

Modelli per r.c. continue

| | Task Description | Due Date | Status |
|--|--|----------|--------|
| | Variabili casuali continue: definizione, funzione di densità di probabilità, calcolo di probabilità relativo ad intervalli, principali indici di sintesi | | |
| | Funzione di ripartizione e suo utilizzo per il calcolo di probabilità relativo ad intervalli di valori | | |
| | Variabile casuale uniforme continua | | |
| | Variabile casuale esponenziale negativa | | |
| | Legame tra il modello esponenziale negativo e il modello di Poisson | | |
| | La variabile casuale normale: definizione, caratteristiche, funzione di densità e proprietà (1/2) | | |
| | Uso delle tabelle della funzione di ripartizione della r.c. normale standard per il calcolo di probabilità relativo ad intervalli sottesi ad una generica r.c. normale | | |
| | Calcolo dei percentili di una r.c. normale | | |
| | Proprietà della r.c. normale (2/2): la proprietà riproduttiva | | |

RIEPILOGO

Modello di Bernoulli \rightsquigarrow codifica $\{0, 1\}$ di un esperimento dicotomico.

↓

certo per l'intera
nel caso di variabili
"qualitative"

insuccesso ↙
successo ↓

V.C. LEGATE AL PROCESSO DI BERNOULLI

- modello binomiale \rightsquigarrow n° di successi in n ripetizioni di un esperimento Bernoulliano
- modello geometrico \rightsquigarrow n° prove necessarie ad ottenere il primo successo in ripetizioni successive di un esperimento di Bernoulli
 - ↑ caso particolare
- modello binomiale negativo \rightsquigarrow n° prove necessarie ad osservare i primi K successi in ripetizioni successive di un esperimento di Bernoulli
- Poisson \rightsquigarrow n° eventi in un dato intervallo di tempo (o spaziale)

RIEPILOGO

F favoriti
N-F non favoriti

N palline



m estrazioni \leadsto m° successi in m estrazioni successive

ESTRAZIONI IN BLOCCO

v.c. ipergeometrica \leadsto v.c. binomiale

se $N \rightarrow \infty$

i due schemi di estrazione sono in pratica equivalenti

$X_i \sim \text{Ber}(\pi)$

$$S_m = \sum_{i=1}^m X_i$$

$S_m \sim \text{bin}(m, \pi)$

ricorriamo alla trasformaz.

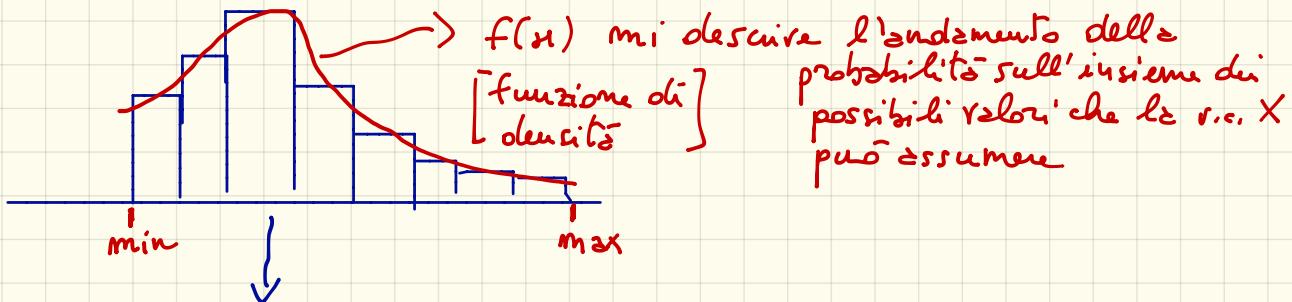
$$\hat{\pi}_m = \frac{S_m}{m} = \frac{\sum X_i}{m} = \hat{\pi}$$

$$\mu_{S_m} = m \pi$$

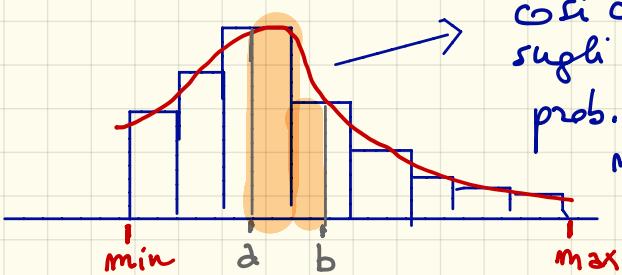
$$\sigma_{S_m}^2 = m \pi (1 - \pi)$$

$$\mu_{\hat{\pi}_m} = \pi \quad \text{e} \quad \sigma_{\hat{\pi}_m}^2 = \frac{\pi(1-\pi)}{m}$$

V.c. continue \rightarrow assumono un'infinità di possibili valori
di misurazione



con l'istogramma descriviamo l'andamento delle frequenze (o delle densità di frequenza) sull'intervallo dei possibili valori della variabile



così come visto con il ragionamento sugli istogrammi, per calcolare le prob. su un modello continuo è necessario misurare aree

INTEGRALE DEFINITO

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx$$

In un punto non c'è area

$$\hookrightarrow P(X = x) = 0 = \int_x^x f(t) dt$$

f_x

ev. quasi impossibili: l'evento $X = x$ si può verificare ma la probab. = 0
 (1 punto / ∞ possibili punti)

Nel caso di r.c. continuo:

$$P(a \leq X \leq b) = P\{(X=a) \cup (a < X < b) \cup (X=b)\} =$$

ev. incompatibili (III assioma)

$$= \underbrace{P(X=a)}_{=0} + \underbrace{P(a < X < b)}_{=0} + \underbrace{P(X=b)}_{=0}$$

Gli eventi:

$$a \leq X \leq b ; \quad a < X < b ; \quad a \leq X < b ; \quad a < X \leq b$$

sono diversi ma hanno tutti le stesse probabilità

Se X è una r.c. discreta, le sue distribuz. di probabilità

$$f(x) = P(X = x)$$

dove soddisfare due requisiti

$$\left[\begin{array}{l} f(n) \geq 0 \\ \sum_n f(n) = 1 \end{array} \right]$$

Se X è una r.c. continua, la sua funzione di densità

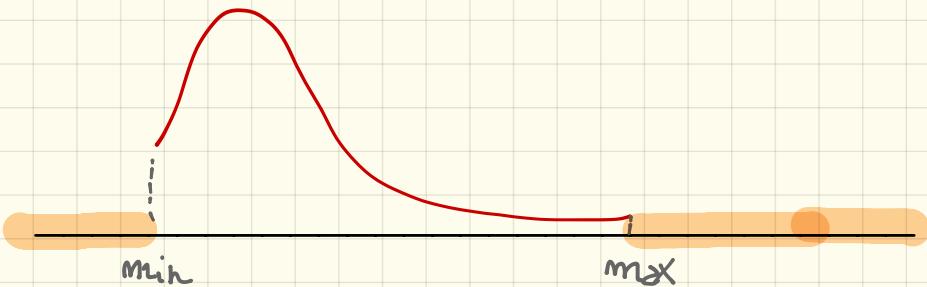
$f(x)$ \rightarrow può essere interpretata in termini
di probab. in un intorno di x

dove soddisfare due requisiti:

$$\bullet f(x) \geq 0$$

$$\bullet \int_{\min}^{\max} f(x) dx = P(\min < X < \max) = P(\Omega) = 1$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$



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

$$= P(-\infty < X < \text{min}) + P(\text{min} \leq X \leq \text{max}) + P(\text{max} < X < +\infty) =$$

$$\left[\int_{-\infty}^{\text{min}} f(x) dx + \int_{\text{min}}^{\text{max}} f(x) dx + \int_{\text{max}}^{+\infty} f(x) dx \right] = 0$$

|| 0

Indici di sintesi per v.c. continue

$$\sum_n x_1 p(n) = \sum_n x f(n)$$

v.c. discrete

$$\int_{-\infty}^{+\infty} x f(n) dx$$

$$\sum_n (x - \mu_x)^2 p(n) = \sum_n (n - \mu_x)^2 f(n)$$

v.c. discrete

$$\int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_x)^2 f(x) dx$$

Funzione di ripartizione $\rightarrow F(x) = P(X \leq x)$

nelle parte descrittiva abbiamo definito funzione di ripartizione empirica le frequenze cumulate

calcoliamo le probabilità fino al punto x

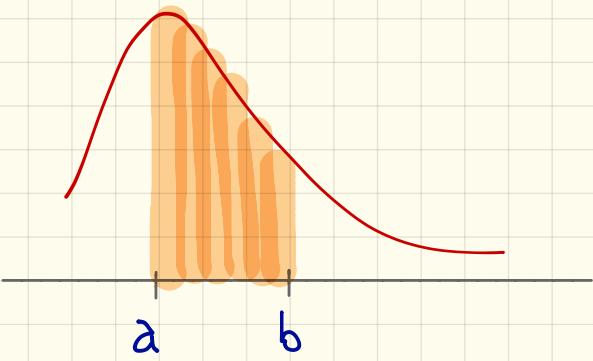
strumento comune sia ai modelli discreti che a quelli continui

NOTA BENE:

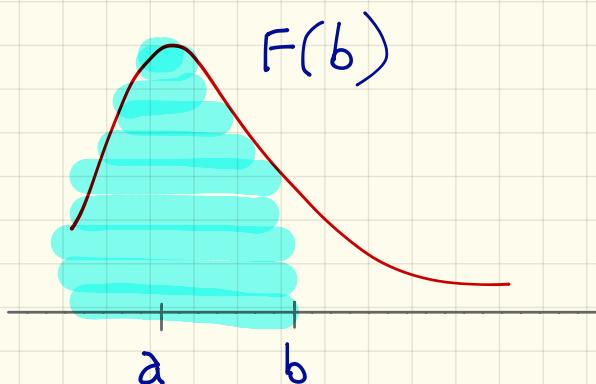
Se X è una v. c. $F(x) = P(X \leq x) \equiv P(X < x)$

La $F(x)$ viene usata per calcolare le prob. corrispondenze su un intervallo $[a, b]$

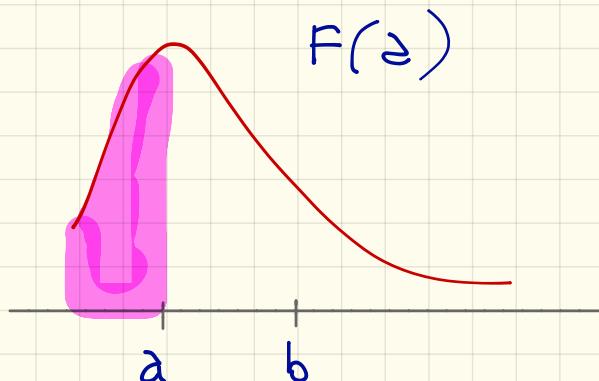
$$\begin{aligned} P(a < X \leq b) &= P(X \leq b) - P(X \leq a) \\ &= F(b) - F(a) \end{aligned}$$

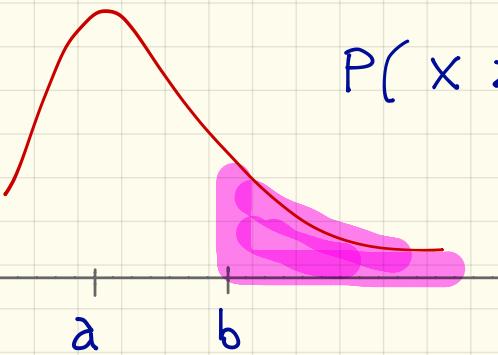


=



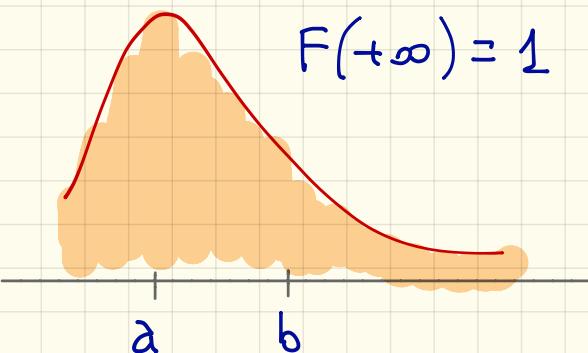
-





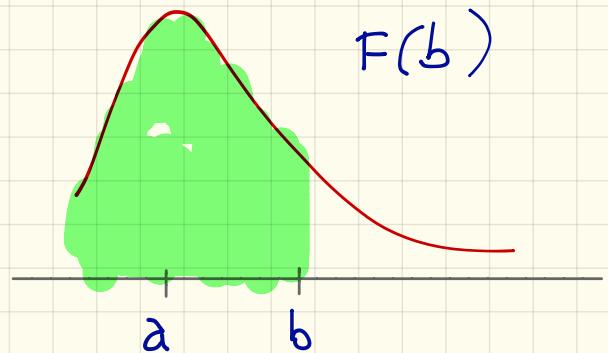
$$P(X > b)$$

=



$$F(+\infty) = 1$$

—



$$F(b)$$

E' possibile esprimere tutte le probabilità associate ad un modello probabilistico in termini di funz. di ripartizione



particolarmente utile nel caso continuo



$$F(x) = P(X \leq x) = P(X < x)$$

Analogamente a quanto visto per le funz. di ripartizione empirica (prima parte del corso), anche per le f.r. teoriche si ha:

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$$

Funzione di ripartizione modelli continui

$$\hookrightarrow F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

→ risolvibili in forma chiusa

ragionamento geometrico

V.C. UNIFORME CONTINUA

soluzione integrale

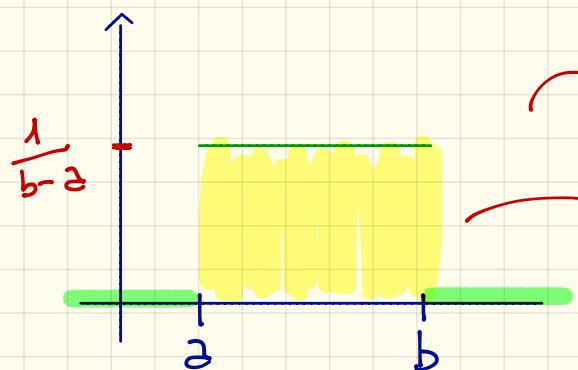
V.C. ESPONENZIALE NEGATIVA

non risolvibili in forma chiusa

metodi numerici

V.C. NORMALE

V. c. uniforme continua



→ Funs. densitè

$$\int_R f(x_1) dx_1 = 1$$

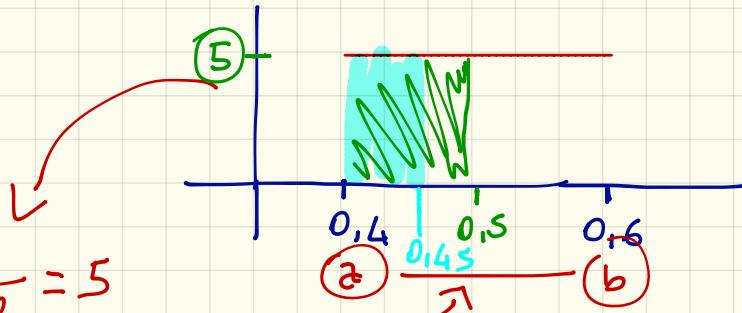
Area rettangolo
girell

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

$$\text{AREA} = 1 = \text{base} \times \text{altezza}$$

$$b-a \times \frac{1}{b-a}$$

Esempio → macchina di dispensazione bevande



$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{0.2} = 5 & 0 \leq x \leq 0.6 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

$$P(X < 0.5) = \int_{-\infty}^{0.5} f(x) dx = \overbrace{(0.5 - 0.4)}^{\text{base}} \times \overbrace{5}^{\text{altezza}} = 0.5$$

$$\frac{a+b}{2}$$

← [media
mediana]

$$P(X < 0.45) = \int_{-\infty}^{0.45} f(x) dx = (0.45 - 0.4) \times 5 = 0.05 \times 5 = 0.25$$

La v.c. uniforme assume valori fra a e b

Il prob. di osservare valori in un dato intervallo
dipende solo dalla lunghezza dell'intervallo e
non dalla sua posizione

$$P(0,4 < X < 0,42) = P(0,47 < X < 0,49) = \dots$$

intervalli

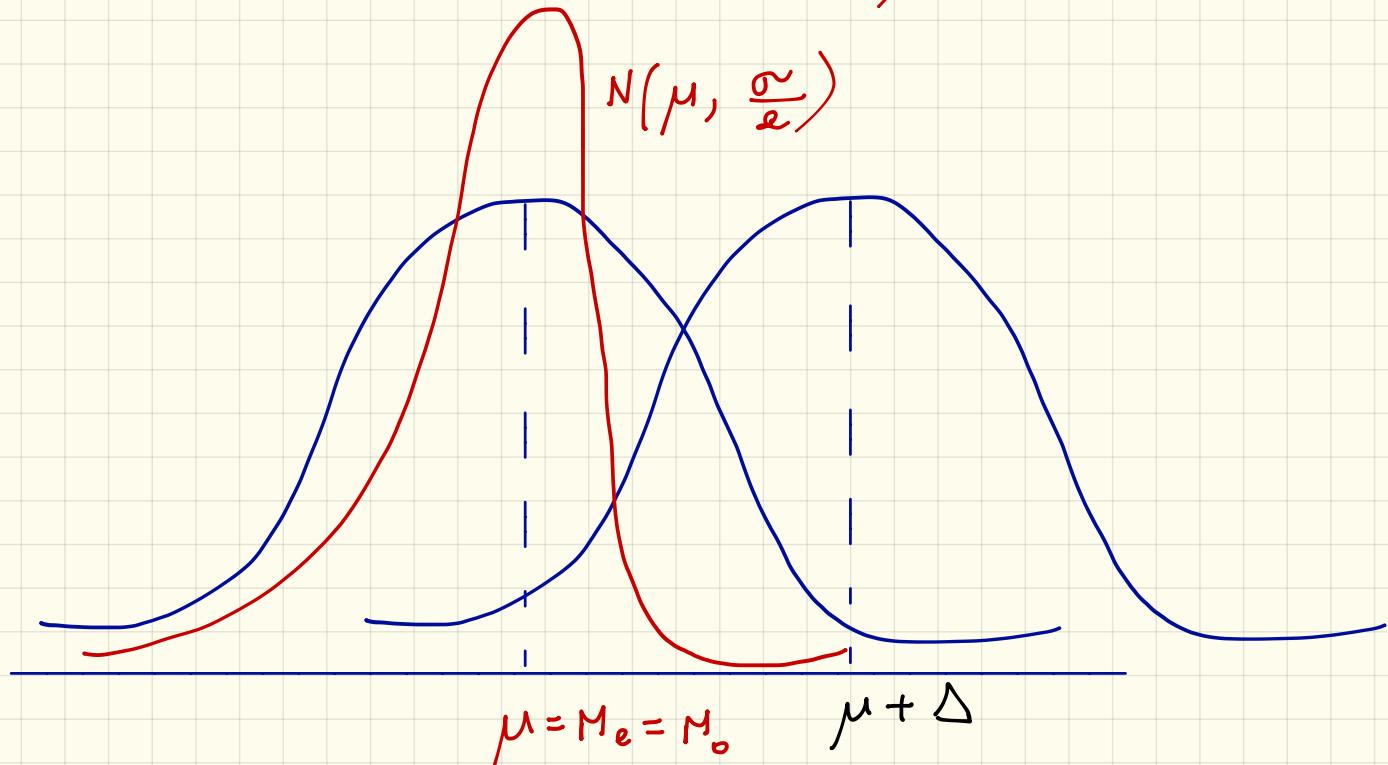
ampiezza 0,02

lo stesso vale per
qualsiasi intervallo
della stessa ampiezza

$$X \sim \text{Unif}(a, b) \rightarrow E(X) = \frac{a+b}{2}$$

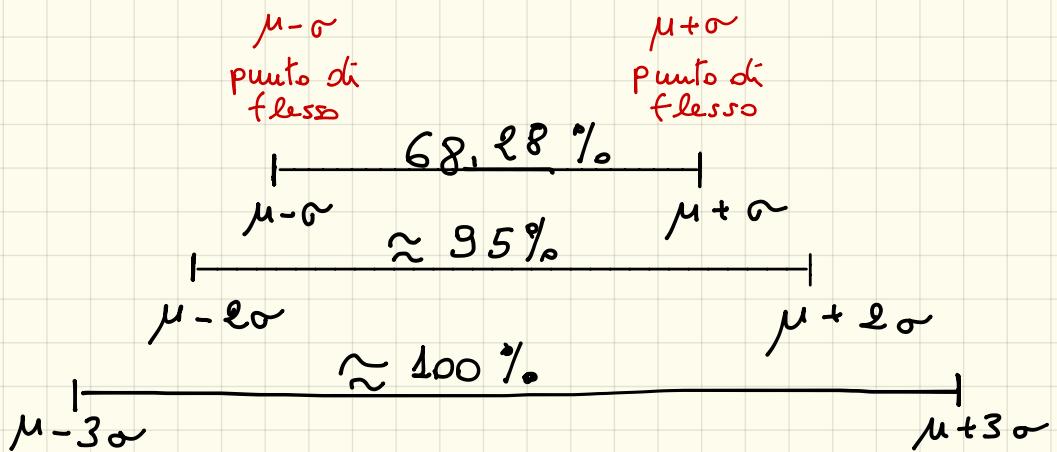
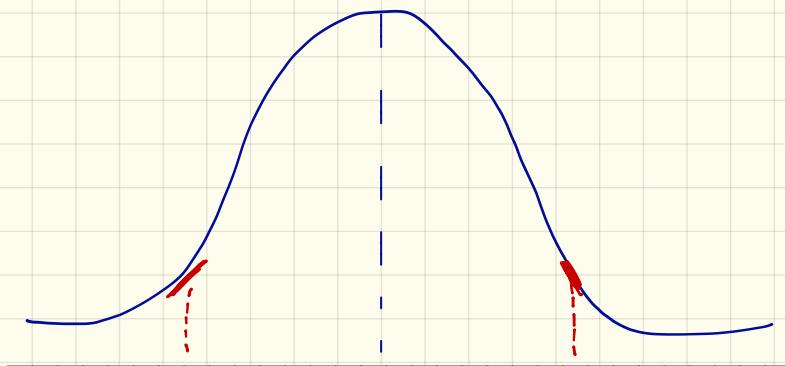
$$\text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

V. C. NORMALE (O GAUSSIANA)



$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \quad \rightarrow f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

medie varianza



Anche se teoricamente $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ può assumere valori su \mathbb{R} , in realtà la quasi totalità dei valori si trova in $[\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma]$

La v.c. normale è importante per due motivi:

- può essere utilizzata per descrivere molti fenomeni reali associati a processi di misurazione
- la combinazione lineare di fenomeni descritti usando altri modelli probabilistici, sotto particolari e non troppo restrittive condizioni, può essere approssimata usando la distribuzione normale \leadsto TEOREMA LIMITE CENTRALE

Esempio: redi il comportamento delle v.c. binomiale al crescere di n

↓
somma di n v.c. Bernoulli
indipendenti

Per calcolare le probabilità associate ad una curva normale dovrà risolvere questo integrale:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

non ha una forma analitica chiusa

funzione di densità di probabilità

caso particolare v.c. normale standardizzata

[soluzione di questo integrale per $Z \sim N(\mu=0, \sigma^2=1)$

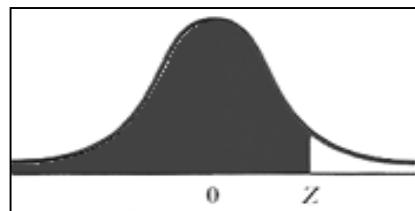
metodi numerici

sfruttare le tavole della funz. di ripartizione

soluzione di questo integrale per $Z \sim N(\mu=0, \sigma^2=1)$

$$\rightarrow Z \sim N(\mu=0, \sigma^2=1=\sigma)$$

Tavola della distribuzione Normale Standardizzata



PROPRIETA' DELLA V. C. NORMALE (1/2)

↓
una trasformazione lineare $Y = a + bX$

di una v. c. $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$ è ancora normale
dove

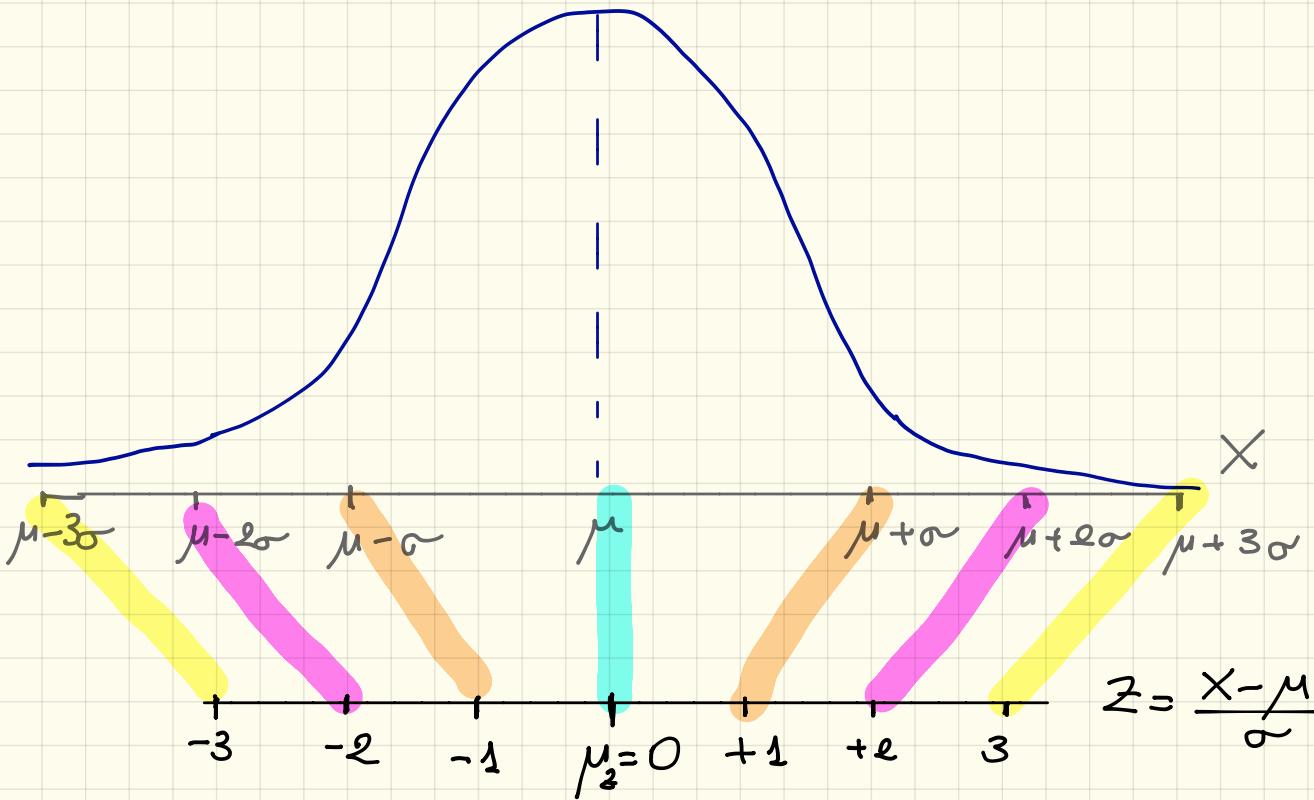
$$Y \sim (a + b\mu_x, b^2 \sigma_x^2)$$

↓
Standardizzazione: particolare trasformazione lineare

$$\frac{X - \mu_x}{\sigma_x} \rightarrow \left[\begin{array}{l} a = -\frac{\mu_x}{\sigma_x} \\ b = \frac{1}{\sigma_x} \end{array} \right] \rightarrow Y = \frac{X - \mu_x}{\sigma_x} = Z$$

standardizzando la v. c. $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$
potete fare riferimento ad un'unica tabella

$$Z \sim N(0, 1)$$



Ad esempio:

$$P(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) \equiv P(-1 < Z < +1)$$

$X \sim N(180, 16)$

altezza
in cm

μ

σ

funz. di
ripartizione

AREA A SX

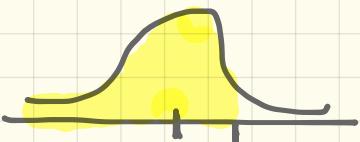
ascissa $> \mu$

① $P(X < 184) \quad [= P(X \leq 184)]$

$$P(X < 184) = \int_{-\infty}^{184} f(x) dx = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{184 - \mu}{\sigma}\right) =$$

$F_x(184)$

\hookrightarrow densità $N(180, 16)$



ascissa corrispondente
a 184 sulla scala z

$$= P(z < +1) = F_z(+1) = 0,8413$$

TAVOLE

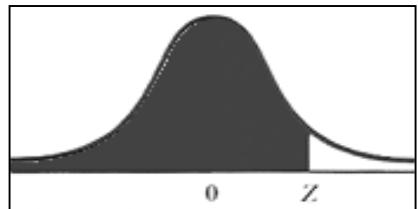
$$P(X < 187) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{187 - 180}{4}\right) =$$

$$= P(Z < \frac{7}{4}) =$$

$$= P(Z < +1.75) = 0.9533$$

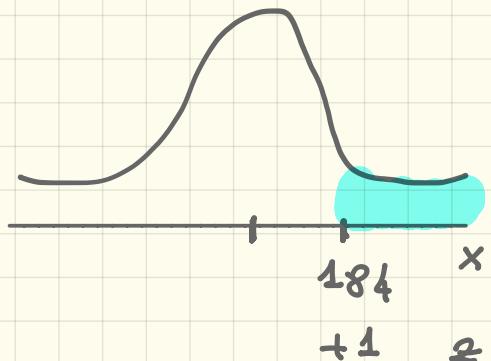
TAVOLE

Tavola della distribuzione Normale Standardizzata



$$\textcircled{2} \quad P(X > 184) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{184 - 180}{4}\right) =$$

AREA A DESTRA
 assissa $> \mu$
 $Z > 0$



$$= P(Z > +1) =$$

$$= 1 - P(Z < +1) =$$

$$= 1 - F_Z(+1) =$$

TAROLE
 ↓

$$= 1 - 0,8413 =$$

$$= 0,1587$$

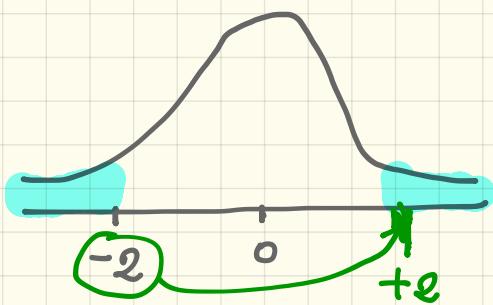
$$\textcircled{3} \quad P(X < 172) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{172-180}{4}\right) =$$

AREA A SINISTRA
 asisse $< \mu$
 (funa. di ripartizione) $Z < 0$

$$= P(Z < -2) =$$

$$= P(Z > +2) =$$

caso precedente



$$= 1 - P(Z < +2) =$$

$$= 1 - F_Z(+2) =$$

$$= 1 - 0,9772 =$$

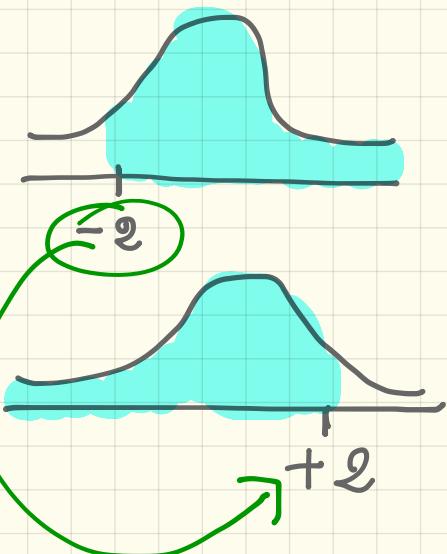
$$= 0,0228$$

Tavola della distribuzione Normale Standardizzata



$$\textcircled{4} \quad P(X > 172) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} > \frac{172-180}{4}\right) =$$

AREA A DESTRA
 \downarrow
 area $< \mu$
 \downarrow
 $z < 0$

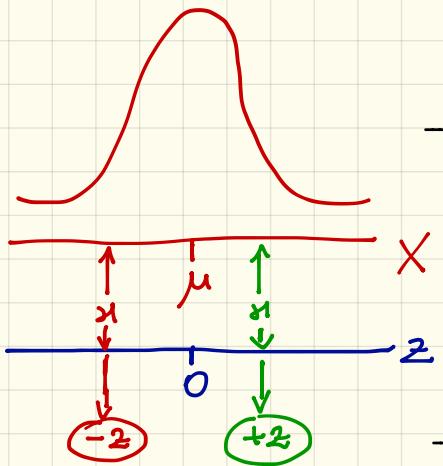


$$= P(Z > -2) =$$

$$= P(Z < +2) =$$

$$= F_z(+2) =$$

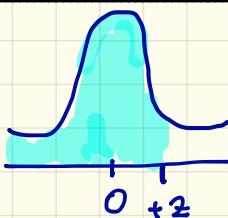
$$= 0,9772$$



$$x > \mu$$

$$z > 0$$

AREA A SX

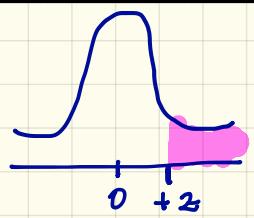


$$F(x) = F(+z) = \text{TAVOLE}$$

$$x < \mu$$

$$z < 0$$

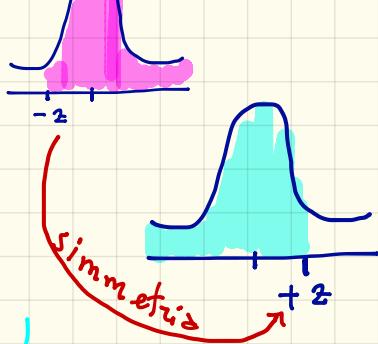
AREA A DX



$$\begin{aligned} P(z > +z) &= 1 - F(z) \\ &= 1 - \text{TAVOLE} \end{aligned}$$

$$P(z < -z) = P(z > +z)$$

Simmetria



$$P(a < X < b) =$$

$$= F(b) - F(a)$$

applicate la stessa regola due volte

CALCOLO PERCENTILI V.C. NORMALE

$$X \sim N(\mu = 180, \sigma^2 = 16)$$

Determinare i tre quantili di X

$$q_2 = M_e = 180 = \mu$$

$q_3 \rightsquigarrow$ quel valore che lascia a sx il 75%

e a dx il 25%



$$F_x(q_3) = P(X \leq q_3) = 0.75$$

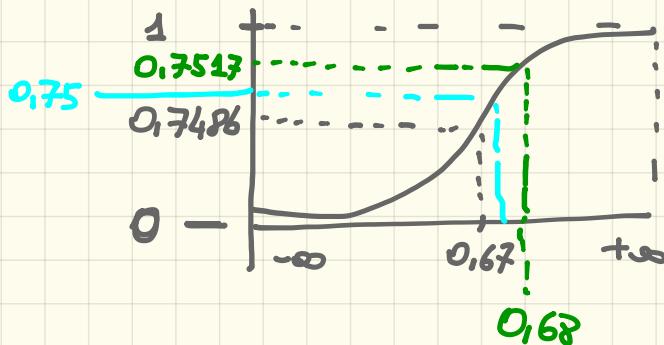
problema inverso:
→ noto l'area
bisognerebbe
calcolare
la corrispondente
ascissa

$$F_x(q_3) = P(X \leq q_3) = 0,75$$



$$F_z(q_3) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{q_3 - 180}{4}\right) = 0,75$$

TAVOLE



$$F_z(0,675) \approx 0,75$$

$$\frac{q_3 - \mu}{\sigma}$$

$$z = \frac{s1 - \mu}{\sigma} \Rightarrow s1 = \mu + z\sigma = 180 + 0,675 \times 4 \\ = 182,7$$

Tavola della distribuzione Normale Standardizzata



Funzione di ripartizione della normale standardizzata

$$q_1 \rightarrow F_x(q_1) = P(X \leq q_1) = 0,25$$



$$F_2(q_1) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} < \frac{q_1 - 180}{4}\right) = 0,25$$

sfruttando la simmetria (e il fatto che la Z è centrale sullo 0)

$$q_1^2 = -q_3^2$$

$$\begin{aligned} -0,675 &\rightarrow q_1^x = \mu + 2\sigma = 180 - 0,675 \times 4 = \\ &= 177,32 \end{aligned}$$

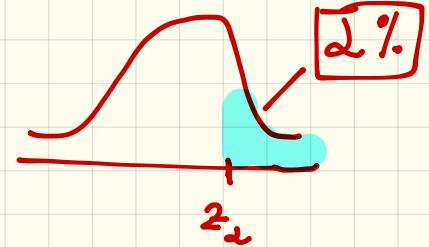
$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \rightsquigarrow x_1 = \mu + z\sigma$$

percentili
a dx della
mediana ($=\mu$)

NOTA

Per lo svolgimento di molti problemi di inferenza
 è spesso richiesto il calcolo di alcuni percentili
 "estremi"

z_{α} → percentile che lascia
 a dx l' α % dei valori



$$\alpha = 0,1 \quad ; \quad \alpha = 0,1/2 = 0,05$$

$$\alpha = 0,05 \quad ; \quad \alpha = 0,05/2 = 0,025$$

$$\alpha = 0,01 \quad ; \quad \alpha = 0,01/2 = 0,005$$

PROPRIETA' DELLA V.C. NORMALE (2/2): PROPRIETA' RIPRODUTTIVA

Siano:

$$X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2) \quad e \quad X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

e siano inoltre X_1 e X_2 indipendenti, allora la combinazione lineare:

$$Y = \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2$$

\bar{Y} una v.c.

$$Y \sim N\left(\underbrace{\alpha_1 \mu_1 + \alpha_2 \mu_2}_{\mu_Y}; \underbrace{\alpha_1^2 \sigma_1^2 + \alpha_2^2 \sigma_2^2}_{\sigma_Y^2}\right)$$

Lo stesso risultato vale nel caso di n v.c.

$$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2) \quad ; \quad i \text{ indipendenti}$$
$$i = 1, m$$

$$Y = \sum_i z_i X_i \rightsquigarrow Y \sim N\left(\sum_i z_i \mu_i; \sum_i z_i^2 \sigma_i^2\right)$$

combinazione lineare
di m v.c. normali indipendenti



due particolari
combinazioni lineari

$$\begin{aligned} z_i &= 1 \\ &\forall i = 1, m \end{aligned} \quad] \quad \text{v.c. SOMMA}$$

$$\mu_Y = \sum_i \mu_i \quad \sigma_Y^2 = \sum_i \sigma_i^2$$

$$\begin{aligned} z_i &= \frac{1}{m} \\ &\forall i = 1, m \end{aligned} \quad] \quad \text{v.c. MEDIA} \longrightarrow \text{RISULTATO RICEVANTE PER}$$

INFERENZA

$$\mu_Y = \frac{\sum_i \mu_i}{m}; \quad \sigma_Y^2 = \frac{\sum_i \sigma_i^2}{m^2} \quad \text{sulla MEDIA}$$