

1. Calcolare approssimativamente gli integrali seguenti utilizzando il metodo Monte Carlo.

(a) $\int_1^6 x^4 + 5x^2 + 3 dx$

(b) $\int_1^4 \frac{1}{x} - \frac{1}{x^3} dx$

(c) $\int_1^4 \frac{\tan^5(\log(x))}{x} dx$

d) ...

Oltre al risultato, ai comandi R utilizzati (che possono anche essere scritti a mano) si richiede di dire qualche parola di spiegazione sul metodo.

Suggerimento per (iii): Si consideri il comando "rcauchy" in R che permette di generare un campione iid di una variabili aleatorie di Cauchy, ovvero aventi funzione di densità $f_X(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{(1+x^2)}$.

Richiamo: $\int_a^b g(x) dx \approx (b-a) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(X_i) \quad X_i \stackrel{iid}{\sim} \text{Unif}(a,b)$

a) $\int_1^6 \underbrace{x^4 + 5x^2 + 3}_{g(x)} dx = (6-1) \cdot \mathbb{E}(X^4 + 5X^2 + 3) \approx 5 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^4 + 5X_i^2 + 3$
 $X_i \sim \text{Unif}(1,6)$

b) $\int_1^4 \underbrace{\frac{1}{x} - \frac{1}{x^3}}_{g(x)} dx = (4-1) \mathbb{E}\left(\frac{1}{X} - \frac{1}{X^3}\right) \approx 3 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i} - \frac{1}{X_i^3}$
 $X_i \sim \text{Unif}(1,4)$

c) $\int_1^4 \frac{\tan^5(\log(x))}{x} dx = (4-1) \mathbb{E}\left(\frac{\tan^5(\log(x))}{x}\right) =$
 $\approx 3 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\tan^5(\log(X_i))}{X_i}$
 $X_i \sim \text{Unif}(1,4)$

d) $\int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}}_{f(x)} \underbrace{\frac{\sin(7 + e^x)}{2 + \log(x^2 + 1)}}_{g(x)} dx$
 $X_j \sim N(0,1)$

$= \mathbb{E}\left(\frac{\sin(7 + e^x)}{2 + \log(x^2 + 1)}\right) \approx \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{\sin(7 + \exp(X_j))}{2 + \log(X_j^2 + 1)}$

a) Liste comandi su R.

$x = \text{runif}(10000, \text{min} = 1, \text{max} = 6)$

$\text{mean}(x^4 + 5 * x^2 + 3) \cdot (6 - 1)$

b) $x = \text{runif}(10000, \text{min} = 1, \text{max} = 4)$

$\text{mean}(1/x - 1/x^3) \cdot (4 - 1)$

c) $x = \text{runif}(10000, \text{min} = 1, \text{max} = 4)$

$\text{mean}(\tan(\log(x))^5 / x) \cdot (4 - 1)$

d) $x = \text{rnorm}(10000, \text{mean} = 0, \text{sd} = 1)$

$y = \sin(7 + \exp(x)) / (2 + \log(1 + x^2))$

$\text{mean}(y)$

2. La forza di compressione di un carto tipo di cemento è modellizzata come una variabile aleatoria Gaussiana con valore atteso μ e varianza σ^2 . L'unità di misura è il psi (pound per square inch). Si assume che la varianza σ^2 è conosciuta e vale 1000 psi. Una media empirica di 3250 psi è stata osservata da un campione di 12 misurazioni.

- Si calcoli l'intervallo di confidenza bilaterale e monolaterale al 95% per μ
- Si calcoli l'intervallo di confidenza bilaterale e monolaterale al 99% per μ . Si confronti questo risultato con quello del punto precedente.
- Che livello di confidenza avrebbe un intervallo di ampiezza totale 30 psi ($\mu \pm 30$ psi)
- Quale è la minor ampiezza del campione necessaria (il numero di elementi nel campione) perché l'intervallo di confidenza bilaterale al 95% sia minore uguale a ± 15 psi.

IC normale z	1	1.6	2	2.3	2.5	3
unilaterale: $P(Z \leq z)$	0.84	0.9452	0.9772	0.9893	0.9938	0.9997
bilaterale: $P(Z \leq z)$	0.68	0.90	0.954	0.988	0.998	0.9998

$$a) 95\% = P(|Z| \leq 2) = P\left(\left|\frac{\bar{X}_{12} - \mu}{\sigma_{12}}\right| \leq 2\right)$$

$$\begin{cases} \sigma_{12}^2 = \frac{\sigma^2}{12} \\ \bar{X}_{12} = 3250 \end{cases} \Rightarrow P\left(\left|\frac{3250 - \mu}{\sqrt{\frac{1000}{12}}}\right| \leq 2\right)$$

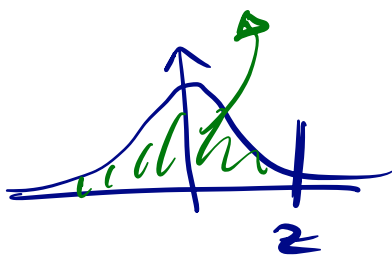
$$= P(|3250 - \mu| \leq 2 \cdot \sqrt{\frac{1000}{12}})$$

$$= P\left(\mu \in \left(3250 - 2 \cdot \sqrt{\frac{1000}{12}}, 3250 + 2 \cdot \sqrt{\frac{1000}{12}}\right)\right)$$

\Rightarrow intervallo bilaterale

$$95\% = P(Z < z_{5\%}) = P\left(\frac{\bar{X}_{12} - \mu}{\sigma_{12}} < \underline{1.65}\right)$$

$z_{5\%} = \underline{1.65}$ dallo tabello



$$\begin{aligned}
 &= P(\mu > \bar{X}_{12} - 1.65 \cdot \sigma_{12}) \\
 &= P(\mu > 3250 - 1.65 \cdot \sqrt{\frac{1000}{12}}) \\
 &= P(\mu \in (3250 - 1.65 \cdot \sqrt{\frac{1000}{12}}, \infty))
 \end{aligned}$$

intervallo di confidenza
unilaterale al 95%.

b) Stessa cosa con

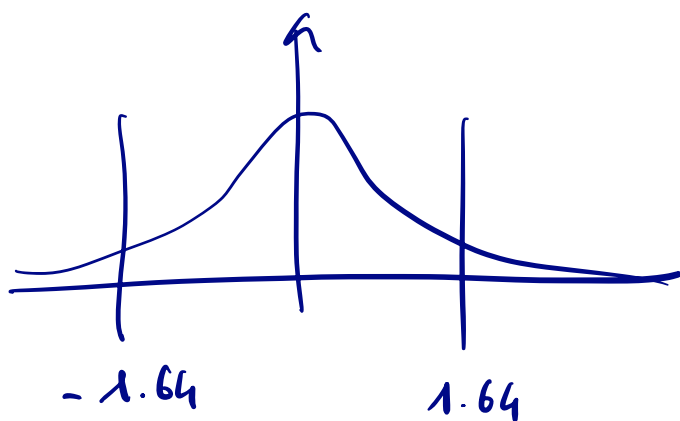
$$z_{5\%}^b \rightarrow z_{1\%}^b = 2.5$$

$$z_{5\%}^u \rightarrow z_{1\%}^u = 2.33$$

→ l'intervallo è più grande

$$\begin{aligned}
 c) \quad &P(\mu \in \bar{X}_n - \overset{30}{\cancel{15}}, \bar{X}_n + \overset{30}{\cancel{15}}) = \\
 &= P(\bar{X}_n - \mu \in (-\overset{30}{\cancel{15}}, \overset{30}{\cancel{15}})) = P(|\bar{X}_n - \mu| \leq \overset{30}{\cancel{15}}) \\
 &= P\left(\left|\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma_n}\right| \leq \frac{\overset{30}{\cancel{15}}}{\sigma_n}\right) = P(|Z| \leq \frac{\overset{30}{\cancel{15}}}{\sqrt{\frac{1000}{12}}}) =
 \end{aligned}$$

$$\sigma_n^2 = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{1000}{12}$$



$$= P(|z| \leq \overset{3.28}{\cancel{1.64}})$$

$$= \Phi(\overset{3.28}{\cancel{1.64}}) - \Phi(\overset{3.28}{\cancel{-1.64}})$$

$$= 0.998$$

d) $95\% = P(|z| \leq 2) = P\left(\left|\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma_n}\right| \leq 2\right)$

$$z_{5\%}^b = 2$$

$$= P(|\bar{X}_n - \mu| \leq 2\sigma_n)$$

$$\sigma_n^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

ampiezza int. di confidenza

Vogliamo trovare n tale che

$$2\sigma_n \stackrel{!}{=} 15$$

$$\Leftrightarrow 2 \cdot \sqrt{\frac{1000}{n}} \leq 15 \Leftrightarrow \frac{2 \cdot 1000}{15} \leq n$$

$$\Leftrightarrow n \geq \frac{4 \cdot 1000}{15^2} = 17.77$$

$$\Rightarrow n^* = 18$$

3. Uno studio sulla velocità del flusso sanguigno nelle coronarie risulta nelle seguenti osservazioni in 18 pazienti:

75, 77, 78, 77, 77, 72, 72, 70, 71, 69, 69, 68, 66, 64, 66, 62, 61

Questi valori sono modellizzati come una variabile aleatoria normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, dove μ è sconosciuta e $\sigma^2 = 26$.

- (a) Calcolare la media empirica del campione.
- (b) Trovare gli intervalli di confidenza bilaterali e monolaterali per μ al livello 0.95, 0.98, and 0.99.
- (c) Quale è la minor ampiezza del campione necessaria (il numero di elementi nel campione) perché l'intervallo di confidenza bilaterale al 95% per μ sia minore uguale a 0.5?

a) $\bar{X}_{18} = 70.33$

b) Per σ^2 conosciuto, la media campionaria standardizzata

$$\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma_n} \quad \sigma_n^2 = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{26}{12} = 1.47$$

ha distribuzione normale standard: $\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma_n} \sim \mathcal{N}(0, 1)$

Quindi, trovando $z_{5\%}^b = 1.96$ $z_{2\%}^b = 2.33$ $z_{1\%}^b = 2.575$

$z_{5\%}^u = 1.28$ $z_{2\%}^u = 2.06$ $z_{1\%}^u = 2.33$

abbiamo

IC bil. 95% : $(70.33 - 1.96 \cdot 1.47, 70.33 + 1.96 \cdot 1.47)$

IC bil 98% : $(70.33 - 2.33 \cdot 1.47, 70.33 + 2.33 \cdot 1.47)$

IC bil 99% : $(70.33 - 2.575 \cdot 1.47, 70.33 + 2.575 \cdot 1.47)$

IC unil 95% (inferiore, o di sinistra) $(-\infty, 70.33 + 1.28 \cdot 1.47)$

IC unil 98% (inferiore, o di sinistra) $(-\infty, 70.33 + 2.06 \cdot 1.47)$

IC unil 99% (inferiore, o di sinistra) $(-\infty, 70.33 + 2.33 \cdot 1.47)$

c) dobbiamo trovare n tale che l'ampiezza dell'IC
bilaterale al 95%. ($z_{5\%} \cdot \sigma_n = 1.96 \sqrt{\frac{26}{n}}$) sia minore
o uguale a 0.5:

$$1.96 \sqrt{\frac{26}{n}} \leq 0.5$$

$$\Leftrightarrow n \geq 26 \cdot \left(\frac{1.96}{0.5} \right)^2 = 26 \cdot (3.92)^2 = 399.5$$

$$\Rightarrow n \geq 400$$