

# Stima Parametrica Intervallare

Università Mediterranea di Reggio Calabria  
Decisions Lab



Università degli Studi  
**Mediterranea**  
di Reggio Calabria



Uno stimatore per intervallo per un parametro di una popolazione  $P$ , è una funzione delle variabili campionarie (campione causale): determina gli estremi di un intervallo di valori che *verosimilmente* contiene il parametro da stimare. La stima corrispondente viene chiamata stima per intervallo.

## Problemi stima puntuale:

- Lo stimatore puntuale è una singola statistica che però varia da campione a campione, quindi dipende dagli elementi selezionati;
- Non rispetta il teorema del limite centrale, infatti la stima puntuale della proporzione di pezzi difettosi in un carico, è la stessa sia osservando 1 pezzo in proporzione a 10 pezzi, sia osservando 100 pezzi in proporzione di 1000 pezzi.

## Con la stima intervallare

- si considerano deviazioni positive e negative dal vero valore, fornendo un *intervallo di valori* per la stima del parametro incognito;
- Rispetta il teorema del limite centrale: a parità di condizioni, campioni più grandi determinano stime per intervallo più precise

Si supponga venga estratto un campione casuale da una popolazione  $P$ , sulla base delle informazioni campionarie si supponga sia possibile determinare due v.a.

$$L_1 = L_1(X_1, \dots, X_n); \quad L_2 = L_2(X_1, \dots, X_n)$$

con  $L_1 < L_2$ .

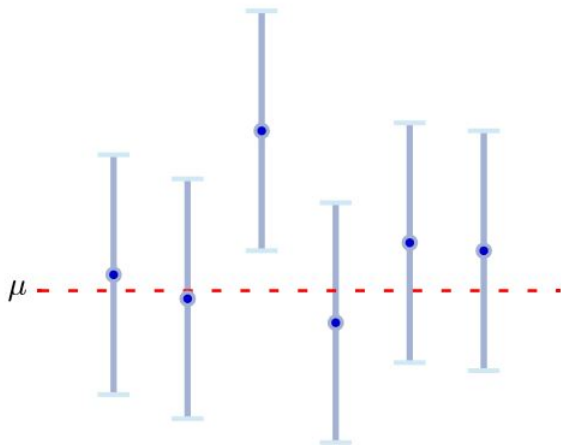
Siano  $l_1$  ed  $l_2$  i valori assunti da  $L_1$  ed  $L_2$ : l'intervallo  $[l_1, l_2]$  contiene o non contiene il parametro stimato.

Si estraggano ripetutamente campioni casuali dalla popolazione determinando più intervalli corrispondenti a  $L_1$  ed  $L_2$ , allora **solo una certa percentuale di questi intervalli (95%, 99% etc) conterrà il valore incognito.**

Se si estraggono successivamente più campioni indipendenti dalla stessa popolazione e si determina gli intervalli (di confidenza), il  $k\%$  di intervalli conterrà il vero valore del parametro incognito.

L'intervallo  $[L_1, L_2]$  è definito uno stimatore per intervallo a *livello di confidenza*  $k\%$  per il parametro.

95% degli intervalli contiene il parametro  $\mu$



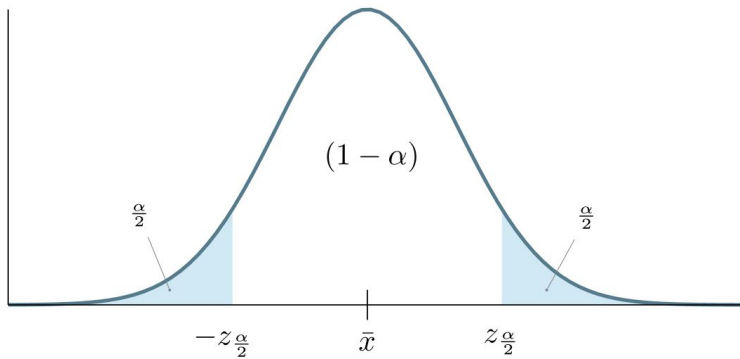
### Stimatore per intervallo e intervallo di confidenza

Uno **stimatore per intervallo** per un parametro di una popolazione è una funzione delle variabili campionarie: determina gli estremi di un intervallo di valori che verosimilmente contiene il parametro da stimare. La stima corrispondente viene chiamata **stima per intervallo**.

Sia  $\theta$  un parametro incognito. Si ottiene lo stimatore per intervallo a livello  $1 - \alpha$  per  $\theta$  se, sulla base delle informazioni campionarie, si possono determinare due variabili aleatorie  $A$  e  $B$ ,  $A < B$ , tali che  $P(A < \theta < B) = 1 - \alpha$ , con  $0 \leq \alpha \leq 1$ . Se  $a$  e  $b$  sono i valori osservati per  $A$  e  $B$  in corrispondenza al campione considerato, l'intervallo da  $a$  a  $b$ , la stima per intervallo, viene definito **intervallo di confidenza** a livello  $100(1 - \alpha)\%$  per il parametro  $\theta$ . La quantità  $100(1 - \alpha)\%$  viene definita **livello di confidenza** dell'intervallo.

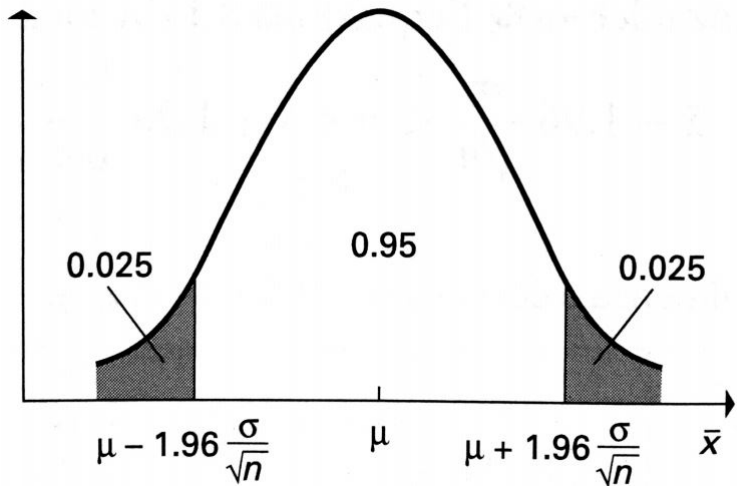
Se si estrae ripetutamente e in modo indipendente un numero molto elevato di campioni, il vero valore del parametro  $\theta$  sarà contenuto nel  $100(1 - \alpha)\%$  degli intervalli determinati in questo modo. L'intervallo di confidenza così ottenuto viene indicato come  $a < \theta < b$  con livello di confidenza  $100(1 - \alpha)\%$ .





Considerando una normale standard  $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$

$$\begin{aligned}
 1 - \alpha &= P(-z_{\alpha/2} < Z < z_{\alpha/2}) \\
 &= P\left(-z_{\alpha/2} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} < z_{\alpha/2}\right) \\
 &= P\left(-z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{X} - \mu < z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \\
 &= P\left(\bar{X} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right).
 \end{aligned}$$



## Intervallo di confidenza per la media di una popolazione distribuita normalmente: varianza nota

Si consideri un campione casuale di  $n$  osservazioni estratto da una popolazione normale con media  $\mu$  e varianza  $\sigma^2$ . Se  $\bar{x}$  è il valore osservato della media campionaria, un **intervallo di confidenza per la media della popolazione con varianza nota**, a livello  $100(1 - \alpha)\%$ , è dato da:

$$\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (8.1)$$

o, in modo equivalente:

$$\bar{x} \pm ME$$

dove ME, **marginale di errore** (anche chiamato *errore di campionamento*) è dato da:

$$ME = z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (8.2)$$

L'**ampiezza**,  $w$ , è uguale al doppio del margine di errore:

$$w = 2(ME) \quad (8.3)$$

Il **limite superiore dell'intervallo di confidenza (UCL, upper confidence limit)** è dato da:

$$UCL = \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (8.4)$$

Il **limite inferiore dell'intervallo di confidenza (LCL, lower confidence limit)** è dato da:

$$LCL = \bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (8.5)$$

Livello di confidenza	90%	95%	98%	99%
$\alpha$	0.10	0.05	0.02	0.01
$Z_{\alpha/2}$	1.645	1.96	2.33	2.58

## Zucchero raffinato (Intervallo di confidenza)

Un processo produce sacchi di zucchero raffinato. Il loro peso è distribuito normalmente, con deviazione standard pari a 0.6 Kg. Il contenuto medio di un campione casuale di 25 sacchi è 10 Kg. Trovare il limite superiore e il limite inferiore dell'intervallo di confidenza, a livello 99%, per il peso medio di tutti i sacchi prodotti dal processo.

### Soluzione

Per un intervallo di confidenza a livello 99%, il fattore di affidabilità è:

$$z_{0.005} = 2.58$$

e, con media campionaria  $\bar{x} = 10$ ,  $n = 25$  e  $\sigma = 0.6$ , i limiti dell'intervallo di confidenza sono:

$$\text{Limite superiore: } \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 10 + 2.58 \frac{0.6}{\sqrt{25}} = 10.31$$

$$\text{Limite inferiore: } \bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 10 - 2.58 \frac{0.6}{\sqrt{25}} = 9.69$$

Sia  $X$  una variabile casuale  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  dove  $\sigma^2$  assumiamo sia nota.

**Esempio.**

L'intervallo di confidenza per  $\mu$  al 95% con ampiezza campionaria pari a  $n = 64$ , è

$$\left( \bar{x} - 1.96\sqrt{\frac{\sigma}{64}}, \bar{x} + 1.96\sqrt{\frac{\sigma}{64}} \right).$$

L'ampiezza dell'intervallo è

$$2 \cdot 1.96 \frac{\sigma}{8}$$

Passiamo adesso ad un intervallo con livello di confidenza 99%, dove  $z_{0.995} = 2.58$ . In generale avremo

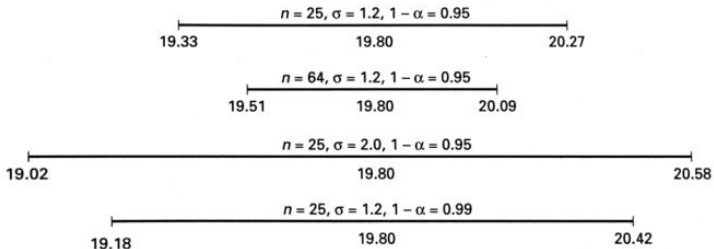
$$2 \cdot 2.58 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

Il problema è mantenere la stessa ampiezza dei due intervalli al variare del livello di confidenza

$$2 \cdot 1.96 \frac{\sigma}{8} = 2 \cdot 2.58 \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

che, risolvendo, si può ottenere aumentando l'ampiezza campionaria a  $n = 111$ .

## Effetti prodotti sulla ampiezza dell'intervallo di confidenza da: $n$ , $\sigma$ e livello di confidenza





	Stima puntuale	Stima intervallare
<b>Campione casuale</b>	$X_1, \dots, X_n$	$X_1, \dots, X_n$
<b>Obiettivo</b>	Stima puntuale del parametro $\theta$	Stima per intervallo del parametro $\theta$
<b>Strumento</b>	Stimatore puntuale: $T = T(X_1, \dots, X_n)$	Stimatore intervallo di confidenza: $[L_1, L_2] = [L_1(X_1, \dots, X_n), L_2(X_1, \dots, X_n)]$
<b>Accuratezza</b>	Errore quadratico medio $MSE(T) = E[(T - \theta)^2]$	Livello di confidenza $P(L_1 \leq \theta \leq L_2) = 1 - \alpha$
<b>Dati campionari</b>	$x_1, \dots, x_n$	$x_1, \dots, x_n$
<b>Risultato</b>	Stima puntuale: $t = T(x_1, \dots, x_n)$	Intervallo di confidenza stimato: $[l_1, l_2] = [L_1(x_1, \dots, x_n), L_2(x_1, \dots, x_n)]$