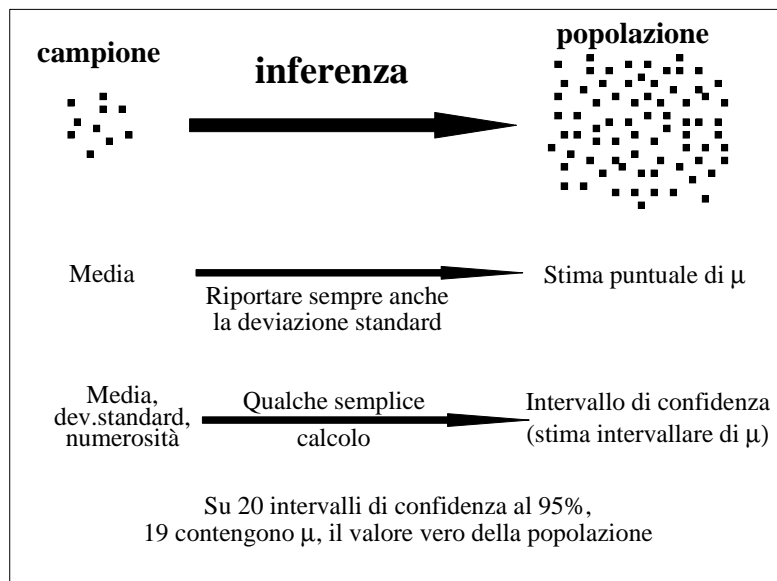
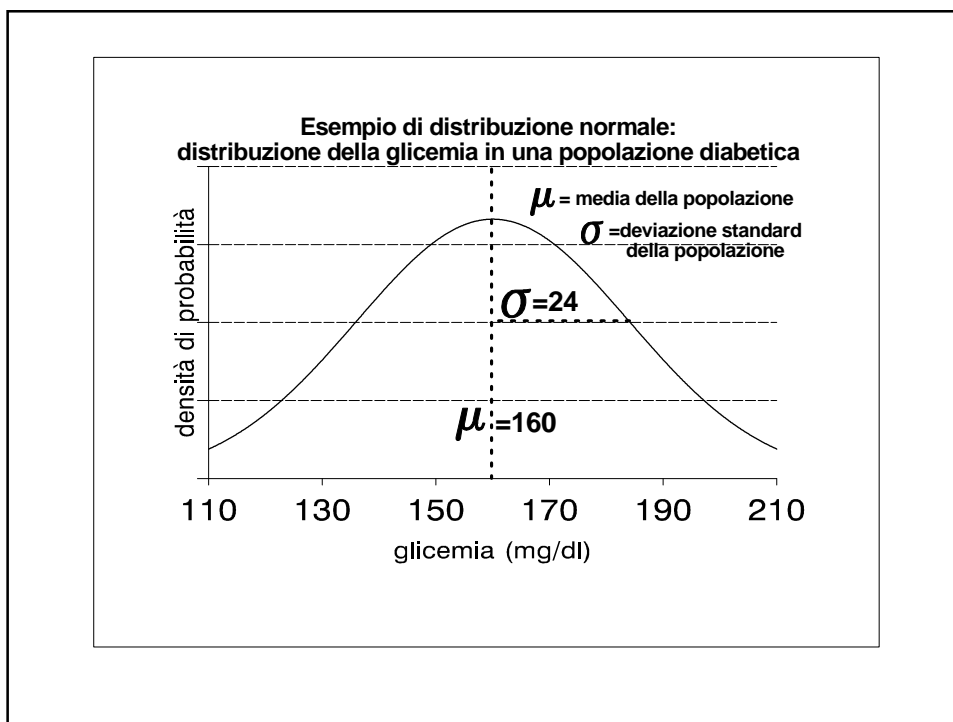


# Intervallo di confidenza

Prof. Giuseppe Verlato, Prof. Roberto de Marco  
Sezione di Epidemiologia e Statistica Medica,  
Università di Verona

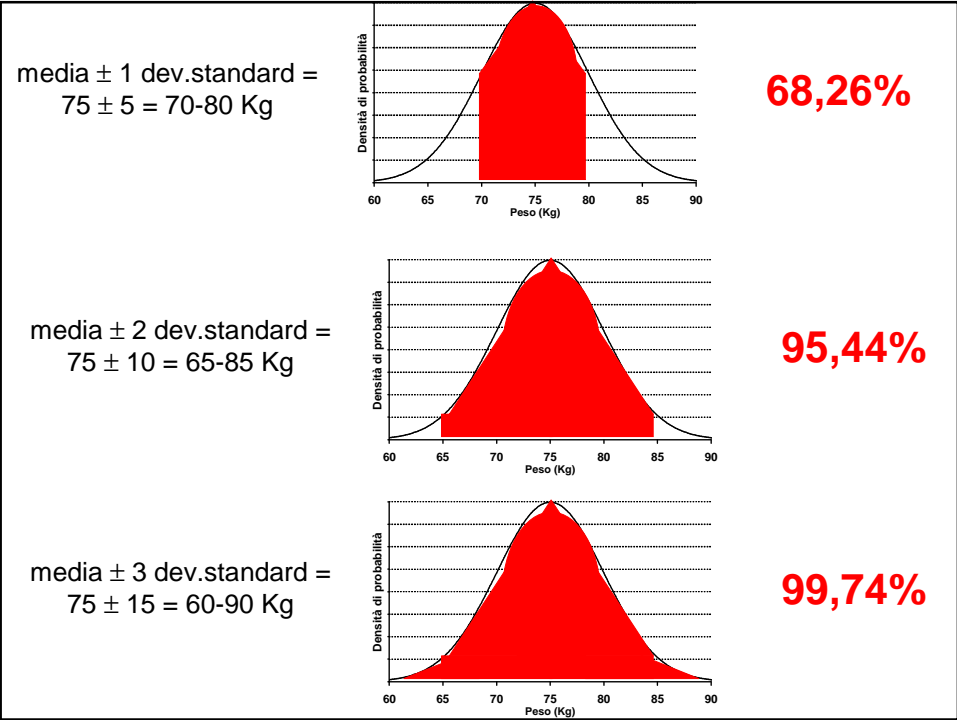
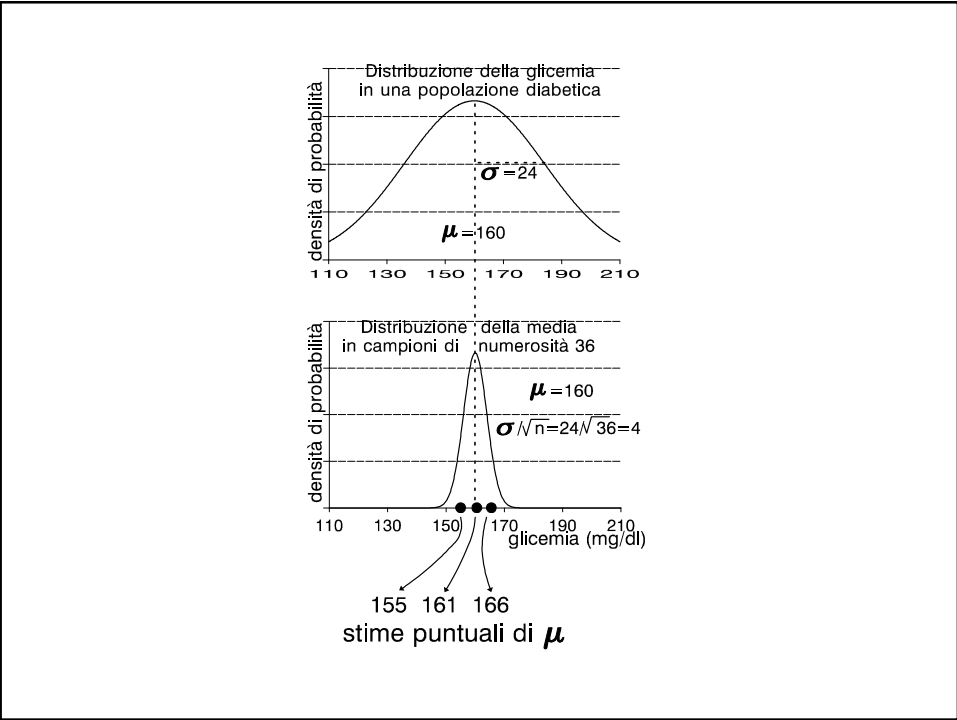


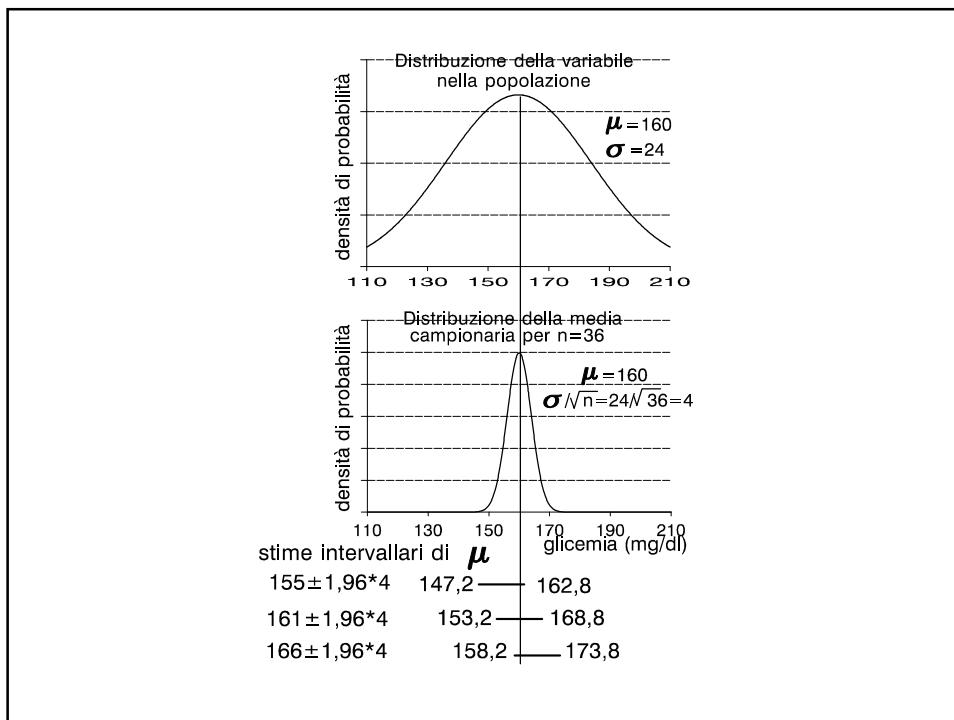
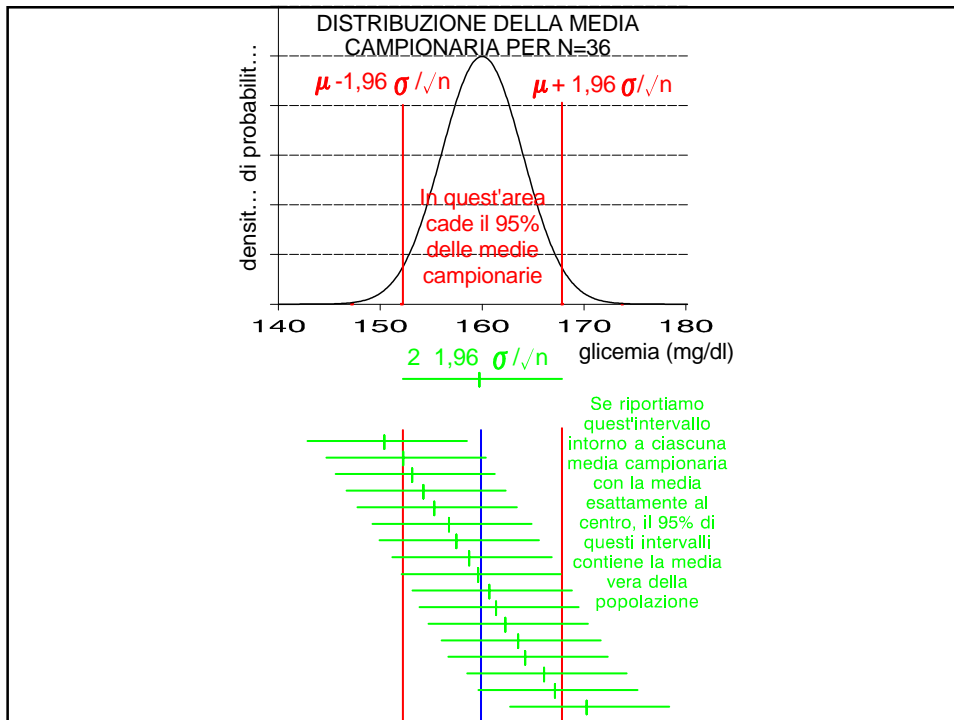


**Dal momento che il campione viene estratto casualmente dalla popolazione, le conclusioni tratte da un campione possono essere errate.**

**L'inferenza statistica viene fatta “con umiltà”:**

- 1) si cerca di stimare la probabilità di commettere errori**
- 2) si cerca di limitare la probabilità di commettere errori**





La **stima puntuale** fornisce un singolo valore. Tuttavia:

- 1) questo valore non coincide quasi mai con il valore vero (parametro) della popolazione;
- 2) campioni diversi forniscono stime puntuali diverse.

La **stima intervallare** fornisce un intervallo, che ha una predeterminata probabilità di contenere il valore vero della popolazione. Pertanto:

- 1) quest'intervallo ha una determinata probabilità (in genere, il 95%) di contenere il valore vero (parametro) della popolazione;
- 2) gli intervalli ottenuti da campioni diversi in genere si sovrappongono.

## **INTERVALLO di CONFIDENZA: DEFINIZIONE**

Per intervallo di confidenza di un parametro  $\Theta$  della popolazione, intendiamo un intervallo delimitato da due limiti  $L_{\text{inf}}$  (limite inferiore) ed  $L_{\text{sup}}$  (limite superiore) che abbia una definita probabilità  $(1 - \alpha)$  di contenere il vero parametro della popolazione:

$$p(L_{\text{inf}} < \Theta < L_{\text{sup}}) = 1 - \alpha$$

dove:

$1 - \alpha$  = grado di confidenza

$\alpha$  = probabilità di errore

DERIVAZIONE DELL'INTERVALLO DI CONFIDENZA AL 95%  
PER LA MEDIA DI UNA POPOLAZIONE (Dev.St. NOTA)

$$\Pr (\mu - 1.96 * \sigma / \sqrt{n} < \bar{x} < \mu + 1.96 * \sigma / \sqrt{n}) = 0,95$$

$$\mu - 1.96 * \sigma / \sqrt{n} < \bar{x} < \mu + 1.96 * \sigma / \sqrt{n}$$

↓ -μ

$$- 1.96 * \sigma / \sqrt{n} < \bar{x} - \mu < 1.96 * \sigma / \sqrt{n}$$

↓ -x̄

$$-\bar{x} - 1.96 * \sigma / \sqrt{n} < -\mu < -\bar{x} + 1.96 * \sigma / \sqrt{n}$$

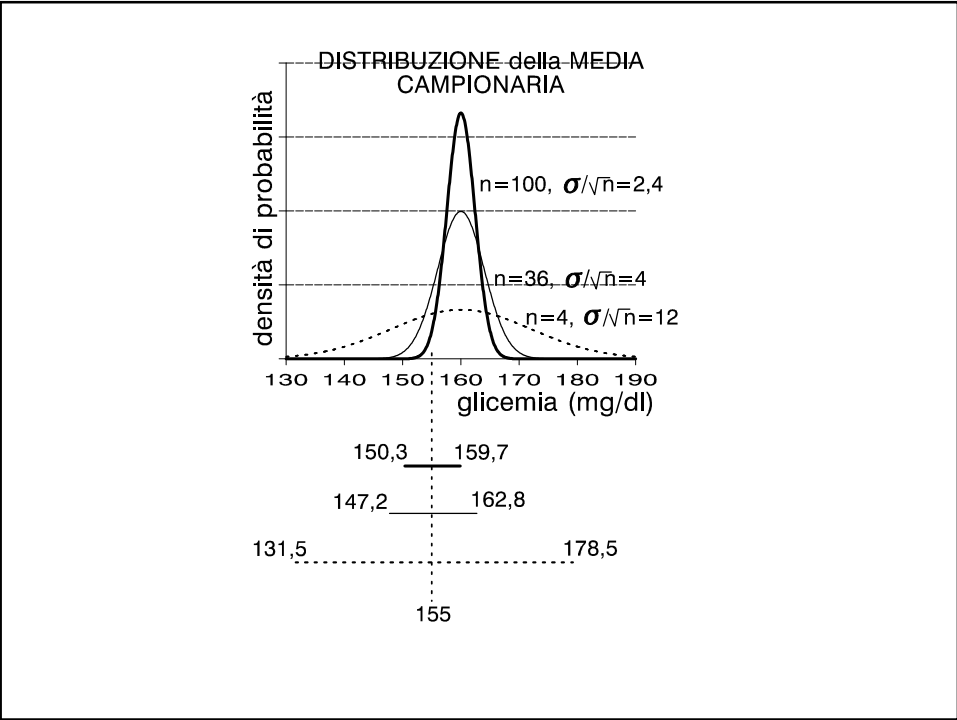
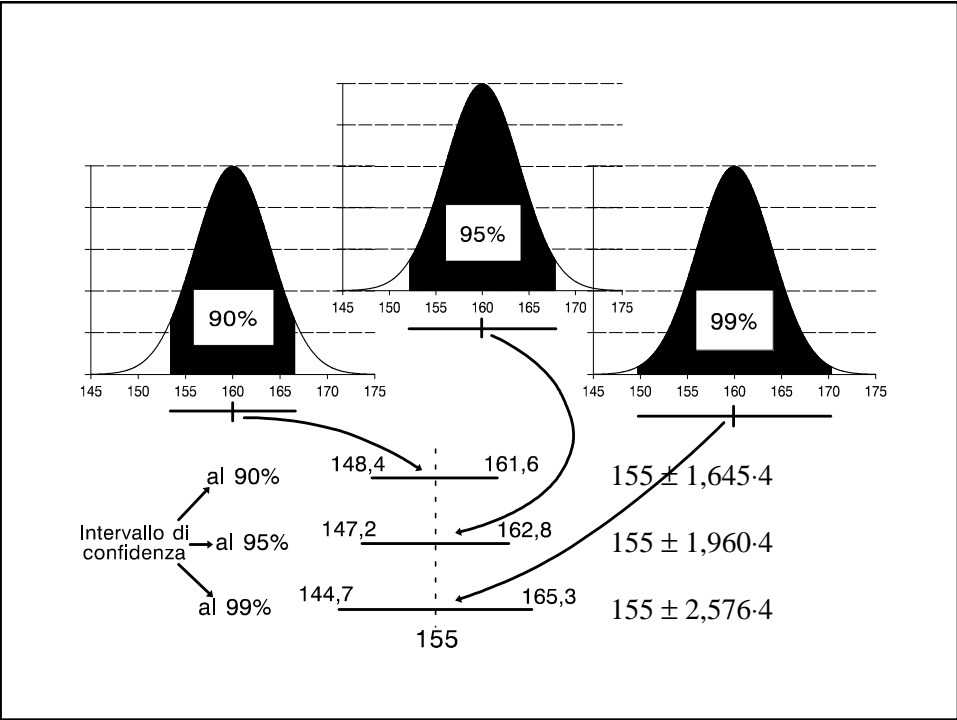
↓ **Moltiplico per -1**

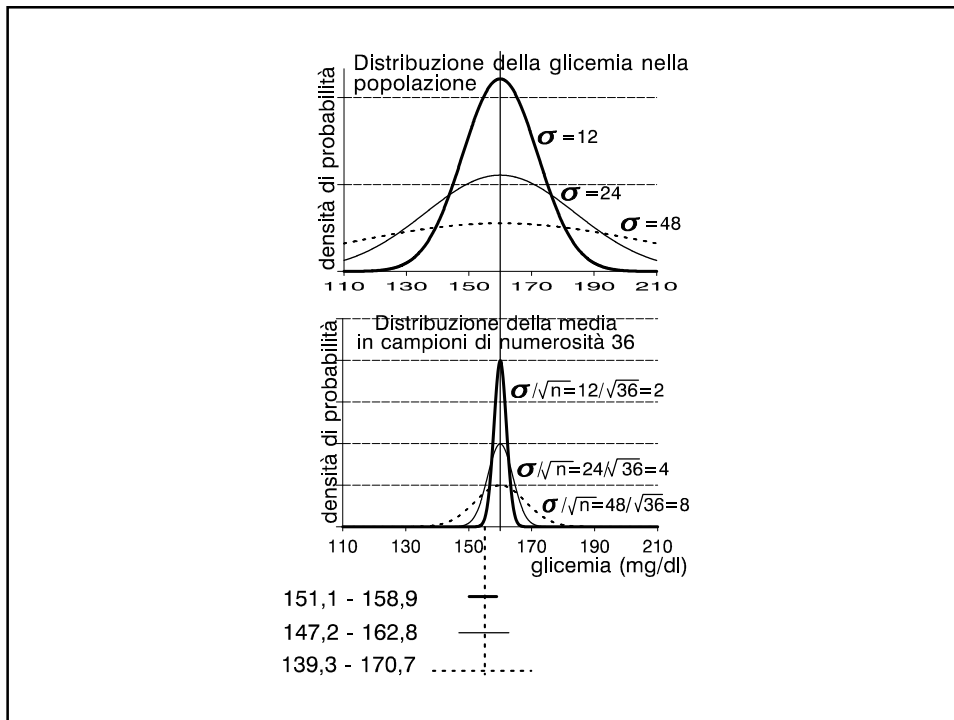
$$\bar{x} + 1.96 * \sigma / \sqrt{n} > \mu > \bar{x} - 1.96 * \sigma / \sqrt{n}$$

$$\bar{x} - 1.96 * \sigma / \sqrt{n} < \mu < \bar{x} + 1.96 * \sigma / \sqrt{n}$$

L'intervallo di confidenza **diminuisce** se

- 1) **diminuisce** il **livello di confidenza** (1-α)  
(dal 99% al 95% al 90%)
- 2) **aumenta** la **numerosità** del campione  
(da n=4 a n=36 a n=100)
- 3) **diminuisce** la **variabilità nella popolazione**  
(da σ=4 a σ=36 a σ=100)





**Esempio: Calcolo dell'intervallo di confidenza della media di una popolazione**

**Problema:** Qual è l'intervallo di confidenza al 95% della media del peso di una popolazione, se la media di un campione di 16 soggetti è pari a 75 Kg? Nella popolazione il peso è distribuito normalmente con deviazione standard pari a 12 Kg.

**Dati:**  $\bar{x} = 75$  Kg       $\sigma = 12$  Kg       $n = 16$        $1-\alpha = 95\%$        $z_{\alpha/2} = 1,96$

**Formula da utilizzare:**  $I.C._{.95\%} = \bar{x} \pm z_{\alpha/2} \cdot \sigma/\sqrt{n} = \bar{x} \pm z_{\alpha/2} \cdot E.S.$

**I passo:** calcolo l'errore standard  
 $E.S. = \sigma/\sqrt{n} = 12/\sqrt{16} = 12/4 = 3$  Kg

**II passo:** calcolo l'intervallo di confidenza

$I.C._{.95\%} = \bar{x} \pm z_{\alpha/2} \cdot E.S. = 75 \pm 1,96 \cdot 3 = \left[ \begin{array}{l} 80,88 \text{ Kg} \\ 69,12 \text{ Kg} \end{array} \right.$

L'intervallo che va da 69,12 Kg (limite inferiore) a 80,88 Kg (limite superiore) ha 95 probabilità su 100 di contenere la media vera della popolazione.



E se non conosco  $\sigma$ , la **deviazione standard della popolazione**?

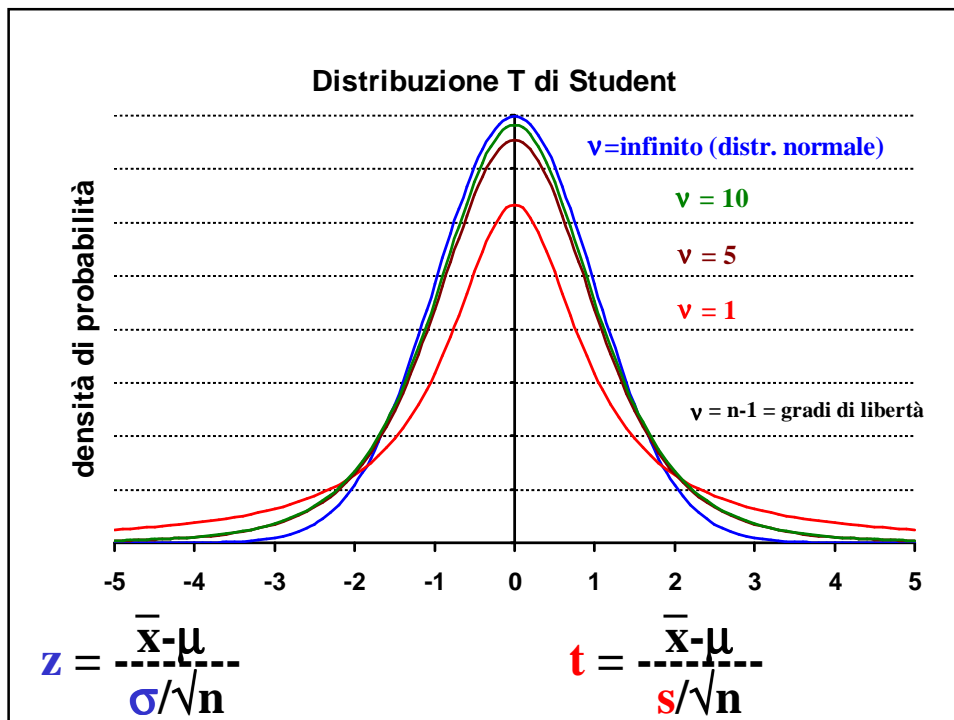
Posso usare  $S$  (**dev. standard del campione**) come stima di  $\sigma$

Se la numerosità campionaria è sufficientemente grande ( $n \geq 60$ ),  $S$  è una stima precisa di  $\sigma$ .

$$\text{I.C.} = \bar{x} \pm Z_{\alpha/2} * s / \sqrt{n}$$

Se la numerosità campionaria è piccola ( $n < 60$ ), stimare  $\sigma$  tramite  $S$  introduce un'ulteriore fonte di variabilità campionaria

Al posto della distribuzione  $z$ , devo utilizzare un'altra distribuzione di probabilità, la distribuzione  $t$ , caratterizzata da una maggiore dispersione.



### Riassumendo:

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \qquad z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \qquad t = \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}}$$

$$\sigma \text{ nota} \qquad \Rightarrow \qquad \bar{x} \pm z_{\alpha/2} * \sigma / \sqrt{n}$$

$$\sigma \text{ ignota} \qquad \Rightarrow \qquad \bar{x} \pm t_{\alpha/2, v} * s / \sqrt{n}$$

Prima della diffusione dei computer si cercava di utilizzare l'approssimazione normale ogni qualvolta possibile. Adesso non è più necessario, per cui la formula seguente è caduta in disuso:

$$\sigma \text{ ignota} \quad n \geq 60 \quad \Rightarrow \quad \bar{x} \pm z_{\alpha/2} * s / \sqrt{n}$$

#### Esempio: Calcolo dell'intervallo di confidenza della media di una popolazione

**Problema:** Qual è l'intervallo di confidenza al 95% della media del peso di una popolazione, se la media di un campione di 16 soggetti è pari a 75 Kg e la deviazione standard è pari a 12 Kg?

**Dati:**  $x = 75 \text{ Kg}$      $s = 12 \text{ Kg}$      $n = 16$      $1 - \alpha = 95\%$      $t_{15, \alpha/2} = 2,131$

**Formula da utilizzare:**  $I.C._{95\%} = x \pm t_{\alpha/2} \cdot \sigma / \sqrt{n} = x \pm t_{\alpha/2} \cdot E.S.$

**I passo:** calcolo l'errore standard  
 $E.S. = s / \sqrt{n} = 12 / \sqrt{16} = 12 / 4 = 3 \text{ Kg}$

**II passo:** calcolo l'intervallo di confidenza

$$I.C._{95\%} = x \pm t_{15, \alpha/2} \cdot E.S. = 75 \pm 2,131 \cdot 3 = \begin{cases} 81,39 \text{ Kg} \\ 68,61 \text{ Kg} \end{cases}$$

L'intervallo che va da 68,61 Kg (limite inferiore) a 81,39 Kg (limite superiore) ha 95 probabilità su 100 di contenere la media vera della popolazione.

## Intervallo di confidenza

$$\theta = \mu$$

livello di confidenza = 0,95

$$\bar{x} - 1,96 * \sigma / \sqrt{n} < \mu < \bar{x} + 1,96 * \sigma / \sqrt{n}$$

per un generico livello di confidenza =  $1-\alpha$

$$\bar{x} - Z_{\alpha/2} * \sigma / \sqrt{n} < \mu < \bar{x} + Z_{\alpha/2} * \sigma / \sqrt{n}$$

per un generico parametro  $\theta$

$$\hat{\theta} - Z_{\alpha/2} * E.S.(\hat{\theta}) < \theta < \hat{\theta} + Z_{\alpha/2} * E.S.(\hat{\theta})$$

### Problema 3: Calcolo dell'intervallo di confidenza di una proporzione di una popolazione

**Problema:** Qual è l'intervallo di confidenza al 95% della probabilità (prevalenza) di asma in una popolazione, se la frequenza relativa di asma in un campione di 225 soggetti è pari a 0,05 (5%)?

**Dati:**  $p = 0,05$        $n = 225$        $1-\alpha = 95\%$        $z_{\alpha/2} = 1,96$       I.C. = ?

**Formula da utilizzare:**  $I.C._{95\%} = p \pm z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{p(1-p)/n} = p \pm z_{\alpha/2} \cdot E.S.$

**I passo:** calcolo l'errore standard

$$E.S. = \sqrt{p(1-p)/n} = \sqrt{0,05(1-0,05)/225} = \sqrt{0,05*0,95/225} = 0,01453 = 1,45 \%$$

**II passo:** calcolo l'intervallo di confidenza

$$I.C._{95\%} = p \pm z_{\alpha/2} \cdot E.S. = \begin{cases} \text{Limite superiore} = 5 + 1,96*1,45 = 7,85\% \\ \text{Limite inferiore} = 5 - 1,96*1,45 = 2,15\% \end{cases}$$

L'intervallo che va dal 2,15% (limite inferiore) al 7,85% (limite superiore) ha 95 probabilità su 100 di contenere la prevalenza vera di asma in quella determinata popolazione.

INTERVALLO DI CONFIDENZA DI LIVELLO (1- $\alpha$ )

PER UNA PROPORZIONE

$$\text{Se } np \geq 10 \text{ e } n(1-p) \geq 10 \Rightarrow \hat{\pi} = p \sim N(\pi, \pi(1-\pi)/n)$$

utilizzo  $p(1-p)/n$  per stimare  $\pi(1-\pi)/n$

$$p - Z_{\alpha/2} * \sqrt{p(1-p)/n} < \pi < p + Z_{\alpha/2} * \sqrt{p(1-p)/n}$$

per  $1-\alpha = 95\%$

$$p - 1,96 * \sqrt{p(1-p)/n} < \pi < p + 1,96 * \sqrt{p(1-p)/n}$$

| Intervallo di confidenza per proporzioni                                              |          |        |          |          |                    |         |         |         |
|---------------------------------------------------------------------------------------|----------|--------|----------|----------|--------------------|---------|---------|---------|
| <b>APPROSSIMAZIONE NORMALE: casi<math>\geq</math>10 e non-casi<math>\geq</math>10</b> |          |        |          |          |                    |         |         |         |
|                                                                                       | tutti i  |        |          | limite   | limite             |         |         |         |
| casi                                                                                  | soggetti | p %    | ESp %    | infer. % | sup. %             |         |         |         |
| 40                                                                                    | 211      | 18,957 | 2,698    | 13,669   | 24,246             |         |         |         |
| 48                                                                                    | 300      | 16,000 | 2,117    | 11,851   | 20,149             |         |         |         |
| <b>METODO ESATTO, basato sulla distribuzione binomiale</b>                            |          |        |          |          |                    |         |         |         |
|                                                                                       | tutti i  |        | limite   | limite   | calcoli statistici |         |         |         |
| casi                                                                                  | soggetti | p %    | infer. % | sup. %   | pLOW               | 2,50%   | pHIGH   | 2,50%   |
| 3                                                                                     | 55       | 5,455  | 1,139    | 15,123   | 0,011393           | 0,02500 | 0,15123 | 0,02501 |
| 3                                                                                     | 75       | 4,000  | 0,833    | 11,248   | 0,008326           | 0,02500 | 0,11248 | 0,02500 |

In una distribuzione binomiale con  $\pi=0,0083$  ed  $n=75$  la probabilità di osservare 3 o più casi è di 0,025

In una distribuzione binomiale con  $\pi=0,1125$  ed  $n=75$ ,  $P(X \leq 3)=0,025$

| Intervallo di confidenza per tassi di incidenza      |         |           |        |                                                       |          |         |
|------------------------------------------------------|---------|-----------|--------|-------------------------------------------------------|----------|---------|
| APPROSSIMAZIONE NORMALE: casi >= 30                  |         |           |        | ES = (√casi) / persone-anno<br>IC 95% = inc ± 1,96*ES |          |         |
| per 100000 persone-anno                              |         |           |        |                                                       |          |         |
| casi                                                 | persone | incidenza | ES     | limite                                                |          |         |
|                                                      |         |           |        | infer. %                                              | sup. %   |         |
| 9                                                    | 30000   | 30,000    | 10,000 | 10,400                                                | 49,600   |         |
| 50                                                   | 30000   | 166,667   | 23,570 | 120,469                                               | 212,864  |         |
| METODO ESATTO, basato sulla distribuzione di Poisson |         |           |        |                                                       |          |         |
| per 100000 persone-anno                              |         |           |        |                                                       |          |         |
| casi                                                 | persone | incidenza | mi     |                                                       | limite   |         |
|                                                      |         |           | mi0    | mi1                                                   | infer. % | sup. %  |
| 9                                                    | 30000   | 30,000    | 4,120  | 17,080                                                | 13,733   | 56,933  |
| 50                                                   | 30000   | 166,667   | 37,110 | 65,920                                                | 123,700  | 219,733 |

In una distribuzione di Poisson con  $\mu=4,12$  la probabilità di osservare 9 o più casi è di 0,025

In una distribuzione di Poisson con  $\mu=17,08$ ,  $P(X \leq 9) = 0,025$

**Problema 4: Utilizzo dell'Intervallo di Confidenza per decidere la numerosità di un campione.**

**Problema:** Si vuole stimare la prevalenza (probabilità) di asma in una popolazione. Dati preliminari provenienti dalla letteratura suggeriscono che la prevalenza di asma si aggiri intorno al 5%. Qual è la numerosità campionaria necessaria per ottenere un intervallo di confidenza al 95% di ampiezza inferiore o uguale al 2%?

**Dati:**  $p = 0,05$        $1-\alpha = 95\%$        $z_{\alpha/2} = 1,96$       ampiezza IC  $\leq 2\%$        $n = ?$

$$(p + z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{p(1-p)/n}) - (p - z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{p(1-p)/n}) \leq \delta$$

$$2 z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{p(1-p)/n} \leq \delta$$

$$\sqrt{p(1-p)/n} \leq \delta / (2 z_{\alpha/2})$$

$$p(1-p)/n \leq \delta^2 / (2 z_{\alpha/2})^2$$

$$p(1-p) (2 z_{\alpha/2})^2 / \delta^2 \leq n$$

$$n \geq 0,05 * 0,95 * (2 * 1,96)^2 / 0,02^2$$

$$n \geq 0,0475 * 15,36 / 0,0004$$

divido il I e il II membro per  $2 z_{\alpha/2}$

elevo il I e il II membro al quadrato

moltiplico per n e divido per il II membro

$$n \geq 0,0475 * (3,92)^2 / 0,0004$$

$$n \geq 1824,76$$

$$n \geq 1825$$