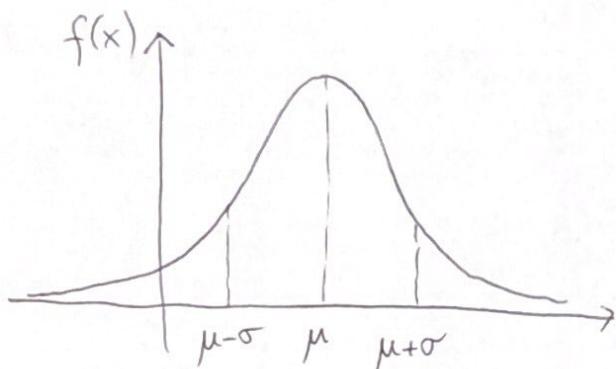


(1)

"Curva degli errori"

$X = g \cdot f \Rightarrow X$ è una v.a. di Gauss



$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

μ = valore vero di X

σ = precisione strumentale



verifica della normalizzazione:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-z^2} dz = 1$$

$$z = \frac{x-\mu}{\sqrt{2\sigma}}$$

Si può dim. che

$$E\{X\} = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \mu$$

$$\text{Var}\{X\} = \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 f(x) dx = \sigma^2$$

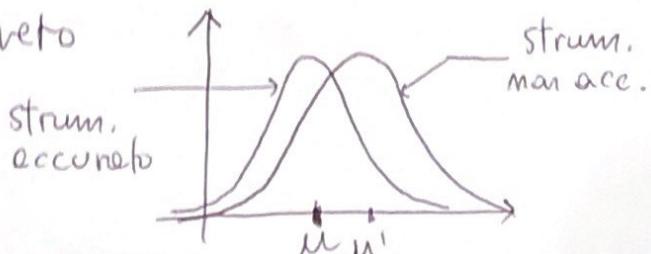
Ti def. intervallo di incertezza $(\mu-\sigma, \mu+\sigma)$

$$\Pr\{\mu-\sigma \leq X \leq \mu+\sigma\} = \int_{\mu-\sigma}^{\mu+\sigma} f(x) dx = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-1}^1 e^{-z^2/2} dz = 68\%$$

se calcolo entro
 2σ $P = 95\%$

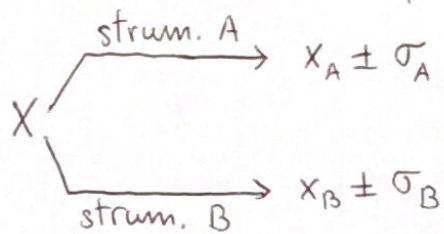
Incertezze sistematiche

Si tratta di misure nelle quali una g.f. viene volutamente sempre o in eccesso o in difetto per una medesima quantità. Pertanto la distib. limite è centrale attorno a $\mu' \neq \mu$ = valore vero



Grandezza fisica misurata con due strumenti accurati e aventi diverse precisione

(2)



- A, B accurati
- σ_A precisione di A, σ_B di B
- σ_A e σ_B precisioni note, non stimate da s_A e s_B

$$\Pr\{X = x_A\} \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_A} e^{-\frac{(x_A - \mu)^2}{2\sigma_A^2}} dx_A$$

$$\Pr\{X = x_B\} \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_B} e^{-\frac{(x_B - \mu)^2}{2\sigma_B^2}} dx_B$$

$$\Pr\{X = x_A, X = x_B\} \sim \frac{1}{2\pi\sigma_A\sigma_B} e^{-\left[\frac{(x_A - \mu)^2}{2\sigma_A^2} + \frac{(x_B - \mu)^2}{2\sigma_B^2}\right]} dx_A dx_B$$

$$L(\mu') = \frac{1}{2\pi\sigma_A\sigma_B} e^{-\left[\frac{(x_A - \mu')^2}{2\sigma_A^2} + \frac{(x_B - \mu')^2}{2\sigma_B^2}\right]}$$

$$0 = \frac{\partial L}{\partial \mu'} = \frac{1}{2\pi\sigma_A\sigma_B} e^{-\left[\frac{(x_A - \mu')^2}{2\sigma_A^2} + \frac{(x_B - \mu')^2}{2\sigma_B^2}\right]} \left\{ \frac{x_A - \mu'}{\sigma_A^2} + \frac{x_B - \mu'}{\sigma_B^2} \right\}$$

$$\mu' \left(\frac{1}{\sigma_A^2} + \frac{1}{\sigma_B^2} \right) = \frac{x_A}{\sigma_A^2} + \frac{x_B}{\sigma_B^2}$$

$$W_A = \frac{1}{\sigma_A^2} \quad W_B = \frac{1}{\sigma_B^2}$$

$$\hat{\mu} = \text{migliore stima di } \mu = \frac{W_A x_A + W_B x_B}{W_A + W_B}$$

È la media pesata di x_A e x_B secondo i pesi

$W_A = 1/\sigma_A^2$ e $W_B = 1/\sigma_B^2$, una specie di CM di x_A e x_B con masse proporzionali al quoziente delle precisioni

Metodo di massima verosimiglianza (3)

Per ogni GF, X , si desidererebbe conoscere sia il suo valore vero, μ , che la precisione strumentale con le quale essa viene misurata, σ .

Idealmente si potrebbe costruire la distribuzione limite, $f(x)$, e da essa ricavare il massimo e i flessi. Alternativamente si potrebbe calcolare

$$\bar{x} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mu$$

$$\sigma_x^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \sigma^2$$

Entrambi i metodi purtroppo coinvolgono il passaggio al limite $n \rightarrow \infty$ e questo non è percorribile.

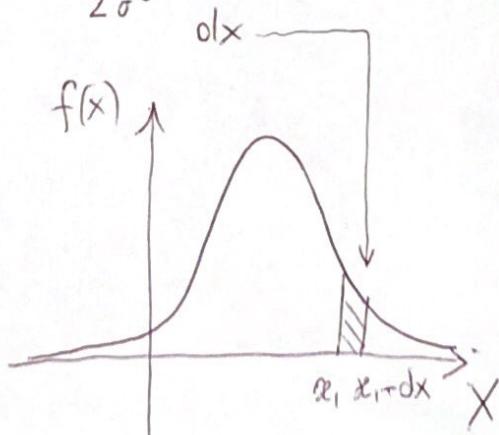
E tuttavia possibile stimare al meglio μ e σ mediante gli stimatori $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ basati sulla conoscenza di un campione di misure (x_1, \dots, x_n) , sfruttando il metodo di massima verosimiglianza.

Le probabilità infinitesime di osservare la prima osservazione campionaria x_1 vale

$$Pr\{x_1 < X < x_1 + dx\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_1 - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

Analogamente per la j -esima misura

$$Pr\{x_j < X < x_j + dx\} = \\ = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_j - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$



Dunque la probabilità di ottenere il campione in 4 esame vale

$$\begin{aligned} \Pr\{x_1 < X < x_1 + dx, x_2 < X < x_2 + dx, \dots, x_n < X < x_n + dx\} &= \\ &= \prod_{j=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{1/2} \sigma} e^{-\frac{(x_j - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \\ &= \underbrace{\frac{1}{(2\pi)^{n/2} \sigma^n} e^{-\sum_{j=1}^n \frac{(x_j - \mu)^2}{2\sigma^2}}}_{(dx)^n} \end{aligned}$$

$L(x_1, \dots, x_n, \mu, \sigma)$ = funzione di verosimiglianza
 x_1, \dots, x_n = dati, μ e σ incognite

Oss

Si considerino le quantità ignote μ e σ come delle variabili, μ' e σ' . La verosimiglianza L è funzione di μ' e σ' ed è proporzionale alla probabilità di ottenere il campione. Si assume che le stime μ' e σ' siano le più verosimili quando L è massimizzata. Tali stime sono dette di massime verosimiglianza.

$$\begin{cases} 0 = \frac{\partial L}{\partial \mu'} \Rightarrow 0 = \frac{\partial L}{\partial \mu'} = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \frac{1}{\sigma'^n} e^{-\sum_{j=1}^n \frac{(x_j - \mu')^2}{2\sigma'^2}} (-2) \sum_{j=1}^n \frac{(x_j - \mu')}{2\sigma'^2} \\ 0 = \frac{\partial L}{\partial \sigma'} \Rightarrow \sum_{j=1}^n (x_j - \mu') = 0 \quad \sum_{j=1}^n x_j = n\mu' \end{cases}$$

Il risultato è la migliore stima

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j = \bar{x} \quad \text{che è la media campionaria}$$

$$0 = \frac{\partial L}{\partial \sigma'} = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \left[\frac{-n}{\sigma'^{n+1}} e^{-\sum_{j=1}^n \frac{(x_j - \mu')^2}{2\sigma'^2}} + \frac{1}{\sigma'^n} e^{-\sum_{j=1}^n \frac{(x_j - \mu')^2}{2\sigma'^2}} (-2) \sum_{j=1}^n \frac{(x_j - \mu')}{2\sigma'^3} \right] \quad (5)$$

$$\Rightarrow \hat{\sigma}'^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - \mu')^2 = \sigma_x^2$$

Riassumendo, le migliori stime sono:

$\hat{\mu} = \bar{x}$	migliore stima di μ
$\hat{\sigma}^2 = \sigma_x^2$	" " "

Oss

Pertanto, da un campione $(x_1 - x_n)$ di una GF X si costruisce l'intervallo di incertezza come

$$X = \bar{x} \pm \sigma_x$$

↓ ↓
 migliore stima migliore stima dell'incertezza
 del valore vero