

Tutorato di Statistica 1 del 13/05/2009
Docente: Prof.ssa Enza Orlandi
Tutore: Dott.ssa Barbara De Cicco

Esercizio 1.

È data la distribuzione di Bernoulli X , dove

$P(X = 1) = \theta = 1 - P(X = 0)$ e l'ampiezza del campione $n = 10$; la funzione di potenza data da:

$$\Pi_Y(\theta) = P_\theta(H_0 \text{ sia rifiutata} | H_0 \text{ vera}) = P_\theta(\sum_{i=1}^6 \geq 6) = \sum_{j=6}^{10} \binom{10}{j} \theta^j (1-\theta)^{10-j} \text{ con } \theta \in (0, 1)$$

L'ampiezza del test data da: $\sup_{\theta \leq 1/2} (\Pi_Y(\theta)) = \sup_{\theta \leq 1/2} \sum_{j=6}^{10} \binom{10}{j} \theta^j (1-\theta)^{10-j} =$

dallo studio della derivata prima di $\Pi_Y(\theta)$ si vede che la funzione crescente sotto l'ipotesi H_0 per $\theta \leq \frac{1}{2}$ nel caso in cui $\frac{6}{10} > \theta$ allora

$$= \sum_{j=6}^{10} \binom{10}{j} \frac{1}{2^{10}}$$

Il test pi potente dato $n = 10$ ed $\alpha = 0.0547$ si trova applicando il lemma di Neyman-Pearson (teorema 9.2):

$$\lambda(x_1, \dots, x_{10}) = \frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} \geq k \text{ allora}$$

$$\frac{\prod_{i=1}^{10} \theta_0^{x_i} (1-\theta_0)^{1-x_i} 1_{(0,1)}(x_i)}{\prod_{i=1}^{10} \theta_1^{x_i} (1-\theta_1)^{1-x_i} 1_{(0,1)}(x_i)} = \frac{[\frac{1}{2}]^{10}}{[\frac{1}{4}]^{\sum_{i=1}^{10} x_i} [\frac{3}{4}]^{10-\sum_{i=1}^{10} x_i}} \leq k$$

$$\text{quindi } (\frac{1}{2})^{10} \leq k (\frac{1}{4})^{\sum_{i=1}^{10} x_i} (\frac{3}{4})^{10-\sum_{i=1}^{10} x_i}$$

passando al log:

$$(\log 1/4 + \log 4/3) \sum_{i=1}^{10} x_i \geq -\log k - 10 \log 3/4 + 10 \log 1/2 \text{ quindi}$$

$$\sum_{i=1}^{10} x_i \leq k'$$

allora l'ampiezza del test :

$$0.0547 = \alpha = P(\text{rifiutare } H_0 | H_0) = P(\sum_{i=1}^{10} x_i \leq k')$$

dove k' il quantile della $Bin(10, \frac{1}{2})$

Esercizio 2.

Sia $n = 1$ e X_1 v.c. da

$$f(x, \theta) = \theta x^{\theta-1} 1_{(0,1)}(x)$$

Il test pi potente dato da:

$$\lambda(x_1, \dots, x_{10}) = \frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} \leq k^*$$

$$\lambda(x_1) = \frac{\theta_0 x_1^{\theta_0-1} 1_{(0,1)}(x_1)}{\theta_1 x_1^{\theta_1-1} 1_{(0,1)}(x_1)} = \frac{\theta_0}{\theta_1} x_1^{\theta_0-\theta_1} = \frac{3}{2} x_1 \leq k^* \text{ da cui } x_1 \leq \frac{2}{3} k^* .$$

Allora il test pi potente : si rifiuti $H_0 \iff x \leq \frac{2}{3} k^*$, quindi la regione critica : $C^* = \{x : x \leq \frac{2}{3} k^*\}$

$$0.05 = \alpha = P(\text{rifiuto } H_0 | H_0) = P(x \leq \frac{2}{3} k^*) = \int_0^{\frac{2}{3} k^*} \theta_0 x^{\theta_0-1} dx =$$

$$= \int_0^{\frac{2}{3} k^*} 3x^2 dx = \left(\frac{2}{3} k^*\right)^3$$

da cui si ricava che $k^* = 0.55 < 1$

Esercizio 3.

Sia X_1, \dots, X_n un c.c. estratto da Poisson di parametro λ .

$$f(x, \theta) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} 1_{(0,1,2,\dots)}(x)$$

Il test pi potente di ampiezza α é : $\lambda(x_1, x_2, \dots) = \frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} \leq k^*$

$$\lambda(x_1, x_2, \dots) = \frac{\prod_{i=1}^n \lambda_0^{x_i} e^{-\lambda_0} \frac{1}{x_i!} 1_{(0,1,\dots)}(x_i)}{\prod_{i=1}^n \lambda_1^{x_i} e^{-\lambda_1} \frac{1}{x_i!} 1_{(0,1,\dots)}(x_i)} = \left(\frac{\lambda_0}{\lambda_1}\right)^{\sum_{i=1}^n x_i} e^{-n(\lambda_0 - \lambda_1)} \leq k^*$$

passando al log otteniamo:

$$\log \left(\frac{\lambda_0}{\lambda_1}\right) \sum_{i=1}^n x_i \leq \log k^* + n(\lambda_0 - \lambda_1)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i \geq \frac{\log k^* + n \log(\lambda_0 - \lambda_1)}{\log \left(\frac{\lambda_0}{\lambda_1}\right)}$$

da cui $\sum_{i=1}^n x_i \geq k'$.

Allora la regione critica per $\lambda_0 \leq \lambda_1$: $C^* = \{x_1, x_2, \dots : \sum_{i=1}^n x_i \geq k'\}$

Il test pi potente di ampiezza α : si rifiuti $H_0 \iff \sum_{i=1}^n x_i \geq k'$

$$\alpha = P(\text{rifiuto} | H_0) = P\left(\sum_{i=1}^n x_i \geq k'\right) = 1 - P\left(\sum_{i=1}^n x_i \leq k'\right)$$

poich $\forall i, X_i \sim Po(\lambda_0)$ allora $\sum_{i=1}^n x_i \sim Po(n\lambda_0)$ quindi k' il quantile della $Po(n\lambda_0)$ di livello $1 - \alpha$.

Nel caso in cui $\lambda_0 > \lambda_1$ si procede in maniera analoga sempre applicando il lemma di Neyman-Pearson,

il test diventer: si rifiuti $H_0 \iff \sum_{i=1}^n x_i < k'$ quindi

$\alpha = P(\sum_{i=1}^n x_i < k')$ dove k' il quantile della $Po(n\lambda_0)$ di livello α