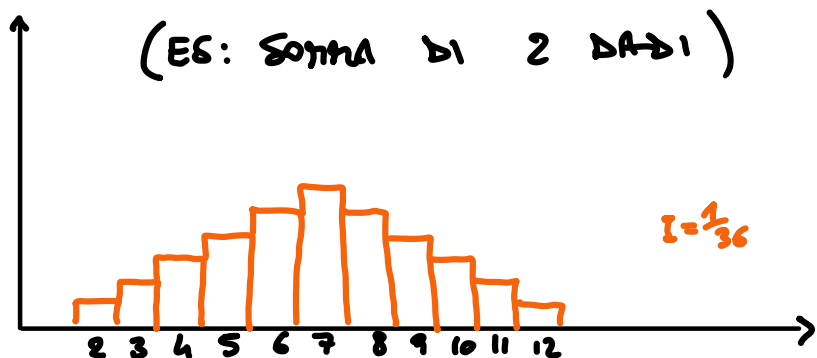


- ESERCIZI : 1) UN FASCIO DI PROTONI IRRADIA DUE STRATI DI TESSUTO. LA PROBABILITÀ CHE UN PROTONE VENGA ASSORBITO (= NON ATTRAVERSI) DAL PRIMO TESSUTO È DEL 12%, MENTRE LA PROB. CHE, DOPO ESSERE PASSATO ATTRAVERSO IL PRIMO, VENGA ASSORBITO DAL SECONDO È DEL 6%. QUAL È LA PROBABILITÀ CHE UN PROTONE ATTRAVERSI ENTRAMBI I TESSUTI?
- 2) SE p È LA PROB. DI AVERE UN FIGLIO MASCHIO, VERIFICA CHE, AVENDO DUE FIGLI, LA PROB. CHE SIANO ENTRAMBI MASCHI SAPENDO CHE UNO È MASCHIO È PARI A $\frac{p}{2-p}$, MENTRE LA PROB. CHE SIANO ENTRAMBI MASCHI SAPENDO CHE IL PRIMO È MASCHIO È PARI A p .
- 3) [GENOTIPO E FENOTIPO] CALCOLA LA PROB.

3) [GENOTIPO E FENOTIPO] CALCOLA LA PROB. CONDIZIONATA CHE LEONARDO E MARTINA ABBIANO UN FIGLIO CON FENOTIPO Rh^- SAPENDO CHE LEONARDO E MARTINA HANNO GENOTIPO ETEROZIGOTE ($Rh^+ Rh^-$).

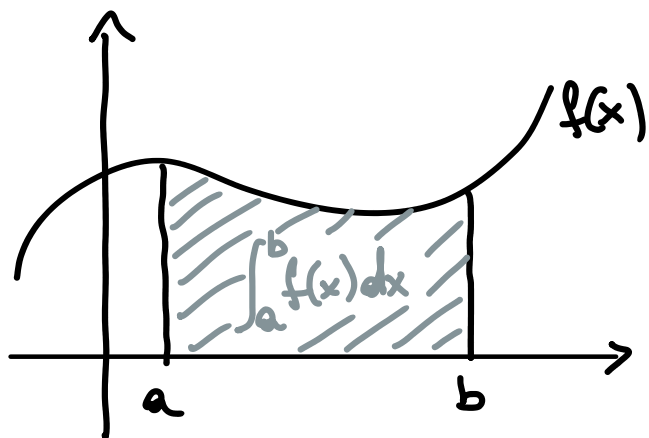
MISURE DI PROB. CONTINUE.

RICORDIAMO COM'E FATTO UN ISTOGRAMMA: RAPPRESENTIAMO OGNI MODALITA' DI UN CERTO CARATTERE X



DISEGNANDO UN RETTANGOLO AD ESSA ASSOCIATO AVENTE AREA PARI ALLA SUA FREQ. RELATIVA.

PER DEF. DI PROBABILITA' INOLTRE SI HA CHE LA SOMMA DELLE AREE DI TUTTI I RETTANGOLI E' PARI A $P(\Omega) = 1$ (= 100%).



CON GLI STRUMENTI VISTI IN QUESTO CORSO, SIAMO IN GRADO DI CALCOLARE AREE ANCHE IN CASI PIU' GENERALI DEL SEMPLICE

RETANGOLI. IN PARTICOLARE TRAMITE GLI

INTEGRALI DEFINITI STANO CAPACI DI CALCOLARE L'AREA TRA IL GRAFICO DI UNA FUNZIONE $f(x)$ POSITIVA E L'ASSE x :

$$\text{Area} \left(\underset{\substack{\text{IN} \\ [a,b]}}{f(x)} \right) = \int_a^b f(x) dx$$

SUPPORREMO D'ORA IN POI CHE $\Omega = \mathbb{R}$ (O UN SUO SOTTOINSIEME).

DEF: SIA $f: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ UNA FUNZIONE TALE CHE:

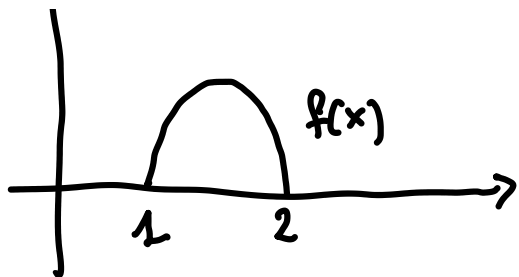
a) $\int_{\Omega} f(x) dx = 1$

b) $f(x) \geq 0 \quad \forall x \in \Omega$

ALLORA $P(a < X < b) = \int_a^b f(x) dx$ É UNA MISURA DI PROBABILITA' SU Ω . IN PARTICOLARE CIASCUN PUNTO $x \in \Omega$ É UN SINGOLO EVENTO. LA FUNZIONE $f(x)$ É CHIAMATA DENSITA' DI PROBABILITA'.

ESEMPI: 1) $f(x) = 6(-x^2 + 3x - 2)$, $\Omega = [1, 2]$

↑
 f É UNA DENSITA' DI P.?
..... 1 2



$$a) \int_1^2 f(x) dx = \int_1^2 6(-x^2 + 3x - 2) dx$$

$$= 6 \int_1^2 (-x^2 + 3x - 2) dx$$

$$= 6 \left[-\frac{x^3}{3} + 3 \frac{x^2}{2} - 2x \right]_1^2 = 6 \left[\left(-\frac{8}{3} + 6 - 4 \right) - \left(-\frac{1}{3} + \frac{3}{2} - 2 \right) \right]$$

$$= 6 \left[-\frac{8}{3} + 2 + \frac{1}{3} - \frac{3}{2} + 2 \right] = 6 \cdot \left[\frac{-16 + 12 + 2 - 9 + 12}{6} \right] = 6 \cdot \frac{1}{6} = \boxed{1}$$

$$b) f(x) \geq 0 \quad \forall x \in [1, 2] = \Omega \quad \Rightarrow \text{ESERCIZIO.}$$

QUINDI EFFETTIVAMENTE, $f(x)$ É UNA DENSITA' DI PROBABILITA'. AD ESEMPIO, $f(x)$ POTREBBE ESSERE L'ALTEZZA (IN M) DELLA POPOLAZIONE ITALIANA. LA PROB. CHE UN INDIVIDUO SIA ALTO TRA 1 M E 1,5 M É

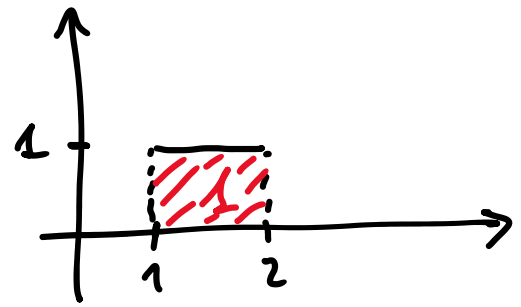
$$P(1 < X < 1.5) = P\left(1 < X < \frac{3}{2}\right) = \int_1^{\frac{3}{2}} f(x) dx$$

$$= \int_1^{\frac{3}{2}} 6(-x^2 + 3x - 2) dx = \dots = 0.5$$

$$P\left(1 < X < \frac{7}{4}\right) = \int_1^{\frac{7}{4}} f(x) dx = 6 \left[-\frac{x^3}{3} + 3 \frac{x^2}{2} - 2x \right]_1^{\frac{7}{4}} =$$

$$= \frac{27}{32} \approx 0.84 \quad (= 84\%)$$

$$2) f(x) = \begin{cases} 1 & \text{SE } x \in [1, 2] \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$



È UNA DENSITA' DI P. ?

$$a) \int_{\Omega = \mathbb{R}} f(x) dx = \int_1^2 1 dx = [x]_1^2 = 2 - 1 = 1$$

b) $f(x) \geq 0$ SEMPRE ? OVVIAMENTE.

OGNI VOLTA CHE PRENDIAMO UN INTERVALLO $[a, b] \subseteq \Omega$, SIAMO IN GRADO DI CALCOLARE L'AREA, OSSIA IL NUMERO $P(a < X < b)$. QUINDI ALL'INTERVALLO $[a, b]$ POSSIAMO ASSOCIARE LA MISURA $\int_a^b f(x) dx = P(a < X < b)$.

NELL'ESEMPLO (1) ABBIAMO CALCOLATO CHE $[1, \frac{7}{4}]$ CORRISPONDE A UN'AREA DI 0.75.

ALLO STESSO MODO SI POTREBBE CALCOLARE CHE ALL'INTERVALLO $[0, 1.95]$ NELL'ES. (2) CORRISPONDE A UN'AREA DI 0.95.

DEF: UN INTERVALLO DI CONFIDENZA DI LIVELLO α (INGLESE: CONFIDENCE INTERVAL)

LIVELLO α (INGLESE: CONFIDENCE INTERVAL)
 PER LA DISTRIBUZIONE X È UN
 QUALSIASI INTERVALLO $[a, b] \subset \Omega$ T.C.

$$P(a < X < b) = 1 - \alpha$$

QUINDI, NELL' ES. (1), $[1, \frac{7}{4}]$ ERA T.C.
 $P(1 < X < \frac{7}{4}) = 0.84 \Rightarrow$ ESSO È UN INTERVALLO
 DI CONFIDENZA DI LIVELLO $\alpha = 0.16$ (0

$\alpha = 16\%$). L'INTERVALLO $[1, 1.5]$ AVEVA PROB.

$P(1 < X < 1.5) = 0.5$, QUINDI È UN INTERV. DI
 CONF. DI LIVELLO $\alpha = 0.5$ (50%).

NELL' ES. (2), ABBIAMO VISTO CHE $[0, 1.95]$
 HA PROB. $P(0 < X < 1.95) = 0.95$, OSSIA
 È INTERV. DI CONF. DI LIVELLO $\alpha = 5\%$.

SI NOTI CHE, FISSATO α , L'INTERVALLO DI
 CONFIDENZA DI LIVELLO α PER X IN
 GENERALE NON È UNICO. AD ESEMPIO

NELL' ES (1) ANCHE $[\frac{5}{4}, 2]$ HA LIVELLO
 16%, MENTRE NELL' ES (2) L'INTERVALLO

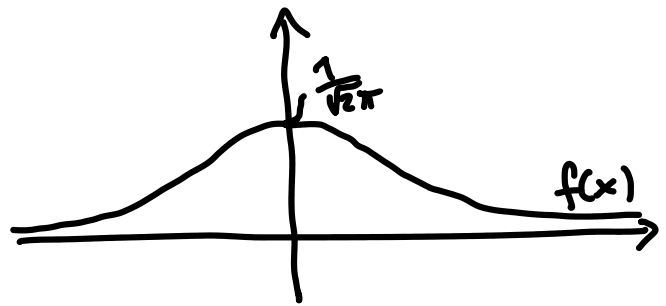
$[1.05, 2]$ HA ANCH' ESSO LIVELLO $\alpha = 0.05$.

$$1 \quad 1 \quad 1 \quad -\frac{x^2}{2} \quad 1$$

$$3) f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

É UNA DENSITA' DI
PROBABILITA' CON $\Omega = \mathbb{R}$

CHIAMATA GAUSSIANA O NORMALE STANDARD.



DENOTEREMO $X = N(0, 1)$ UNA DISTRIBUZIONE
AVEUTE TALE DENSITA'.

PIU' IN GENERALE PRESI 2 VALORI $\mu, \sigma \in \mathbb{R}$
LA FUNZIONE

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

É ANCORA UNA DENSITA' DI PROBABILITA'.
LA DISTRIBUZIONE VIENE DENOTATA CON $N(\mu, \sigma^2)$.

L'IMPORTANZA DELLA GAUSSIANA RISIESTE NEL:

TEOREMA DEL LIMITE CENTRALE;

SIANO X_1, \dots, X_n VARIABILI ALEATORIE
INDIPENDENTI, LIMITATE E CON VARIANZA
NON TENDENTE A ZERO. ALLORA LA LORO

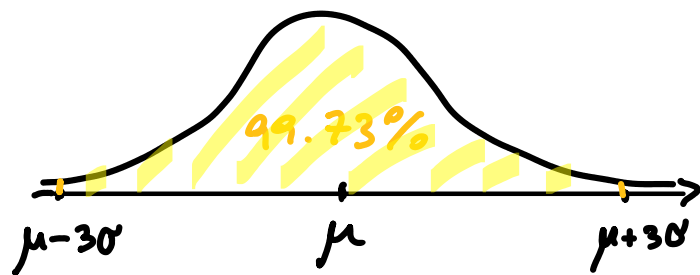
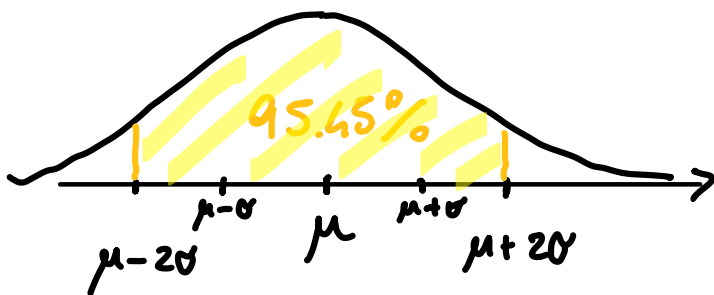
"MEDIA" $\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$

DOVE μ, σ^2 SONO MEDIA E VARIANZA DI TUTTE LE X_i .

CONOSCIAMO ALCUNI INTERVALLI DI CONFIDENZA PER $N(0,1)$? CI RIFERIAMO A DATI NUMERICI CHE HANNO DATO I SEGUENTI RISULTATI, VALDI PIU' IN GENERALE PER LA NORMALE $N(\mu, \sigma^2)$:

$[\mu - 2\sigma, \mu + 2\sigma]$ É UN INTERVALLO DI CONFIDENZA AL 95.45% (LIVELLO $\alpha = 4.55\%$)

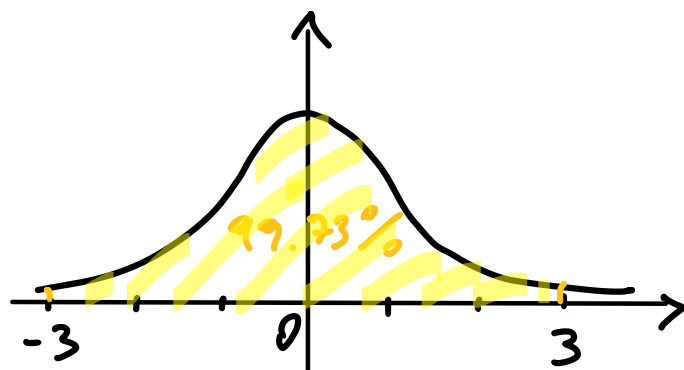
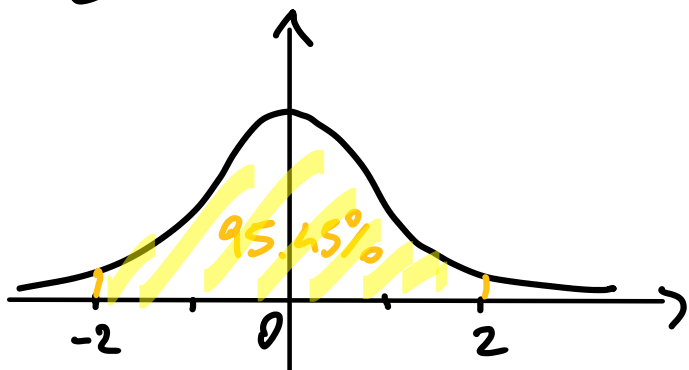
$[\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma]$ É UN INTERVALLO DI CONFIDENZA AL 99.73% (LIVELLO $\alpha = 0.27\%$)



PER LA NORMALE STANDARD $N(0,1) \rightsquigarrow \mu = 0$
 $\sigma^2 = 1$, ALLORA ...

$$\cdot [0 - 2 \cdot 1, 0 + 2 \cdot 1] = [-2, 2] \quad 95.45\%$$

$$\cdot [0 - 3 \cdot 1, 0 + 3 \cdot 1] = [-3, 3] \quad 99.73\%$$



NELLA PRATICA FAREMO :

- CALCOLO DI MEDIA E VARIANZA (CAMPIONARIA) SU UN CAMPIONE CON CARATTERISTICA X (DISCRETA) ;
- PER NUMEROSITÀ' ABBASTANZA GRANDI (ES. EXCEL $n = 100$) IPOTIZZEREMO PER X UN'APPROSSIMAZIONE CON UNA DISTRIBUZIONE NORMALE $N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ SFRUTTANDO IL TEOREMA DEL LIMITE CENTRALE ;

• CALCOLEREMO INTERVALLI DI CONFIDENZA

• AL 95.45% $\leadsto I = \left[\mu - 2\sqrt{\frac{S^2}{n}}, \mu + 2\sqrt{\frac{S^2}{n}} \right]$

• AL 99.73% $\leadsto I = \left[\mu - 3\sqrt{\frac{S^2}{n}}, \mu + 3\sqrt{\frac{S^2}{n}} \right]$

4) DISTRIBUZIONE $\chi^2(n) = \sum X_i^2$ (SI LEGGE

4) DISTRIBUZIONE $\chi^2(m) = \sum_{i=1}^m X_i^2$ (SI LEGGE "CHI-QUADRO" DOVE LE X_i SONO VARIABILI ALEATORIE INDIPENDENTI, CIASCUNA CON DISTR. $N(0,1)$. LA SUA DENSITA' DI PROB. E'

$$f(x) = \frac{1}{2^{\frac{m}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} x^{\frac{m}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} \quad (x \geq 0)$$

DOVE Γ E' UNA FUNZIONE CHIARATA GAMMA DI EULERO, DIPENDENTE DALL' INDICE m . CHIAMEREMO IL NUMERO m "GRADI DI LIBERTA'" PER LA DISTRIBUZIONE $\chi^2(m)$.

TEST D'IPOTESI E TEST χ^2 .

DEF: UN' IPOTESI STATISTICA E' UN' AFFERMAZIONE RIGUARDANTE LA DISTRIBUZIONE DI UNA O PIU' VARIABILI ALEATORIE.

ESEMPI: 1) LANCO UNA MONETA DIVERSE VOLTE. FACCIAMO L'IPOTESI CHE ESSA SIA EQUILIBRATA ($P(T) = P(C) = \frac{1}{2}$). CHIAMEREMO

H_0 L'IPOTESI "MONETA EQUILIBRATA", E
 $H_1 = H_0^C$ L'ALTERNATIVA "MONETA NON EQUILIBRATA"

DEF: H_0 É CHIAMATA IPOTESI NULLA.

H_1 É CHIAMATA IPOTESI ALTERNATIVA.

2) UN IMPUTATO VIENE ACCUSATO DI UN CERTO CRIMINE E DEVE ESSERE GIUDICATO. SE PONIAMO $H_0 =$ "IMPUTATO INNOLENTE" E $H_1 = H_0^C =$ "IMPUTATO COLPEVOLE", IN SEGUITO AL

GIUDIZIO SI PUÓ ESSERE IN UNO DEI 4 CASI RIASSUNTI IN TABELLA

	H_0 VERA (INNOCENTE)	H_0 FALSA (COLPEVOLE)
ACCETTO H_0 (GIUDIZIO INNOCENTE)	OK	ERRORE DEL 2° TIPO
RIFIUTARE H_0 (GIUDIZIO COLPEVOLE)	ERRORE DEL 1° TIPO	OK

APPROCCIO IN STATISTICA: PER MINIMIZZARE LO ERRORE SI TENDE AD AVERE UN APPROCCIO "PRUDENTE", OSSIA SI CERCA DI AVERE UN'IPOTESI NULLA H_0 CHE SIA VERA (E NEL CASO DI RIFIUTO COMMITTERE ERRORE DEL 1° TIPO) PIUTTOSTO CHE AVERNE UNA FALSA (E IN CASO DI ACCETTAZIONE COMMITTERNE UNO DEL 2° TIPO).

NELL'ES. DEL GIUDIZIO, IN UNO STATO GARANTISTA, SI È INNOCENTI COME IPOTESI (H_0) MINIMIZZANDO LA PROPRIETÀ DI COMMITTERE ERRORE DEL 1° TIPO (OSSIA DI GIUDICARE COLPEVOLE UN INNOCENTE). QUESTO PERCHÉ LO ERRORE DI 1° TIPO È CONSIDERATO PIÙ GRAVE DI QUELLO DEL 2° TIPO (LASCIARE IN LIBERTÀ UN COLPEVOLE).

3) VIENE STUDIATA L'EFFICACIA DI UN FARMACO PER CURARE UNA CERTA MALATTIA. SI OTTIENE,

	FARMACO	PLACEBO	
GUARITI	35	12	47
NON GUARITI	15	38	53
	50	50	100

SU $n = 100$ PAZIENTI,
IL REPORT IN TABELLA:

RICHIESTA: EFFETTUARE UN TEST PER VERIFICARE L'IPOTESI

H_0 : "TRATTAMENTO E RISULTATO SONO INDIPENDENTI"

H_1 : "TRATTAMENTO E RISULTATO SONO DIPENDENTI".