

LEGGI NORMALI (oppure, GAUSSIANE)

DEFINIZIONE

Si dice che una r.a. X ha la legge normale di parametri $\gamma \in \mathbb{R}$ e $\sigma^2 > 0$ se essa è caratterizzata dalla seguente funzione di densità di probabilità (f.d.p.):

$$f_X(x; \gamma, \sigma^2) = f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} e^{-\frac{(x-\gamma)^2}{2\sigma^2}},$$

ovvero $\sigma = \sqrt{\sigma^2} > 0$. In simboli, si scrive

$$X \sim N(\gamma, \sigma^2).$$



OSSERVAZIONE

$$x \in \mathbb{R}, \quad F_X(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\gamma)^2}{2\sigma^2}} dy$$

non si può scrivere come composizione di funzioni elementari.

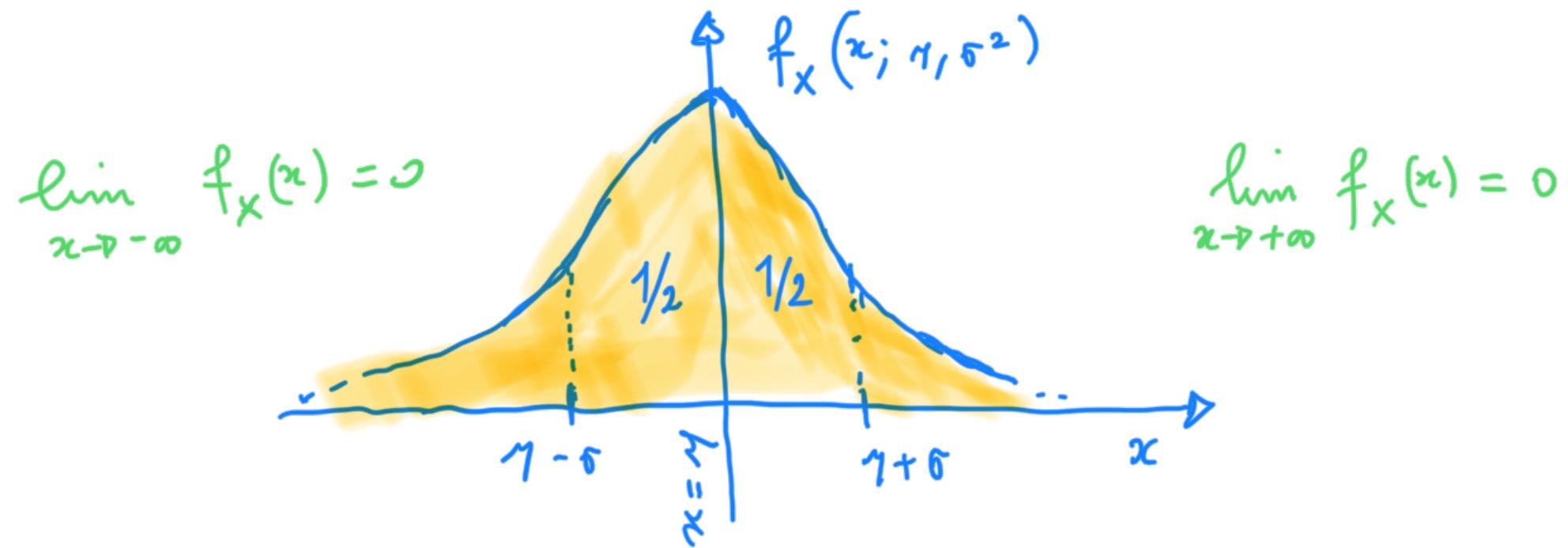
Allora, si pone:

$$\begin{aligned} z \in \mathbb{R}, \quad \phi(z) &= \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt \\ &= F_Z(z), \end{aligned}$$

e si cercherà di determinare il valore $F_X(x)$ in corrispondenza di un opportuno valore x .

www www.orsunno.com funzione t. □

Il grafico delle f.d.p. f_x è simmetrico rispetto alla retta verticale $x = \gamma$; presenta due punti di flesso che sono $\gamma \pm 5$; assume il massimo assoluto per $x = \gamma$; decresce a 0 nell'intorno di $-\infty$ e nell'intorno di $+\infty$:



PROPOSIZIONE

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x; \gamma, \sigma^2) dx = 1.$$

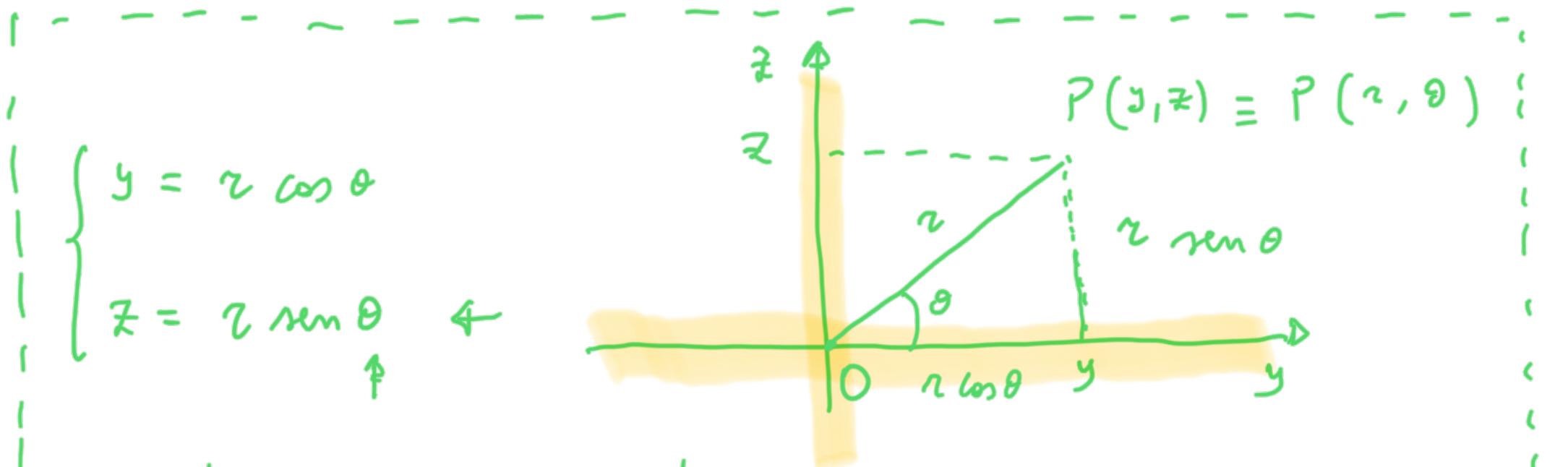
DIM

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\gamma)^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \equiv I > 0. \end{aligned}$$

$$\begin{cases} y = \frac{x-\gamma}{\sigma} \Leftrightarrow x = \gamma + \sigma y \\ x \rightarrow -\infty \Rightarrow y \rightarrow -\infty \\ x \rightarrow +\infty \Rightarrow y \rightarrow +\infty \\ \frac{dx}{dy} = \sigma \end{cases}$$

$$I^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(y^2+z^2)} dy dz$$



$$\begin{aligned}
 J &= \begin{vmatrix} \cos \theta & -r \sin \theta \\ \sin \theta & r \cos \theta \end{vmatrix} = r \cos^2 \theta - (-r \sin^2 \theta) \\
 &= r \cos^2 \theta + r \sin^2 \theta \Rightarrow \\
 &= r (\cos^2 \theta + \sin^2 \theta) \\
 &= r
 \end{aligned}$$

$$dy dz = r dr d\theta$$

$$= \int_0^{+\infty} \left[\int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}r^2} r dr \right] d\theta$$

$$= \int_0^{+\infty} r e^{-\frac{1}{2}r^2} \left[\int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi} dr \right] dr$$

$\underbrace{\quad}_{=1}$

$$= \int_0^{+\infty} r e^{-\frac{1}{2}r^2} dr$$

$$= - \int_0^{-\infty} r e^t \frac{dt}{r}$$

$$= \int_{-\infty}^0 e^t dt = e^t \Big|_{-\infty}^0$$

$t = -\frac{1}{2}r^2$

$r \rightarrow 0 \Rightarrow t \rightarrow 0$

$r \rightarrow +\infty \Rightarrow t \rightarrow -\infty$

$\frac{dt}{dr} = -\frac{1}{2}2r$

$dt = -r dr$

$\frac{dt}{r} = -\frac{dt}{r}$

$$= 1 - 0 = 1.$$

Allora

$$I^2 = 1 \Rightarrow I = \pm 1 \Rightarrow I = 1.$$

Il valore $I = -1$ è da scartare
in quanto $I > 0$.

□

PROPOSIZIONE

Per ogni coppia di numeri reali (α, β) tali che $\alpha \neq 0$, si ha:

$$X \sim N(\gamma, \sigma^2) \Rightarrow Y = \alpha X + \beta \sim N(\alpha\gamma + \beta, \alpha^2\sigma^2).$$

DIM

Sia $\delta > 0$.

$$\begin{aligned}
 y \in \mathbb{R}, \quad f_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(\alpha X + \beta \leq y) \\
 &= P(\alpha X \leq y - \beta) \\
 &= P\left(X \leq \frac{y - \beta}{\alpha}\right) \Rightarrow \\
 &= F_X\left(\frac{y - \beta}{\alpha}\right),
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 y \in \mathbb{R}, \quad f_Y(y) &= f_X\left(\frac{y - \beta}{\alpha}\right) \cdot \frac{1}{\alpha} \\
 &\quad - \frac{\left(\frac{y - \beta}{\alpha} - \gamma\right)^2}{2\sigma^2} \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma \alpha} \cdot e^{-\frac{(y - \beta - \alpha\gamma)^2}{2\alpha^2\sigma^2}} \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \alpha \sigma} \cdot e^{-\frac{[y - (\beta + \alpha\gamma)]^2}{2(\alpha\sigma)^2}},
 \end{aligned}$$

ovvero

$$u \in \mathbb{R} \quad f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \alpha \sigma} \cdot e^{-\frac{[u - (\beta + \alpha\gamma)]^2}{2(\alpha\sigma)^2}}$$

$$j \in \mathbb{N}, \quad T(y^j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \alpha \sigma}$$

il che comporta che

$$y \sim N(\beta + \alpha \gamma, \alpha \sigma).$$

La dimostrazione per $\alpha < 0$ è analoga e si lascia allo studente.

□

TEOREMA

$$X \sim N(\gamma, \sigma^2) \Rightarrow E(X) = \gamma \text{ e } D^2(X) = \sigma^2.$$

DIM

$Z \sim N(0, 1)$ (Z è la r.v. con legge standard)

normalize random

$$\mathbb{E}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} z \cdot f_Z(z) dz = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} \underline{z dz}$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz^2/2$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-z^2/2} dz^2/2$$

$$= -\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} \Big|_{-\infty}^{+\infty} = 0.$$

$$\mathbb{E}(z^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} z^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

$$= \underline{2} \int_{-\infty}^{+\infty} z^2 e^{-z^2/2} dz$$

$$\sqrt{2\pi} J_0$$

$$= \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} z \cdot z e^{-z^2/2} dz$$

$$\int z e^{-z^2/2} = -e^{-z^2/2} + C; D(z) = 1$$

e si può applicare le formule di integrazione per parti

$$= \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \left[-z e^{-z^2/2} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-z^2/2} dz \right]$$

$$= \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{+\infty} e^{-z^2/2} dz = 2 \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz$$

$$= 1.$$

Quinoli

$$\mathbb{E}(z) = 0 \quad \text{e} \quad \mathbb{D}^2(z) = \mathbb{E}(z^2) - \mathbb{E}^2(z) \\ = 1.$$

a questo punto, si consideri la v.a.

$$Y = \gamma + 5z \sim \underbrace{N(\gamma, 5^2)}$$

dove si evince che

$$Y \sim X.$$

Allora

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(\gamma + 5z) = \gamma + 5 \cdot \mathbb{E}(z) \\ = \gamma.$$

$$\mathbb{D}^2(X) = \mathbb{D}^2(Y) = \mathbb{D}^2(\gamma + 5z) = \mathbb{D}^2(5z)$$

$$= \sigma^2 D^2(z) = \sigma^2.$$

□

La trasformazione che consente di passare da una v.a. $X \sim N(\gamma, \sigma^2)$ ad una v.a. $Z \sim N(0, 1)$ è la seguente:

$$\frac{X - \gamma}{\sigma} \sim Z \sim N(0, 1)$$

Esa è nota come la "standardizzazione" di y .

OSSERVAZIONE

Ora è chiaro come utilizzare la funzione ϕ per ottenere i valori assunti dalla funzione di distribuzione F_X nel

Caso di $X \sim N(\gamma, \sigma^2)$:

$$x \in \mathbb{R}, \quad F_X(x; \gamma, \sigma^2) = F_Z\left(\frac{x-\gamma}{\sigma}; 0, 1\right) \\ = \phi\left(\frac{x-\gamma}{\sigma}\right).$$

In altri termini l'area sotto la f.d.p. di X prima di x è uguale all'area sotto la f.d.p. di Z prima di $\frac{x-\gamma}{\sigma}$. □

OSSERVAZIONE

Sono state redatte varie tavole dei valori assunti da ϕ . Quella più utilizzata la potete trovare nel testo consigliato. Es.

si riporta i valori di Φ per $x=0$ fino a $x=3,49$ con incremento pari a $\Delta x=0,01$.

Ad esempio,

$$\Phi(1,65) = 0,9505$$

si legge nell'incrocio delle riga etichettata da 1,6 e della colonna etichettata da 0,05.

□

DEFINIZIONE

Se $X \sim N(\gamma, \sigma^2)$ il valore $\frac{x-\gamma}{\sigma}$
si dice "il punto standardizzato del
punto x ", con $x \in \mathbb{R}$.

□

ESEMPIO 5.4 b

Sia $X \sim N(\gamma, \sigma^2)$ con $\gamma = 3$ e $\sigma^2 = 9$.

Bisogna determinare

- (a) $P(2 < X < 5)$; (b) $P(X > 0)$;
- (c) $P(|X-3| > 6)$.

Svolgimento

$$\begin{aligned} (a) \quad P(2 < X < 5) &= F_X(5) - F_X(2) \\ &= \int_2^5 f_X(x) dx = \int_2^5 \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 3} e^{-\frac{(x-3)^2}{2 \cdot 3}} dx \end{aligned}$$

Si procede in questo modo

$$\{2 < X < 5\} = \{2-3 < X-3 < 5-3\}$$

$$= \left\{ \frac{2-3}{3} < \frac{x-3}{3} < \frac{5-3}{3} \right\}$$

↓ punto standardizzato di 2

$$\Leftrightarrow \left\{ -\frac{1}{3} < \frac{x-3}{3} < \frac{2}{3} \right\}$$

$$\left\{ -\frac{1}{3} < Z < \frac{2}{3} \right\}$$

↓ punto standardizzato di 5

Dopo ciò,

$$P(2 < X < 5) = P\left(-\frac{1}{3} < Z < \frac{2}{3}\right)$$

$$= \phi\left(\frac{2}{3}\right) - \phi\left(-\frac{1}{3}\right)$$

$$\frac{2}{3} = 0,666 \quad \approx 0,74857 -$$

Per completare il calcolo abbiamo bisogno di determinare sulle tavole il valore di ϕ in un argomento negativo che non rientra nei punti standardizzati delle tabella.

