C Se I è un intervallo di confidenza di livello α per μ, allora α è:
A) l'ampiezza dell'intervallo (aleatorio) I;
B) la statistica usata per determinare I;
C) la probabilità che μ appartenga all'intervallo (aleatorio) I;
D) il quantile da ricercare sulle tavole per determinare I.

DEFINIZIONE DI INTERVALLO DI CONFIDENZA

Siano $T_1 = t_1(X_1, \ldots, X_n)$ e $T_2 = t_2(X_1, \ldots, X_n)$ due statistiche. Fissato $\alpha \in [0, 1]$, l'intervallo aleatorio (T_1, T_2) si dice **intervallo di confidenza per $g(\theta)$, al livello α** se

$$\mathbb{P}_\theta(T_1 < g(\theta) < T_2) = \alpha, \qquad \text{per ogni } \theta \in \Theta.$$

A campionamento eseguito, l'intervallo numerico $[t_1(x_1, \ldots, x_n), t_2(x_1, \ldots, x_n)]$ si chiama intervallo di confidenza per $g(\theta)$, al livello α, **calcolato dal campione**.

(T_1, T_2) è un intervallo aleatorio (gli estremi dell'intervallo sono v.a.) che contiene il parametro $g(\theta)$ con probabilità α.

$\Rightarrow$ C) VERA

B Si abbia un campione casuale di ampiezza n di legge normale con media incognita μ e supponiamo che dal calcolo dell'intervallo di confidenza dal campione per μ al livello 0.95 si sia ottenuto l'intervallo $(1.5, 2.5)$. Allora è necessariamente vero che:

A) $\mu = 2$; B) nessuna delle altre risposte è corretta;
C) $\mu \in (1.5, 2.5)$ con probabilità 0.95; D) $\mu \in (1.5, 2.5)$ con probabilità 0.05.

PRIMA DEL CAMPIONAMENTO:

(T_1, T_2) è un intervallo aleatorio (gli estremi dell'intervallo sono v.a.) che contiene il parametro $g(\theta)$ con probabilità α.

DOPO IL CAMPIONAMENTO t_1 E t_2 SONO NUMERI QUINDI:

NON è invece vero che la probabilità che $t_1(x_1, \ldots, x_n) < g(\theta) < t_2(x_1, \ldots, x_n)$ è uguale ad α.

QUI ABBIAMO UN IdC CALCOLATO DAL CAMPIONE $\Rightarrow$ B) VERA E C) FALSA

$\mu = 2$ POTREBBE MA NON SEMPRE VERA $\Rightarrow$ A) FALSA

D) È ANCORA PIÙ FALSA DI C)

B Vogliamo calcolare 100 intervalli di confidenza per θ, al livello 0.95. Il numero di intervalli che contengono θ è:

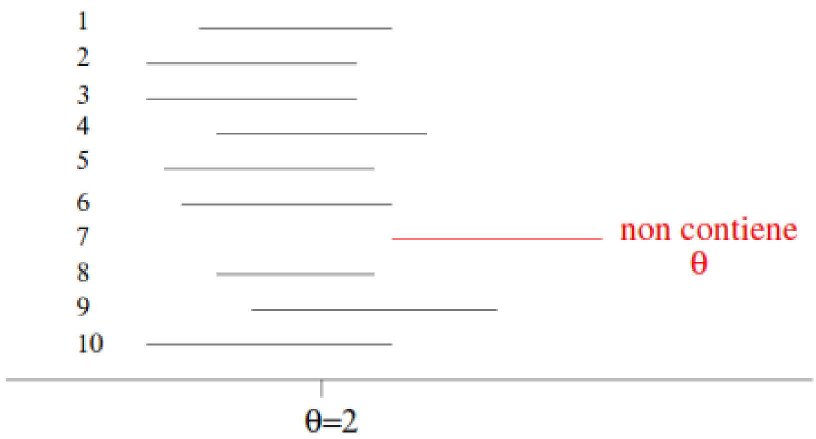
A) 95; NO

B) una $\mathcal{B}(100, 0.95)$; SI

C) 100; NO

D) una $\mathcal{B}(100, 0.05)$. NO

Supponiamo che $\theta = 2$ e calcoliamo 10 intevralli di confidenza al livello 90%: *mediamente* un intervallo su 10 NON conterrà θ^*.



In genere nei problemi di stima non conosciamo il valore vero di θ e quindi non sappiamo quali intervalli contengono θ e quali no.

* Il numero di intervalli che non lo contengono è una $\mathcal{B}(10, 0.10)$.

D Cosa succede all'ampiezza di un'intervallo di confidenza per la media (con varianza nota) se nel calcolo aumentiamo la numerosità del campione (cioè n)?

A) aumenta; B) resta uguale ma cambia il centro;

C) non si può dire nulla; D) diminuisce.

LEGENDA: $\uparrow$ = CRESCE $\downarrow$ = DECRESCE

INTERVALLO DI CONFIDENZA per μ, σ^2 nota

$$\left(\overline{X}_n - z_{\frac{1+\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}},\quad \overline{X}_n + z_{\frac{1+\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$

è un intervallo di confidenza di livello α per il valore atteso μ.

$\Rightarrow \underset{\downarrow}{A} = 2\, z_{\frac{1+\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\underset{\uparrow}{\sqrt{n}}} \Rightarrow$ D) VERA

A Supponiamo di calcolare un intervallo di confidenza I_1 per la media di una popolazione normale, al livello α_1. Cosa accade se calcoliamo poi l'intervallo di confidenza I_2 al livello α_2, con $\alpha_2 > \alpha_1$?

A) I_2 è più ampio di I_1; B) I_2 è più stretto di I_1;

C) non ci sono regole; D) la numerosità del campione aumenta.

$\overset{\uparrow}{\beta} = \frac{1+\overset{\uparrow}{\alpha}}{2}$

z_β È MONOTONA NON DECRESCENTE

$\underset{\uparrow}{A} = 2\, \underset{\uparrow}{z_\beta} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Rightarrow$ A) VERA