} \tag{21}$$

2.2.2 高维表资料危险率差 RD 齐性检验的具体算法

基于“g×2×2表资料”估计共同危险率差的前提条件是高维表资料应满足齐性。针对“危险率差”的齐性检验(也称为异质性检验)的具体方法如下^[3-5,11]:

$$RD_h = \frac{n_{h11}}{n_{h1\cdot}} - \frac{n_{h21}}{n_{h2\cdot}} \quad (22)$$

$$S_{RD_h} = \sqrt{\frac{n_{h11}n_{h12}}{n_{h1\cdot}^3} + \frac{n_{h21}n_{h22}}{n_{h2\cdot}^3}} \quad (23)$$

$$w_h = \frac{1}{S_{RD_h}^2} \quad (24)$$

$$Q = \sum_{h=1}^g w_h [RD_h - RD_{MH}]^2, df = g - 1 \quad (25)$$

在式(25)中,共同危险率差 RD_{MH} 是基于 MH 法计算的,见下式:

$$RD_{MH} = \frac{\sum_h w'_h RD_h}{\sum_h w'_h} \quad (26)$$

在式(26)中,权重 w'_h 由下式定义:

$$w'_h = \frac{n_{h1\cdot}n_{h2\cdot}}{n_h} \quad (27)$$

2.3 高维表资料优势比齐性检验的 SAS 实现

2.3.1 问题与数据

【例1】文献[3]提供了如下资料,试分析5项研究的OR值之间是否满足齐性。见表2。

表2 吸烟与肝细胞癌关系的5项病例对照研究结果

研究编号	吸烟组例数		不吸烟组例数	
	病例组	对照组	病例组	对照组
1	49	566	67	557
2	44	714	64	707
3	27	290	32	277
4	102	730	126	724
5	85	725	52	354

【例2】文献[3]提供了如下资料,试分析6项研究的OR值之间是否满足齐性。见表3。

表3 鼻咽癌与EB病毒感染关系的6项病例对照研究结果

研究编号	EB阳性组例数		EB阴性组例数	
	病例组	对照组	病例组	对照组
1	31	2	320	120
2	20	3	72	205
3	31	3	79	51
4	62	10	57	30
5	43	12	60	32
6	55	18	49	17

2.3.2 多项研究的OR值之间齐性检验的SAS实现

【例3】沿用例1中的“问题与数据”,试检验5项研究的OR值之间是否满足齐性。

【分析与解答】设所需要的SAS程序如下:

```
data a;
do k=1 to 5;
do a=1 to 2;
do b=1 to 2;
input f @@;
output;
end; end; end;
cards;
49 566 67 557
44 714 64 707
27 290 32 277
102 730 126 724
85 725 52 354
;
run;
proc freq data=a;
weight f;
tables k*a*b/cmh(I2 QOR);
exact eqor;
run;
```

【程序说明】“tables 语句”中的选项“cmh”要求对高维表资料进行 CMH χ^2 检验;其后括号内的两个选项的含义分别为:“I2”代表要求计算“ I^2 测度统计量及其不确定性限值”的数值;“QOR”代表要求对各层OR是否满足齐性进行Q检验(注意:系统默认进行“Breslow-Day 检验”)。“exact 语句”中的选项“eqor”,要求对各层OR是否满足齐性进行Zelen’s精确检验。

【SAS输出结果及解释】

优比齐性的 Breslow-Day 检验

卡方	0.6277
自由度	4
Pr>卡方	0.9599

以上是“优比齐性的 Breslow-Day 检验”的输出结果, $Q_{bd}=0.6277, df=4, P=0.9599$, 说明5项研究的OR值之间满足齐性。

优比齐性 Q 检验

卡方	自由度	Pr>卡方
0.6273	4	0.9600

以上是“优比齐性的 Q 检验”的输出结果, $Q=0.6273$, $df=4$, $P=0.9600$, 说明 5 项研究的 OR 值之间满足齐性。

I 平方异质测度			
I 平方	自由度	95% 不确定性限值	
0.00%	4	0.00%	0.00%

以上输出的是“优比齐性检验 I^2 测度统计量及其不确定性限值”的计算结果, $I^2=0.00\%$; 其不确定性限值的下限与上限都是 0.00%。说明 5 项研究的 OR 值之间满足齐性。

【说明】本例实际上没有进行 Zelen's 精确检验, 因为 SAS 的“日志窗口”中显示了一条警告信息, 告知用户未进行 Zelen's 精确检验的理由(就本例而言, 显示“频数太大”)。

【例 4】沿用例 2 中的“问题与数据”, 试检验 6 项研究的 OR 值之间是否满足齐性。

【分析与解答】设所需要的 SAS 程序如下:

```
data a;
do k=1 to 6;
do a=1 to 2;
do b=1 to 2;
input f @@;
output;
end; end; end;
cards;
31 2 320 120
20 3 72 205
31 3 79 51
62 10 57 30
43 12 60 32
55 18 49 17
;
run;
proc freq data=a;
weight f;
tables k*a*b/cmh(I2 QOR BDT);
exacteqor;
run;
```

【程序说明】在 SAS 程序的“tables 语句”的 CMH 选项后的括号内, 加上选项“BDT”, 要求输出 Tarone's 校正的 Breslow-Day 检验统计量 Q_{BDT} 的数值及其 P 值。

【SAS 输出结果及解释】

优比齐性检验

Breslow-Day-Tarone 卡方	21.9424
自由度	5
Pr>卡方	0.0005
Zelen 精确检验(P)	<0.0001
精确 Pr<= P	0.0004

以上为两种检验的输出结果: 其一, “优比齐性的 Tarone's 校正的 Breslow-Day 检验”的结果, $Q_{BDT}=21.9424$, $df=5$, $P=0.0005$, 说明 6 项研究的 OR 值之间不满足齐性; 其二, “优比齐性的 Zelen's 精确检验”的结果中, 第 1 行上的“ $P<0.0001$ ”是指观测到的高维表发生的概率, 而第 2 行上的“ $P=0.0004$ ”是指各种符合特定条件的分层表的概率之和。此值与前面的校正结果“ $P=0.0005$ ”是比较接近的。

优比齐性 Q 检验

卡方	自由度	Pr>卡方
19.2304	5	0.0017

以上为“优比齐性的 Q 检验”的输出结果, $Q=19.2304$, $df=5$, $P=0.0017$, 说明 6 项研究的 OR 值之间不满足齐性。

I 平方异质测度

I 平方	自由度	95% 不确定性限值	
74.00%	5	40.69%	88.60%

以上输出的是“优比齐性检验 I^2 测度统计量及其不确定性限值”的计算结果, $I^2=74.00\%>50.00\%$; 其不确定性限值的下限与上限分别是 40.69% 与 88.60%, 说明 6 项研究的 OR 值之间不满足齐性。

【说明】因篇幅所限, “高维表资料相对危险度或危险率差齐性检验的 SAS 实现”从略。

3 讨论与小结

3.1 讨论

本文介绍的统计分析方法主要适用于 $g \times 2 \times 2$ 表, 而不适用于 $g \times R \times C$ 表 (R 与 C 中至少有一个大于 2); 当分层后的 2×2 表资料均来自病例对照研究设计时, 才适合以“优势比 OR ”为效应指标; SAS 中的 FREQ 过程只交待“优势比 OR 值的齐性检验”, 而未提及“相对危险度 RR 的齐性检验”。本文补充介绍了“相对危险度 RR ”和“危险率差 RD ”的齐性检验方法。本文例 3 的计算结果 ($Q_{BDT}=0.6277$, $df=4$, $P=0.9599$) 与文献[3]的结果 ($Q=0.60$, $df=4$, $P>0.05$) 非常接近;

本文例4的计算结果($Q_{BDF}=21.9424, df=5, P=0.0005$)与文献[3]的相应结果($Q=12.64, df=5, P<0.05$)相差较大,但最终的结论相同。检验统计量 Q 值上存在的差距,主要原因在于所采取的计算公式不同所致。

【说明】在对 $g \times 2 \times 2$ 表资料进行齐性检验时,SAS软件^[2]并没有严格区分资料所对应的研究设计类型是队列研究设计、横断面研究设计,还是病例对照研究设计,只是基于不同的数学原理推导出稍有区别的齐性检验公式或算法而已,但在输出结果中,一律显示“优比齐性检验”的字样;而在统计学教科书(例如:文献[3-5])和RevMan软件^[6-7]中,区分得比较清楚。

3.2 小结

本文围绕 $g \times 2 \times 2$ 表资料齐性检验问题,解释了进行齐性检验的必要性,介绍了多种齐性检验的计算公式,并结合两个实例,基于SAS软件给出了优势比齐性检验的结果,对输出结果给出了解释,并据此做出了统计结论和专业结论。

参考文献

[1] 胡良平. 医学统计学运用三型理论分析定量与定性资料[M].

北京:人民军医出版社,2009:248-280.

- [2] SAS Institute Inc. SAS/STAT®15.1 user's guide[M]. Cary, NC: SAS Institute Inc, 2018: 1109-1204, 2997-3216, 6007-6303, 7991-8092.
- [3] 方积乾. 卫生统计学[M]. 7版. 北京:人民卫生出版社, 2012: 434-455.
- [4] 方积乾, 陆盈. 现代医学统计学[M]. 北京:人民卫生出版社, 2002: 150-209.
- [5] 万崇华, 罗家洪. 高级医学统计学[M]. 北京:科学出版社, 2014: 391-411.
- [6] 罗杰, 冷卫东. 系统评价/Meta分析理论与实践[M]. 北京:军事医学科学出版社, 2013: 248-286.
- [7] 叶圆圆, 裴文层, 黄英. 正念干预对炎症性肠病患者抑郁、焦虑及生活质量影响的Meta分析[J]. 四川精神卫生, 2020, 33(3): 244-248.
- [8] 郭祖超. 医用数理统计方法[M]. 3版. 北京:人民卫生出版社, 1988: 178-184.
- [9] 胡良平, 张学中. SAS软件包中FISHER精确检验方法的分析[J]. 数理统计与管理, 1994(1): 53-56.
- [10] 伯纳德·罗斯纳. 生物统计学基础[M]. 孙尚拱译. 北京:科学出版社, 2004: 354-359.
- [11] 赵仲堂. 流行病学研究方法与应用[M]. 2版. 北京:科学出版社, 2005: 545-565.

(收稿日期:2021-05-14)

(本文编辑:戴浩然)



科研方法专题策划人——胡良平教授简介

胡良平,男,1955年8月出生,教授,博士生导师,曾任军事医学科学院研究生部医学统计学教研室主任和生物医学统计学咨询中心主任、国际一般系统论研究会中国分会概率统计系统专业理事会常务理事、中国生物医学统计学会副会长、北京大学口腔医学院客座教授和《中华医学杂志》等10余种杂志编委;现任世界中医药学会联合会临床科研统计学专业委员会会长、国家食品药品监督管理局评审专家和3种医学杂志编委;主编统计学专著48部、参编统计学专著10部;发表第一作者和通信作者学术论文300余篇、发表合作论文130余篇;获军

队科技成果和省部级科技成果多项;参加并完成三项国家标准的撰写工作、参加三项国家科技重大专项课题研究工作。在从事统计学工作的30年中,为几千名研究生、医学科研人员、临床医生和杂志编辑讲授生物医学统计学,在全国各地作统计学学术报告100余场,举办数十期全国统计学培训班,培养20多名统计学专业硕士和博士研究生。近几年来,参加国家级新药和医疗器械项目评审数十项、参加100多项全军重大重点课题的统计学检查工作。归纳并提炼出有利于透过现象看本质的“八性”和“八思维”的统计学思想,独创了逆向统计学教学法和三型理论。擅长于科研课题的研究设计、复杂科研资料的统计分析和SAS与R软件实现、各种层次的统计学教学培训和咨询工作。