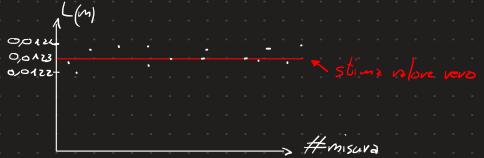
### Teoris degli evrovi

Vogliamo misurare una grandezza fisica. Ad esempio, una lunghezza. Per farlo utilizziamo uno strumento di misura (ad esempio, un metro). Lo strumento ha una sua sensibilità (per il metro 1mm, per un orologio 1s, per un cronometro 0,001s). Inoltre nel compiere la misura è possibile che si verifichino degli errori:

- 1- dovuti allo strumento
- 2- dovuti a chi fa la misura
- 3- dovuti a ciò che si misura

L'approccio più comune per ottenere misure più precise è quello statistico: si ripete la misura molte volte.

Esempio



Se X è il valore "vero" dell'oggetto della misura ed io ho misurato  $x_1, x_2, x_3, ..., x_N$ , come calcolo la migliore approssimazione di X?

Nella misura ho sicuramente commesso degli errori

- 1- Errori casuali (che possono essere in eccesso o in difetto con ugual probabilità)
- 2- Errori sistematici (ad esempio, il mio metro è tarato male)

### Più pericolosi, non esiste un metodo generale per trattarli

L'approccio statistico funziona bene se gli errori sono solo casuali.

Dati 
$$x_1, x_2, ..., x_N$$
 misurati, la media è  $= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \times_i$ 

Si dimostra che la media è speciale perchè rende minimo un certo tipo di errore.

Definiamo lo scarto

$$\mathcal{E}_{c}(x) = x_{c} - x$$
 (scarto di x da x<sub>i</sub>)

La somma degli scarti di x dai vari x' misura quanto x è lontano dai dati misurati. Per la media

$$\sum_{i=A}^{N} \mathcal{E}_{i}(\overline{x}) = \sum_{i=A}^{N} (x_{i} - \overline{x}) = \sum_{i=A}^{N} (x_{i} - \frac{1}{N} \sum_{J=A}^{N} x_{J}) =$$

$$= \sum_{i=A}^{N} x_{i} - \frac{1}{N} \sum_{J=A}^{N} x_{J} \sum_{i=A}^{N} \lambda = \sum_{i=A}^{N} x_{J} - \frac{1}{N} \sum_{J=A}^{N} x_{J} = 0$$

La somma degli scarti dalla media è zero.

Si dimostra inoltre che la somma dei quadrati degli scarti della media è minima.

$$\sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{i}(\bar{x})^{2} \geq 0 \quad \text{pero} \quad \sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{i}(\bar{x})^{2} \leq \sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{i}(x)^{2}$$

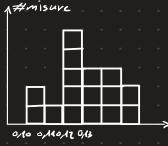
Definiamo la varianza

$$S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{i}(\overline{x})^{2}$$

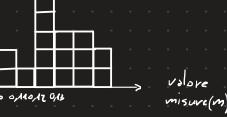
Definiamo lo scarto quadratico medio  $\mu = \sqrt{S}$ 

Allora ci mostri dati  $x_{\lambda}, x_{\lambda}, \dots, x_{\nu}$  possiamo associare  $\overline{x}$  e  $\mu$ , diciamo che il risultato della misura è x±µ

Istogramma delle misure



l'area totale del grafico è il numero delle misure



Istogramma delle frequenze



· volore nisure/m

Nel caso delle frequenze, per N sempre più grande, il grafico non cresce (l'area è fissata) ma può stabilizzarsi (ha un limite)

Ci aspettiamo che per N — il grafico diventi una curva regolare (curva Gaussiana). Si dimostra che in effetti, se le misure sono indipendenti e soggette solo ad errori casuali, allora l'istogramma approssima veramente la curva Gaussiana.

$$P(x) = \frac{1}{|2|} exp \left[ -\frac{(x-x^*)^2}{|2\sigma|^2} \right]$$

dipende da due parametri, x\* e  $\sigma$ 

 $\frac{P(x_1,x_2) = \# \text{ events to } x_1 \in x_2}{N} = \begin{cases} x_2 \\ P_6(x) dx \end{cases}$ 

Quindi deve essere

$$\frac{P(-\infty, +\infty)}{P(-\infty, +\infty)} = 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} P_6(x) dx$$

Questo è il motivo del coefficiente

Se abbiamo un istogramma ben approssimato da una gaussiana, qual'è la media delle misure?

$$\begin{array}{lll}
\overline{X} &= \sum_{i=1}^{N} \frac{X_{i}}{N} & \text{Agsiango } \underbrace{X_{i}} & \text{per again } X_{i} & \text{che misure} \\
& \downarrow x &$$

In maniera simile si dimostra che

$$S = \sum_{i=1}^{N} \frac{\mathcal{E}_{i}(\overline{x})^{2}}{N} = \sum_{i=1}^{N} \left( \frac{x_{i}^{2}}{N} - \frac{2x_{i}\overline{x}}{N} + \frac{\overline{x}^{2}}{N} \right) =$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} - 2\overline{x} \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}}{N} + x^{2} \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{N} =$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} - 2(\overline{x})^{2} + (\overline{x})^{2} = \sum_{i=1}^{N} \left( \frac{x_{i}^{2}}{N} \right) - \left( \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}}{N} \right)^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} - 2(\overline{x})^{2} + (\overline{x})^{2} = \sum_{i=1}^{N} \left( \frac{x_{i}^{2}}{N} \right) - \left( \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} \right)^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} - 2(\overline{x})^{2} + (\overline{x})^{2} = \sum_{i=1}^{N} \left( \frac{x_{i}^{2}}{N} \right) - \left( \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} \right)^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} - 2(\overline{x})^{2} + (\overline{x})^{2} = \sum_{i=1}^{N} \left( \frac{x_{i}^{2}}{N} \right) - \left( \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}^{2}}{N} \right)^{2}$$

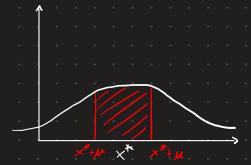
Una serie di misure  $x_{\downarrow},...,x_{\downarrow}$  soggette solo agli errori casuali, per  $N \rightarrow \infty$  è ben approssimata da una distribuzione Gaussiana

$$|z|_{G} = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{(x-x^{\dagger})^{2}}{2\sigma^{2}}}$$

con 
$$x^* = \overline{x}$$
 e  $\sigma = \mu$   $\left(\sigma^2 = 5\right)$ 

La probabilità che una misura cada tra x, e x, si può calcolare con l'integrale

Quando diciamo che il risultato è  $\times \pm \mu$ 



$$\frac{P(\overline{x}-\mu,\overline{x}+\mu)}{P(x)} = \int_{\overline{x}-\mu}^{x+\mu} P(x) dx = 68,3\%$$

Stiamo dicendo che con buona probabilità il valore vero X si trova nell'intervallo 
$$\overline{\times} - \mu, \overline{\times} + \mu$$

$$\frac{P(\overline{\times} - \mu, \overline{\times} + \mu)}{\overline{\times} - \mu} = \int_{\overline{\times} - \mu}^{P_G(x)} dx = 68,3\%$$

$$\underline{P(\overline{\times} - 2\mu, \overline{\times} + 2\overline{\mu})} = 95,4\%$$

$$\underline{P(\overline{\times} - 2\mu, \overline{\times} + 2\overline{\mu})} = 95,4\%$$

$$\underline{P(\overline{\times} - 3\mu, \overline{\times} + 3\mu)} = 99,7\%$$

Se abbiamo una serie di misure ripetute che dovrebbero corrispondere al valore "vero" X di una grandezza fisica, la miglior stima di X è data dalla media

$$\frac{1}{N} = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{N}$$

(Stiamo assumendo che gli errori siano casuali, cioè si distribuiscano con uguale probabilità in eccesso o in difetto e che siano gli stessi per tutte le misure, le quali sono indipendenti)

La media  $\overline{x}$  è tale che la somma degli scarti della media è zero  $\sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{i}(\overline{x}) = 0$ , e la somma dei quadrati degli scarti è minima

$$\sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{i}(\vec{x})^{2} < \sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{i}(x)^{2} \qquad \text{se} \quad x \neq \vec{x}$$

Quest'ultima quantità misura "l'incertezza" della nostra misurazione. Più precisamente definiamo

$$S = \sum_{c=1}^{N} \frac{\mathcal{E}_{c}(\bar{x})^{2}}{N} = \sum_{c=1}^{N} \frac{x_{c}^{2}}{N} - \left(\sum_{c=1}^{N} \frac{x_{c}}{N}\right)^{2}$$

Scarto quadratico medio  $\mu = \sqrt{5}$ 

Per dare un significato ad un abbiamo usato un importante teorema di probabilità (teorema del limite centrale) che dice che, per N - co le nostre misure {x ,i=1,...,N} si dispongono lungo una gaussiana

$$p_{G}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-x^{*})}{2\pi^{2}}}$$

 $p_{G}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-x^{*})}{2\pi^{2}}}$   $do p_{G}(x)$ 

Allora per N grande identifichiamo
$$\overline{X} = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, \rho_{G}(x) \, dx = x^{**}$$
Allora per N grande identificacione, per N grande, noi possiamo stimare la probab

Grazie a questa identificazione, per N grande, noi possiamo stimare la probabilità che il valore vero X sia in un dato intervallo

Sign in the date intervals 
$$x^*+\sigma$$

$$\begin{bmatrix}
\overline{x} - \mu, \overline{x} + \mu
\end{bmatrix} \rightarrow \int_{x^*+\sigma}^{x^*+\sigma} p_{G}(x) dx \approx 0,683...$$

$$\begin{bmatrix}
\overline{x} - 3\mu, \overline{x} + 3\mu
\end{bmatrix} \rightarrow \int_{x^*-3\sigma}^{x^*+3\sigma} p_{G}(x) dx \approx 0,957...$$

## Propagazione degli errori

oppure l'area

Immaginiamo di aver misurato due grandezze X e Y, ma di essere interessati a Z = f(x,y). Ad esempio, voglio il perimetro di un rettangolo avendo misurato i due lati

$$P = 2L_1 + 2L_2$$

$$A = L_1 \cdot L_2$$

oppure una velocità data lunghezza L e tempo T

$$|V| = |V| = |V|$$

Caso lineare (o affine)

Supponiamo che la legge sia

$$Z = \lambda X + \beta Y + \gamma$$
 ( $\lambda, \beta, \gamma \in \mathbb{R}$ )

Se ho  $\{x_i\}$  con media  $\overline{x}$  e varianza  $\mu_x$ 

 $\{y_{i}\}\$ con media  $\overline{y}$  e varianza  $\mu_{y}$   $\{z_{i}\}\$ con media  $\overline{z}$  e varianza  $\mu_{z}$ 

posso definire  $z_c = \lambda \times_c + \beta \times_i + \gamma$ 

La media degli {z;} è

$$\sum_{i=1}^{N} \frac{z_{i}}{N} = \sum_{i=1}^{N} \left( \lambda \frac{x_{i}}{N} + \beta \frac{y_{i}}{N} + \gamma \frac{1}{N} \right) = \lambda \sum_{i=1}^{N} \frac{x_{i}}{N} + \beta \sum_{i=1}^{N} \frac{y_{i}}{N} + \gamma \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{N}$$

Definiamo gli scarti 
$$\mathcal{E}_{\times, \iota}(\overline{x}) = \times_{\iota} - \overline{x}$$
  $\mathcal{E}_{\times, \iota}(\overline{y}) = \times_{\iota} - \overline{y}$   $\mathcal{E}_{z, \iota}(\overline{z}) = z_{\iota} - \overline{z}$ 

Sappiamo che  $\sum_{i=1}^{N} \xi_{x,i}(\bar{x}) = 0 = \sum_{i=1}^{N} \xi_{y,i}(\bar{y})$ 

Calcoliamo

$$\sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{z,i}(\overline{z}) = \sum_{i=1}^{N} (z_i - \overline{z}) = \sum_{i=1}^{N} z_i - \sum_{i=1}^{N} \overline{z} = N \sum_{i=1}^{N} \underline{z_i} - \overline{z} \sum_{i=1}^{N} 1 = N \overline{z} - N \overline{z} = 0$$

Per capire l'errore (cioè  $\mu_{\tilde{\epsilon}}$ ) sulla media  $\overline{z}$ , calcoliamo la somma dei quadrati degli scarti

$$\sum_{i=1}^{N} \mathcal{E}_{z_{i}}(\bar{z})^{2} = \sum_{i=1}^{N} (z_{i} - z)^{2} = \sum_{i=1}^{N} (\underline{\lambda} \times_{i} + \underline{\beta}_{y_{i}} + \underline{\lambda} - \underline{\lambda} \times_{i} - \underline{\beta}_{y_{i}} - \underline{\lambda})^{2} = \lambda \mathcal{E}_{x_{i}}(\bar{x})$$

$$= \frac{N}{2} \sum_{i=1}^{N} (z_{i} - z)^{2} = \sum_{i=1}^{N} (\underline{\lambda} \times_{i} + \underline{\beta}_{y_{i}} + \underline{\lambda} - \underline{\lambda} \times_{i} - \underline{\beta}_{y_{i}} - \underline{\lambda})^{2} = \lambda \mathcal{E}_{x_{i}}(\bar{x})$$

$$=\sum_{i=1}^{N}\left[\lambda\,\mathcal{E}_{x,i}(\bar{x})+|3\,\mathcal{E}_{y,i}(\bar{y})\right]^{2}=\sum_{i=1}^{N}\left[\lambda^{2}\mathcal{E}_{x,i}(\bar{x})^{2}+2\,\lambda\,\beta\,\mathcal{E}_{x,i}(\bar{x})\,\mathcal{E}_{y,i}(\bar{y})+\beta^{2}\,\mathcal{E}_{y,i}(\bar{y})^{2}\right]$$

$$\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\mathcal{E}_{2,i}(\overline{z})^{2} = \lambda^{2}\sum_{i=1}^{N}\underbrace{\mathcal{E}_{x,i}(\overline{x})^{2}}_{N} + \beta^{2}\sum_{i=1}^{N}\underbrace{\mathcal{E}_{y,i}(\overline{y})^{2}}_{N} + 2\lambda\beta\sum_{i=1}^{N}\mathcal{E}_{x,i}(\overline{x})\mathcal{E}_{y,i}(\overline{y})$$

L'errore su z dipende sia dall'errore su x e y  $(\mu_x^2 = 5_{xx}, \mu_y^2 = 5_{yy})$  ma anche dalla nuova quantità  $S_{xy}$ . Questa quantità misura la correlazione di x e y. Ancor più precisamente definiamo il numero puro  $S_{xy} = \frac{5_{xy}}{\sqrt{5_{xx} S_{yy}}}$ 

Questa quantità ("correlazione") è sempre

Se  $\rho_{xy} \approx 0$  le variabili sono correlate

le variabili sono fortemente correlate le variabili sono fortemente anti-correlate

variabili non sono correlate

## Application

L'errore della media. Abbiamo M dati  $x_1,...,x_n$  con scarto quadratico medio  $u_1,...,u_n$  e vale  $u_n=...=u_n$  Qual è l'errore sulla media  $= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x_i$ 

$$\mu_{\text{medis}} = \sqrt{\frac{1}{M^2} \mu_{\text{A}}^2 + \frac{1}{M^2} \mu_{\text{A}}^2 + \cdots + \frac{1}{M^2} \mu_{\text{M}}^2} = \sqrt{\frac{1}{M^2} M^2} = \sqrt{\frac{1}{M^2} \mu_{\text{A}}^2} = \sqrt{\frac{1}{M^2} \mu_{\text{A}}^2}} = \sqrt{\frac{1}{M^2} \mu_{\text{A}}^2} = \sqrt{\frac{1}{M^2} \mu_{\text{A}}^2} = \sqrt{\frac{1}{M$$

# La media pesata

Se abbiamo due numeri x e y, possiamo considerare, invece di  $\frac{\times + \times}{2}$ , una combinazione che dia più "peso" a uno dei due (0,3x+0,7y). Questa è la media pesata, che si definisce per  $x_{\ell}$ ..., $x_{m}$ 

$$\sum_{i=1}^{M} a_i \times i \quad con \quad \sum_{i=1}^{M} a_i = 1 \quad \left( caso standard a_i = \frac{1}{M} \right)$$

Supponiamo di avere  $x_4$  e  $y_2$  con  $u_4 \neq u_2$ Sembra ragionevole dare "più peso" alla misura più precisa. Definisco la media pesata come

$$\overline{\times_{pes}} = \lambda \times_{\lambda} + (\lambda - \lambda) \times_{\lambda}$$
per qualche opportuno  $\lambda$ . L'errore è

$$\mathcal{M}_{pos} = \sqrt{\lambda^2 \mathcal{M}_{i}^2 + (1 - \lambda)^2 \mathcal{M}_{i}^2}$$

Impegno che  $\mu_{pes}$  sia minimo  $\Rightarrow \frac{d}{da} \mu_{pes} = 0$ 

Questo mi permette di trovare 
$$\lambda = \frac{1}{\frac{1}{\mu_1^2} + \frac{1}{\mu_2^2}}$$

In generale, per 
$$x_1,...,x_n$$
e  $u_1,...,u_n$  si trovano i pesi
$$\lambda_{i} = \frac{1}{\frac{1}{\mu_{i}^{2}} + \frac{1}{\mu_{i}^{2}} + \cdots + \frac{1}{\mu_{i}^{2}}}$$

## Caso son lineare

Una funzione non lineare si può "linearizzare" intorno a un punto x, x

$$f(x,y) \approx f(x_0,y_0) + (x-x_0) \frac{\partial b}{\partial x} \Big|_{(x_0,y_0)} + (y-y_0) \frac{\partial b}{\partial y} \Big|_{(x_0,y_0)}$$

+ termini quadratici, che trascuriamo se  $(x-x_0)$  e  $(y-y_0)$  sono piccoli

Quindi
$$\frac{\partial}{\partial x} \left\{ \left( \overline{x}, \overline{y} \right) + \left( x - \overline{x} \right) \frac{\partial b}{\partial x} \right|_{\left( \overline{x}, \overline{y} \right)} + \left( y - \overline{y} \right) \frac{\partial b}{\partial y} \left|_{\left( \overline{x}, \overline{y} \right)} \right\}$$

$$\beta = \frac{\partial \mathcal{F}}{\partial x} \left( (x \cdot \overline{x}) \right)$$

Conosciamo  $\overline{L}$  e  $u_{\varepsilon}$  e  $\overline{T}$  e  $u_{\tau}$ . Vogliamo  $V = \frac{L}{T}$ . Come stimiamo  $u_{\varepsilon}$ ?

$$\widehat{V}_{i}=\widehat{V}_{j}^{\prime}$$

$$A = \frac{\partial V}{\partial L} = \frac{\partial}{\partial L} \left( \frac{L}{T} \right) = \frac{1}{T} \Big|_{(\overline{L}, \overline{T})} = \frac{1}{T}$$

$$B = \frac{\partial V}{\partial T} = \frac{\partial}{\partial T} \left( \frac{L}{T} \right) = -\frac{L}{T} \Big|_{(\overline{L}, \overline{T})} = -\frac{\overline{L}}{T}$$

$$\mu_{V} = \sqrt{\left(\frac{1}{T}\right)^{2} \mu_{L}^{2} + \frac{\overline{L}^{2}}{T^{\alpha}} \mu_{T}^{2}}$$