

# 二项分布参数的区间估计

朱永生

(高能物理研究所、中国科学院大学)

《粒子物理数据分析基础与前沿》研讨会

2016.9.11~14, 北京

1. 动机
2. 试验总数  $n$  为固定常数时  $p$  的区间估计
  - 2.1 Wald 区间
  - 2.2 Wilson 区间
  - 2.3 A-C 区间
  - 2.4 Clopper-Pearson (C-P) 区间
  - 2.5 似然比 (L-R) 区间
3. 试验总数  $n$  为泊松变量时  $p$  的区间估计
4. 比较和小结

## 1. 动机

- 二项分布 ---- 随机试验的结果只有“成功”“失败”两种，  
 $n$  次随机试验中，“成功”次数为  $s$ ， $s$  为二项分布变量，概率分布为

$$\binom{n}{s} p^s (1-p)^{n-s}$$

- 二项分布参数  $p$  ---- 表示一个随机事件被判定为“成功”的概率，  
对应于探测器探测效率或事例判选效率。需要确定其误差：

$$p = \hat{p}_{-\sigma_-}^{+\sigma_+}. \quad (1.1)$$

$[\hat{p} - \sigma_-, \hat{p} + \sigma_+]$  包含  $p$  真值的概率为 0.6827。

- 不对称性参数  $A$  及误差：
$$A = \frac{f-b}{f+b} = \frac{f-b}{n} = 2\frac{f}{n} - 1. \quad (1.2)$$

$$E(A) = 2p - 1, \quad \hat{A} = 2\hat{p} - 1 \quad (1.3)$$

$$\sigma_{\hat{A}} = 2\sigma_{\hat{p}}. \quad (1.4)$$

## 2. 试验总数 $n$ 为固定常数时 $p$ 的区间估计

用 MC 模拟样本确定  $p$  时  $n$  为固定常数。

### 2.1 Wald 区间

》二项分布变量考虑为正态近似( $n$  充分大,  $p$  不接近 0 或 1 的情形下是较好的近似)

• 点估计

$$\hat{p} = \hat{s}/n$$

性质

$$E(\hat{p}) = p, \quad V(\hat{p}) = p(1-p)/n.$$

令

$$\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}} \sim N(0,1)$$

• 由标准正态变量  $u$  的性质:

$$P(-z_{\alpha/2} \leq u \leq z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$z_{\alpha/2}$  是  $N(0,1)$  双侧  $\alpha$  分位数

求得  $p$  的  $CL = \gamma = 1 - \alpha$  的置信区间为

$$\begin{aligned} p(\gamma) &= \hat{p} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \\ &= \frac{1}{n} \left( \hat{s} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{s}(n-\hat{s})}{n}} \right). \end{aligned} \quad (2.1)$$

•  $\gamma = 1 - \alpha = 0.6827$  时, 对应于  $z_{\alpha/2} = 1$ 。上式简化为**一倍标准误差区间**

$$p(1\sigma) = \frac{1}{n} \left[ \hat{s} \pm \sqrt{\hat{s} - \frac{\hat{s}^2}{n}} \right]. \quad (2.2)$$

》优缺点: 计算简单。 涵盖概率不足。

当  $\hat{p} \sim 0$  或  $\sim 1$ , 涵盖概率明显低于名义置信水平。

当  $\hat{p} = 0$  或  $= 1$ , 置信区间长度为 0。

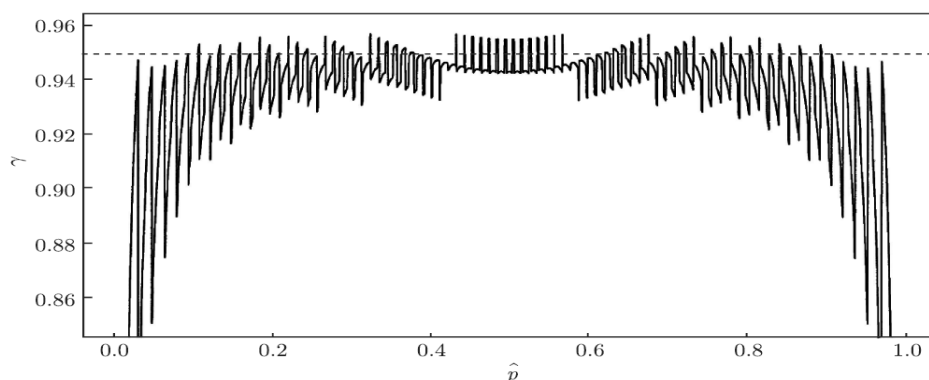


图 1 名义置信水平 95% 的 Wald 区间的涵盖概率  $\gamma$  与  $\hat{p}$  的关系 ( $n = 100$ )

### 2.2 Wilson 区间

Wilson E B, J. Am. Stat. Assoc. 1927(22):209, <http://www.jstor.org/stable/2276774>

》认为

$$\frac{\hat{p} - p}{\sqrt{p(1-p)/n}} \sim N(0,1)$$

(注意与 Wald 区间的差别)

》参数  $p$  的置信水平  $\gamma = 1 - \alpha$  的 Wilson 区间为

$$p(\gamma) = \frac{\tilde{p} + T/2}{1+T} \pm \frac{\sqrt{\tilde{p}(1-\tilde{p})T + T^2/4}}{1+T}, \quad (2.3a)$$

$$\hat{p} = \frac{\tilde{p} + T/2}{1+T} = \frac{\hat{s} + (Z_{\alpha/2})^2/2}{n + (Z_{\alpha/2})^2}, \quad \tilde{p} = \frac{\hat{s}}{n}, \quad T = \frac{(Z_{\alpha/2})^2}{n}.$$

或直接写为

$$p(\gamma) = \frac{\left[ \tilde{p} + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2n} \right] \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\tilde{p}(1-\tilde{p})}{n} + \frac{z_{\alpha/2}^2}{4n^2}}}{1 + z_{\alpha/2}^2/n}, \quad (2.3b)$$

» 当置信水平  $\gamma = 1 - \alpha = 0.6827$  时,  $z_{\alpha/2} = 1$ , 上式简化为**一倍标准误差区间**

$$p(1\sigma) = \frac{1}{n+1} \left[ (\hat{s} + 0.5) \pm \sqrt{\hat{s} - \frac{\hat{s}^2}{n} + 0.25} \right]. \quad (2.4)$$

» 特点

当  $\hat{s} = 0, n$  的极端情形下, Wilson 区间的参数  $p$  的估计值  $\hat{p}$  分别为  $> 0$  和  $< 1$  的值 (当  $n$  次试验中成功的次数  $\hat{s} = 0$ ,  $n+1$  次试验中成功的次数  $\hat{s}$  有可能不等于 0; 当  $n$  次试验中成功的次数  $\hat{s} = n$ ,  $n+1$  次试验中成功的次数  $\hat{s}$  有可能不等于  $n+1$ .)

当置信水平  $\gamma = 1 - \alpha = 0.6827$  时

$$\hat{s} = 0: \quad \hat{p} = \frac{0.5}{n+1}, \quad \sigma = \frac{0.5}{n+1}; \quad (\text{区间长度不为 } 0)$$

$$\hat{s} = n: \quad \hat{p} = \frac{n+0.5}{n+1}, \quad \sigma = \frac{0.5}{n+1}. \quad (\text{区间长度不为 } 0)$$

» 优缺点: 计算简单。几乎可用于  $p \sim 0$  和  $p \sim 1$  附近之外的一切  $p$  值和一切  $n$  值。  
涵盖概率高于 Wald 区间的涵盖概率, 平均地接近于名义置信水平。  
在  $p \sim 0$  和  $p \sim 1$  附近, 涵盖概率低于名义置信水平。

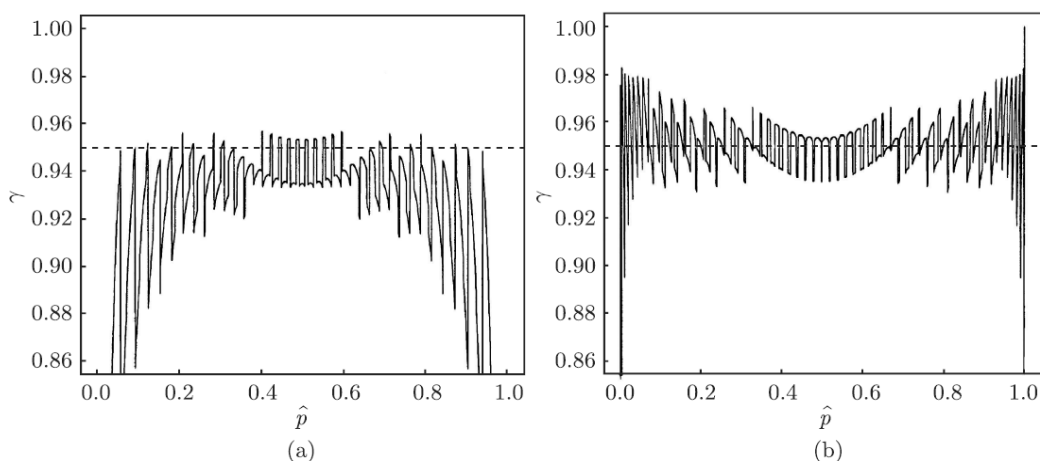


图 2 名义置信水平 95% 的 Wald 区间 (左图) 和 Wilson 区间 (右图) 的涵盖概率  $\gamma$  与  $\hat{p}$  的关系 ( $n = 50$ )

### 2.3 Agresti-Coull (A-C) 区间

Brown L D, Cai T T, DasGupta a, Stat. Science 2001(16):101;  
Agresti A, Coull B A, Am. Stat. 1998(52):119

》也称为校正 Wald 区间 (Adjusted Wald interval)

即 Wald 公式中的  $\hat{s}$  用  $\tilde{s} = \hat{s} + z_{\alpha/2}^2/2$  代替,

$n$  用  $\tilde{n} = n + z_{\alpha/2}^2/2$  代替。

$CL = \gamma = 1 - \alpha$  的置信区间为

$$p(\gamma) = \hat{p} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{\tilde{n}}}, \quad (2.5a)$$

$$\hat{p} = \frac{\tilde{s}}{\tilde{n}} \equiv \frac{\hat{s} + z_{\alpha/2}^2/2}{n + z_{\alpha/2}^2/2} = \frac{\tilde{p} + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2n}}{1 + \frac{z_{\alpha/2}^2}{n}}, \quad \tilde{p} = \frac{\hat{s}}{n}.$$

或直接写为

$$p(\gamma) = \frac{\tilde{p} + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2n}}{1 + \frac{z_{\alpha/2}^2}{n}} \pm \frac{z_{\alpha/2}}{1 + \frac{z_{\alpha/2}^2}{n}} \sqrt{\frac{\left(\tilde{p} + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2n}\right)\left(1 - \tilde{p} + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2n}\right)}{n + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2}}}. \quad (2.5b)$$

》置信水平  $\gamma = 1 - \alpha = 0.6827$  时,  $z_{\alpha/2} = 1$ , 上式简化为一倍标准误差区间

$$p(1\sigma) = \frac{1}{n+1} \left[ (\hat{s} + 0.5) \pm \sqrt{\frac{(\hat{s} + 0.5)(n - \hat{s} + 0.5)}{n + 0.5}} \right]. \quad (2.6)$$

》优缺点: 计算简单。适用于几乎一切  $n$  值和一切  $p$  值。

中心值  $\hat{p}$  与 Wilson 区间中心值相等。

区间宽度比 Wilson 区间略宽 (保守)。

涵盖概率略高于 Wilson 区间的涵盖概率, 且接近于名义置信水平。

特别在  $p \sim 0$  和  $p \sim 1$  附近, 涵盖概率高于 Wilson 区间。

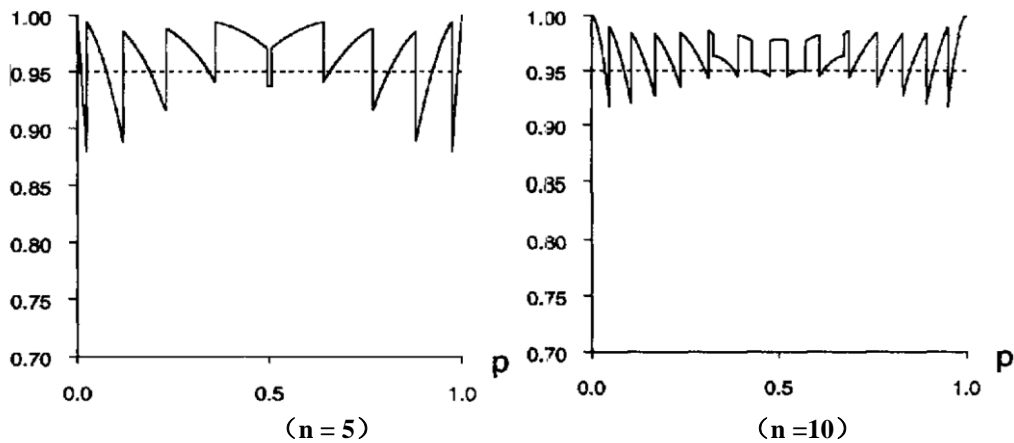


图3 名义置信水平 95% 的 A-C 区间的涵盖概率  $\gamma$  与  $\hat{p}$  的关系

》特点

- $\hat{s} = 0, n$  的极端情形下, A-C 区间参数  $p$  的估计值  $\hat{p}$  分别为  $> 0$  和  $< 1$  的值
- 置信水平  $\gamma = 1 - \alpha = 0.6827$  时

$$\gg \hat{s} = 0: \hat{p} = \frac{0.5}{n+1}, \quad \sigma = \frac{\sqrt{0.5}}{n+1};$$

为避免  $p_l(1\sigma)$  为负, 改为

$$\hat{s} = 0: \hat{p} = \frac{0.5}{n+1}, \quad \sigma_+ = \frac{\sqrt{0.5}}{n+1}, \quad \sigma_- = \frac{0.5}{n+1}. \quad (\text{区间长度不为 } 0)$$

$$\gg \hat{s} = n: \hat{p} = \frac{n+0.5}{n+1}, \quad \sigma = \frac{\sqrt{0.5}}{n+1}.$$

为避免  $p_u(1\sigma) > 1$ , 改为

$$\hat{s} = n: \hat{p} = \frac{n+0.5}{n+1}, \quad \sigma_+ = \frac{0.5}{n+1}, \quad \sigma_- = \frac{\sqrt{0.5}}{n+1}. \quad (\text{区间长度不为 } 0)$$

## 2.4 Clopper-Pearson (C-P) 区间

Clopper C J, Pearson E S, *Biometrika* 1934 (26):404-413

» 构建置信水平  $\gamma = 1 - \alpha$  的严格中心置信区间  $[p_l, p_u]$  的方法

- 给定  $n$  和  $p$  值对应的二项分布变量  $s$  的概率分布为  $\binom{n}{s} p^s (1-p)^{n-s}$

- 给定  $n$  值, 对每个  $p$  值, 选择具有给定积分概率 (例  $\gamma = 1 - \alpha = 68.3\%$ ) 的  $s$  值的一个区间  $[s_l, s_u]$ :

$$\sum_{s=0}^{s_l} \binom{n}{s} p^s (1-p)^{n-s} \leq \frac{\alpha}{2} \geq \sum_{s=s_u}^n \binom{n}{s} p^s (1-p)^{n-s}$$

- 给定  $n$  值, 将一切  $p$  值对应的这一区间连接起来形成  $p$ - $s$  置信带。

- 该置信带与直线  $s = \hat{s}$  的两个交点对应于置信概率  $\gamma$  的区间  $[p_l, p_u]$ 。

» 置信水平  $\gamma = 1 - \alpha$  的中心置信区间为  $[p_l, p_u]$ :

$$p_l(\gamma) = B_{\alpha/2}(\hat{s}, n - \hat{s} + 1), \quad p_u(\gamma) = B_{1-\alpha/2}(\hat{s} + 1, n - \hat{s}), \quad (2.7a)$$

其中  $B_\alpha(v_1, v_2)$  表示自由度  $v_1, v_2$  的贝塔 (Beta) 分布的  $\alpha$  分位数。

» 利用  $F(v_1, v_2)$  分布的  $\alpha$  分位数 (quantile)  $q_\alpha(v_1, v_2)$  来表示:

贝塔分布和  $F$  分布的  $\alpha$  分位数之间存在以下关系:

$$B_\alpha(v_1, v_2) = \left( 1 + \frac{v_2}{v_1} q_{1-\alpha}(2v_2, 2v_1) \right)^{-1},$$

故有

$$p_l(\gamma) = \left( 1 + \frac{n - \hat{s} + 1}{\hat{s}} q_{1-\alpha/2}(2(n - \hat{s} + 1), 2\hat{s}) \right)^{-1},$$

$$p_u(\gamma) = \left( 1 + \frac{n - \hat{s}}{\hat{s} + 1} q_{\alpha/2}(2(n - \hat{s}), 2(\hat{s} + 1)) \right)^{-1}. \quad (2.7b)$$

» 利用  $F(v_1, v_2)$  分布的上侧  $a$  分位数  $f_\alpha(v_1, v_2)$  来表示:

上侧  $a$  分位数  $f_\alpha(v_1, v_2)$  与  $a$  分位数  $q_\alpha(v_1, v_2)$  的关系为

$$f_\alpha(v_1, v_2) = q_{1-\alpha}(v_1, v_2),$$

故有

$$p_l(\gamma) = \left( 1 + \frac{n - \hat{s} + 1}{\hat{s}} f_{\alpha/2}(2(n - \hat{s} + 1), 2\hat{s}) \right)^{-1}, \quad (2.7c)$$

$$p_u(\gamma) = \left( 1 + \frac{n - \hat{s}}{\hat{s} + 1} f_{1-\alpha/2}(2(n - \hat{s}), 2(\hat{s} + 1)) \right)^{-1}.$$

》  $\gamma = 0.6827$  的一倍标准误差区间

$$p_l(1\sigma) = \left( 1 + \frac{n - \hat{s} + 1}{\hat{s}} f_{0.15865}(2(n - \hat{s} + 1), 2\hat{s}) \right)^{-1}, \quad (2.8)$$

$$p_u(1\sigma) = \left( 1 + \frac{n - \hat{s}}{\hat{s} + 1} f_{0.15865}^{-1}(2(\hat{s} + 1), 2(n - \hat{s})) \right)^{-1}.$$

》 当  $\hat{s} = 0$ ,  $p_l(\gamma) = 0$ ; 当  $\hat{s} = n$ ,  $p_u(\gamma) = 1$ 。

》 (C-P) 区间并不要求有点估计值  $\hat{p}$ , 可采用 2.2 节 Wilson 区间的  $\hat{p}$  (式(2.3a))。

》 结果:  $\hat{p}_{-\sigma_+}^+$ ,  $\sigma_+ = p_u(1\sigma) - \hat{p}$ ,  $\sigma_- = \hat{p} - p_l(1\sigma)$ 。

》 优缺点: 涵盖概率过度, 安全; 计算相对简单。

## 2.5 似然比 (L-R) 区间

Cousins R D et al., Nucl. Instr. Meth. in Phys. Resear. 2010(A612):388

》 构建置信区间的 FC 方法。

• 给定  $n$  值, 对任一特定的  $p$  值, 定义似然比

$$R(p, s) = \frac{B(s; n, p)}{B\left(s; n, \left(\frac{s}{n}\right)\right)} = \frac{p^s (1-p)^{n-s}}{\left(\frac{s}{n}\right)^s \left(1 - \frac{s}{n}\right)^{n-s}}. \quad (2.9)$$

• 给定  $n$  值, 对任一特定的  $p$  值, 其置信水平  $\gamma$  的置信区间  $[s_l, s_u]$  的确定与 FC 方法相同 (似然比顺序求和)。由此构成  $p$ -- $s$  置信带。

• 该置信带与直线  $s = \hat{s}$  的两个交点对应于  $[p_l, p_u]$ 。

》 (L-R) 区间并不要求有点估计值  $\hat{p}$ , 可采用 2.2 节 Wilson 区间的  $\hat{p}$  (式(2.3a))。

》 优缺点: 涵盖概率过度, 安全; 但比 (C-P) 区间短; 区间的构建步骤较为繁复。

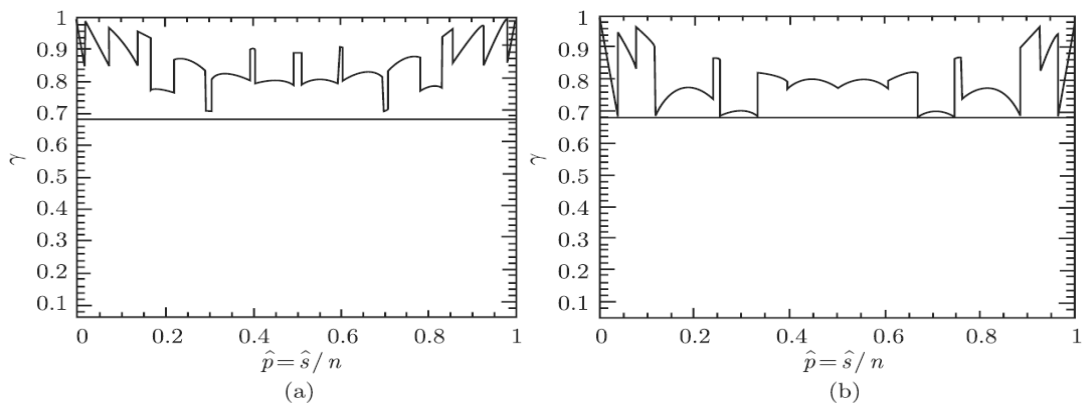


图 4 名义置信水平 68.27% 的 C-P 区间 (左图) 和 L-R 区间 (右图) 的涵盖概率  $\gamma$  ( $n = 10$ )

### 3. 试验总数 $n$ 为泊松变量时 $p$ 的区间估计

》事例总数  $n$  为期望值  $\mu$  的泊松变量时，

- 利用实验数据确定事例判选效率属于此情形。
- 利用实验数据确定共振态衰变分支比可能属于此情形。

》3 个变量  $s$ 、 $b$ 、 $n$  的联合概率可表示为

$s$  和  $b$  为两个独立的、期望值为  $\mu p \equiv \mu_s$  和  $\mu q \equiv \mu(1-p) \equiv \mu_b$  的泊松概率的乘积

$$P(s, b, n) = B(s; n, p) \cdot P(n; \mu) = P(s; \mu p) \cdot P(b; \mu q). \quad (3.1)$$

- $p$  表示为随机变量  $s$  和  $n$  的期望值之比：

$$p = \mu_s / \mu. \quad (3.2)$$

- 定义  $s$  和  $b$  两个泊松期望值比  $\lambda$  为

$$\lambda = \mu_s / \mu_b. \quad (3.3)$$

- 考虑到

$$\mu = \mu_s + \mu_b, \quad (3.4)$$

得到二项分布参数  $p$  与泊松期望值比  $\lambda$  之间的关系：

$$p = \frac{\mu_s}{\mu} = \frac{\lambda}{\lambda + 1} = 1 - \frac{1}{\lambda + 1}. \quad (3.5)$$

》实验得到的测量值是两个相互独立的泊松变量  $s$  和  $b$  的观测值  $\hat{s}$  和  $\hat{b}$

(或泊松变量  $n$  的观测值  $\hat{n}$ ，因为  $\hat{n} = \hat{s} + \hat{b}$ )。

通过  $\hat{s}$ 、 $\hat{b}$ 、 $\hat{n}$  构建参数  $\lambda$  的置信区间，然后利用关系式(3.5)求得  $p$  的置信区间。

》Price 和 Bonett (**P-B 区间**)

**Price R M, Bonett D G, Comput. Stat. Data Anal., 2000(34):345**

调整 Wald 对数-线性模型 (adjusted Wald log-linear model) 确定参数  $\lambda$  的置信区间。

- $\lambda$  置信水平  $\gamma = 1 - \alpha$  置信区间  $[\lambda_-, \lambda_+]$  的公式：

$$\lambda_{\pm} = \frac{\hat{s} + 0.5}{\hat{b} + 0.5} \exp\left(\pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{\hat{s} + 0.5} + \frac{1}{\hat{b} + 0.5}}\right). \quad (3.6)$$

- 利用变换式(3.5)求得  $p$  的上下限：

$$p_u = \frac{\lambda_+}{\lambda_+ + 1}, \quad p_l = \frac{\lambda_-}{\lambda_- + 1}. \quad (3.7)$$

- $p$  的估计值  $\hat{p}$  可利用 Wilson 区间的  $\hat{p}$  值 (见(2.2a)式)。

》优缺点：计算简单。

涵盖概率很少低于名义置信水平。区间宽度比 C-P 区间要窄。

》特点

当  $\hat{s} = 0, \hat{n}$  的极端情形下，参数  $p$  的估计值  $\hat{p}$  分别为  $> 0$  和  $< 1$  的值

(与 Wilson 区间的估计值相等。)

$$\hat{s} = 0: \quad \hat{p} = \frac{0.5}{\hat{n} + 1}; \quad \hat{s} = \hat{n}: \quad \hat{p} = \frac{\hat{n} + 0.5}{\hat{n} + 1}.$$

## 4. 比较和小结

不同方法的  $p$  值的置信区间比较 (CL = 0.6827 区间),  $n=10$

数据	方法	$[p_l, p_u]$	区间长度	结果表述
n = 10 s = 0	Wald	[ 0.00, 0.00 ]	0.00	0.00 ± 0.00
	Wilson	[ 0.00, 0.09 ]	0.09	0.05 ± 0.05
	A - C	[ 0.00, 0.16 ]	0.16	0.05 <sup>+0.11</sup> <sub>-0.05</sub>
	C - P	[ 0.00, 0.17 ]	0.17	0.05 <sup>+0.12</sup> <sub>-0.05</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.01, 0.17 ]</b>	<b>0.16</b>	<b>0.05<sup>+0.11</sup><sub>-0.04</sub></b>
n = 10 s = 1	Wald	[ 0.00, 0.20 ]	0.20	0.10 ± 0.10
	Wilson	[ 0.04, 0.24 ]	0.20	0.14 ± 0.10
	A - C	[ 0.03, 0.24 ]	0.21	0.14 ± 0.11
	C - P	[ 0.02, 0.29 ]	0.27	0.14 <sup>+0.15</sup> <sub>-0.12</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.06, 0.27 ]</b>	<b>0.21</b>	<b>0.14<sup>+0.13</sup><sub>-0.08</sub></b>
n = 10 s = 5	Wald	[ 0.34, 0.66 ]	0.32	0.50 ± 0.16
	Wilson	[ 0.35, 0.65 ]	0.30	0.50 ± 0.15
	A - C	[ 0.35, 0.66 ]	0.31	0.50 ± 0.16
	C - P	[ 0.31, 0.69 ]	0.38	0.50 ± 0.19
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.35, 0.65 ]</b>	<b>0.29</b>	0.50 ± 0.15
n = 10 s = 9	Wald	[ 0.80, 1.00 ]	0.20	0.90 ± 0.10
	Wilson	[ 0.76, 0.96 ]	0.20	0.86 ± 0.10
	A - C	[ 0.76, 0.97 ]	0.21	0.86 ± 0.11
	C - P	[ 0.71, 0.98 ]	0.27	0.86 <sup>+0.12</sup> <sub>-0.15</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.73, 0.94 ]</b>	<b>0.21</b>	<b>0.86<sup>+0.08</sup><sub>-0.13</sub></b>
n = 10 s = 10	Wald	[ 1.00, 1.00 ]	0.00	1.00 ± 0.00
	Wilson	[ 0.91, 1.00 ]	0.09	0.95 ± 0.05
	A - C	[ 0.89, 1.00 ]	0.11	0.96 <sup>+0.04</sup> <sub>-0.07</sub>
	C - P	[ 0.83, 1.00 ]	0.17	0.96 <sup>+0.04</sup> <sub>-0.13</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.83, 0.99 ]</b>	<b>0.16</b>	<b>0.96<sup>+0.03</sup><sub>-0.13</sub></b>

不同方法的  $p$  值的置信区间比较 (CL = 0.6827 区间),  $n=100$

数据	方法	$[p_l, p_u]$	区间长度	结果表述
n = 100 s = 0	Wald	[ 0.00, 0.00 ]	0.00	0.00 ± 0.00
	Wilson	[ 0.000, 0.010 ]	0.010	0.005 ± 0.005
	A - C	[ 0.000, 0.012 ]	0.012	<b>0.005</b> <sup>+0.007</sup> <sub>-0.005</sub>
	C - P	[ 0.000, 0.018 ]	0.018	<b>0.005</b> <sup>+0.013</sup> <sub>-0.005</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.001, 0.020 ]</b>	<b>0.019</b>	<b>0.005</b> <sup>+0.015</sup> <sub>-0.004</sub>
n = 100 s = 1	Wald	[ 0.00, 0.02 ]	0.02	0.01 ± 0.01
	Wilson	[ 0.004, 0.026 ]	0.022	0.015 ± 0.011
	A - C	[ 0.003, 0.027 ]	0.024	0.015 ± 0.012
	C - P	[ 0.001, 0.033 ]	0.032	<b>0.015</b> <sup>+0.018</sup> <sub>-0.014</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.007, 0.033 ]</b>	<b>0.026</b>	<b>0.015</b> <sup>+0.018</sup> <sub>-0.008</sub>
n = 100 s = 10	Wald	[ 0.07, 0.13 ]	0.06	0.10 ± 0.03
	Wilson	[ 0.074, 0.134 ]	0.060	0.104 ± 0.030
	A - C	[ 0.074, 0.134 ]	0.060	0.104 ± 0.030
	C - P	[ 0.070, 0.137 ]	0.067	<b>0.104</b> <sup>+0.033</sup> <sub>-0.034</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.077, 0.139 ]</b>	<b>0.062</b>	<b>0.104</b> <sup>+0.035</sup> <sub>-0.027</sub>
n = 100 s = 90	Wald	[ 0.87, 0.93 ]	0.06	0.90 ± 0.03
	Wilson	[ 0.866, 0.926 ]	0.060	0.896 ± 0.030
	A - C	[ 0.866, 0.926 ]	0.060	0.896 ± 0.030
	C - P	[ 0.863, 0.930 ]	0.067	<b>0.896</b> <sup>+0.034</sup> <sub>-0.033</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.862, 0.923 ]</b>	<b>0.062</b>	<b>0.896</b> <sup>+0.027</sup> <sub>-0.035</sub>
n = 100 s = 100	Wald	[ 1.00, 1.00 ]	0.00	1.00 ± 0.00
	Wilson	[ 0.990, 1.000 ]	0.010	0.995 ± 0.005
	A - C	[ 0.988, 1.000 ]	0.012	<b>0.995</b> <sup>+0.005</sup> <sub>-0.007</sub>
	C - P	[ 0.982, 1.000 ]	0.018	<b>0.995</b> <sup>+0.005</sup> <sub>-0.013</sub>
	<b>P - B</b>	<b>[ 0.980, 0.999 ]</b>	<b>0.019</b>	<b>0.995</b> <sup>+0.004</sup> <sub>-0.015</sub>

结论:  $\gg n$  为小量 : 用 C - P 方法。

$\gg n$  不为小量

- $n$  为固定常数时:  $\hat{s}$  不接近 0,  $n$  时, 一般用 A - C (或 Wilson) 方法;  
 $\hat{s}$  接近 0,  $n$  时, 用 C - P 方法。
- $n$  为泊松变量时: 用 P - B 方法。

(谢谢!)

