



2022-06-01
2022-05-31
2022-05-30
2022-05-27
2022-05-26
2022-05-25
2022-05-24
2022-05-23
2022-05-20
2022-05-19
2022-05-18
2022-05-17
2022-05-16
2022-05-13
2022-05-12
2022-05-11
2022-05-10
2022-05-09
2022-05-06
2022-05-05
2022-05-04
2022-05-03
2022-05-02
2022-04-29
2022-04-28
2022-04-27
2022-04-26
2022-04-22
2022-04-21
2022-04-20
2022-04-19
2022-04-15
2022-04-14
2022-04-13
2022-04-12
2022-04-11
2022-04-08
2022-04-07
2022-04-06
2022-04-05
2022-04-04
2022-04-01
2022-03-31
2022-03-30
2022-03-29
2022-03-28
2022-03-24

Soluzione all'esercizio del 2022-05-30 creato per luigi.miazzo

Sia (X_1, \dots, X_n) un campione casuale (i.e. le X_i sono indipendenti ed identicamente distribuite) da una distribuzione binomiale di parametri $m = 13$, numero di prove, e θ , probabilità di successo.

Sia inoltre dato il seguente campione estratto

$$(6, 8, 7, 8, 5, 7, 6, 7, 6, 2).$$

Quesiti e soluzioni

Quesito 1

Usando il metodo dei momenti, si trovi uno stimatore di θ e se ne calcoli la stima per il campione estratto (inserire solo la stima, come risposta).

$X_i \sim \text{bin}(m, \theta)$ per $i = 1, 2, \dots, n$, con $m = 13$ noto e θ ignota.

Per il metodo dei momenti dobbiamo trovare, se esiste, una soluzione in θ all'equazione "momento teorico = momento empirico" in questo caso per l'ordine 1. Indichiamo, come al solito, con \bar{X}_n la media campionaria (mom. empirico di ordine 1), mentre indichiamo con $\mu(\theta)$ il valore atteso, in funzione del parametro che vogliamo stimare

$$\begin{aligned}\mu(\theta) &= \mathbb{E}(X_i) = \bar{X}_n \\ m\theta &= \bar{X}_n\end{aligned}$$

da cui $\hat{\theta} = \frac{\bar{X}_n}{m}$. Per ottenere la stima richiesta calcoliamo $\frac{\bar{x}_n}{13}$.

- La risposta corretta è: 0.4769231
- La risposta inserita è: 0.476923076923
- che corrisponde a 0.4769231

Quesito 2.

Trovare lo stimatore di massima verosimiglianza di θ . Coincide con quello trovato nel quesito 1? Rispondere TRUE o FALSE.

Per trovare lo stimatore di massima verosimiglianza, partiamo con lo scrivere la funzione di verosimiglianza

$$\begin{aligned}L(x_1, \dots, x_n; \theta) &= P_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n P_{X_i}(x_i) \\ &= \prod_{i=1}^n \binom{m}{x_i} \theta^{x_i} (1 - \theta)^{m - x_i} \\ &= \left[\prod_{i=1}^n \binom{m}{x_i} \right] \theta^{\sum_i x_i} (1 - \theta)^{nm - \sum_i x_i}\end{aligned}$$

ove nell'ultima uguaglianza abbiamo usato la commutatività del prodotto. Si osservi inoltre che $\left[\prod_{i=1}^n \binom{m}{x_i} \right] = C$ è una costante, non dipende da θ .

Prendiamo il log della verosimiglianza

$$\ell(x_1, \dots, x_n; \theta) = \log C + \sum_i x_i \log \theta + (nm - \sum_i x_i) \log(1 - \theta)$$

e deriviamo rispetto a θ , ponendo la derivata uguale a zero

$$\begin{aligned}0 &= \frac{\partial}{\partial \theta} \ell(x_1, \dots, x_n; \theta) = \frac{\sum_i x_i}{\theta} + (-1) \frac{nm - \sum_i x_i}{1 - \theta} \\ 0 &= (1 - \theta) \sum_i x_i - \theta \left(nm - \sum_i x_i \right) \quad \Leftrightarrow \quad \hat{\theta}_{ML} = \frac{\sum_i x_i}{nm} = \frac{\bar{X}_n}{m}.\end{aligned}$$

I due stimatori coincidono.

- La risposta corretta è: TRUE
- La risposta inserita è: TRUE

Quesito 3.

Calcolare l'intervallo di confidenza per θ "alla Wald" a livello di confidenza del 90%, per il campione estratto. Inserire la risposta come c(estremo_inf, estremo_sup).

Suggerimento, usare qnorm() per trovare i quantili del tipo $z_{\frac{\alpha}{2}}$, $z_{1 - \frac{\alpha}{2}}$.

$X_i \sim \text{bin}(m, \theta)$, $\mathbb{E}(X_i) = m\theta$ e $\mathbb{V}\text{ar}(X_i) = m\theta(1 - \theta)$.

Abbiamo lo stimatore $\hat{\theta} = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n X_i$, di cui sappiamo anche

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(\hat{\theta}) &= \theta \\ \mathbb{V}\text{ar}(\hat{\theta}) &= \frac{\theta(1 - \theta)}{nm}\end{aligned}$$

Inoltre, possiamo assumere che $Z_n = \frac{(\hat{\theta} - \theta)\sqrt{nm}}{\sqrt{\theta(1 - \theta)}} \sim_d \mathcal{N}(0, 1)$ per il teorema centrale del limite (infatti potremmo anche vedere le nostre n variabili binomiali come nm variabili Bernoulliane indipendenti e $nm \gg 1$).

Ci chiediamo per quale quantili

$$1 - \alpha \approx P\left(z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{(\hat{\theta} - \theta)\sqrt{nm}}{\sqrt{\theta(1 - \theta)}} \leq z_{1 - \frac{\alpha}{2}}\right).$$

"Alla Wald" abbiamo

$$\begin{aligned}1 - \alpha &\approx P\left(z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{(\hat{\theta} - \theta)\sqrt{nm}}{\sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})}} \leq z_{1 - \frac{\alpha}{2}}\right) = \\ &= P\left(\frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \leq \frac{(\hat{\theta} - \theta)}{\sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})}} \leq \frac{z_{1 - \frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}}\right) \\ &= P\left(\frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})} \leq (\hat{\theta} - \theta) \leq \frac{z_{1 - \frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})}\right) \\ &= P\left(\frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})} - \hat{\theta} \leq -\theta \leq \frac{z_{1 - \frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})} - \hat{\theta}\right) \\ &= P\left(\hat{\theta} - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})} \leq \theta \leq \hat{\theta} - \frac{z_{1 - \frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})}\right) \\ &= P\left(\hat{\theta} - \frac{z_{1 - \frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})} \leq \theta \leq \hat{\theta} - \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{nm}} \sqrt{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})}\right)\end{aligned}$$

Da cui, ricordando che $-z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{1 - \frac{\alpha}{2}}$, ricaviamo: $\hat{\theta} \pm z_{1 - \frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\theta}(1 - \hat{\theta})}{nm}}$.

- La risposta corretta è: (0.404868341234689, 0.548977812611465)
- La risposta inserita è: c(0.4048683, 0.5489778)