

# Probabilità e Processi Stocastici (455AA)

## Lezione 10

Dario Trevisan

26/10/2023

# Section 1

## Funzione caratteristica

# Motivazione

- Per il calcolo di  $\mathbb{E}[g(X)]$  possiamo approssimare  $g$  usando la *trasformata di Fourier*

$$g(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \hat{g}(\xi) e^{2\pi i \xi x} d\xi,$$

dove  $\hat{g}(\xi)$  è la trasformata (diretta) di Fourier,

$$\hat{g}(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) e^{-2\pi i \xi x} dx.$$

# Motivazione

- Per il calcolo di  $\mathbb{E}[g(X)]$  possiamo approssimare  $g$  usando la *trasformata di Fourier*

$$g(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \hat{g}(\xi) e^{2\pi i \xi x} d\xi,$$

dove  $\hat{g}(\xi)$  è la trasformata (diretta) di Fourier,

$$\hat{g}(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) e^{-2\pi i \xi x} dx.$$

- Approssimiamo (passiamo alla frequenza angolare)

$$g(x) \sim \sum_{\omega} a_{\omega} e^{i\omega x}$$

# Motivazione

- Per il calcolo di  $\mathbb{E}[g(X)]$  possiamo approssimare  $g$  usando la *trasformata di Fourier*

$$g(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \hat{g}(\xi) e^{2\pi i \xi x} d\xi,$$

dove  $\hat{g}(\xi)$  è la trasformata (diretta) di Fourier,

$$\hat{g}(\xi) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) e^{-2\pi i \xi x} dx.$$

- Approssimiamo (passiamo alla frequenza angolare)

$$g(x) \sim \sum_{\omega} a_{\omega} e^{i\omega x}$$

- Passando al valor medio:

$$\mathbb{E}[g(X)] \sim \sum_{\omega} a_{\omega} \mathbb{E}\left[e^{i\omega X}\right].$$

Abbiamo ridotto il problema al calcolo di

$$\mathbb{E} \left[ e^{i\omega X} \right] = \mathbb{E} [\cos(\omega X)] + i\mathbb{E} [\sin(\omega X)].$$

- Data una variabile aleatoria  $X \in \mathbb{R}$ , si definisce la sua **funzione caratteristica**  $\varphi_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ ,

$$\omega \mapsto \varphi_X(\omega) = \mathbb{E} \left[ e^{i\omega X} \right].$$

Abbiamo ridotto il problema al calcolo di

$$\mathbb{E} \left[ e^{i\omega X} \right] = \mathbb{E} [\cos(\omega X)] + i\mathbb{E} [\sin(\omega X)].$$

- Data una variabile aleatoria  $X \in \mathbb{R}$ , si definisce la sua **funzione caratteristica**  $\varphi_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$ ,

$$\omega \mapsto \varphi_X(\omega) = \mathbb{E} \left[ e^{i\omega X} \right].$$

- $\varphi_X(\omega)$  è sempre ben definita (ma complessa):

$$\varphi_X(\omega) = \mathbb{E} \left[ e^{i\omega X} \right] = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} e^{i\omega x} P(X = x) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{x \in \mathbb{R}} e^{i\omega x} p(X = x) dx & \text{se } X \text{ ha densità continua} \end{cases}$$

# Proprietà

Siano  $X, Y \in \mathbb{R}$  variabili aleatorie e  $a, b \in \mathbb{R}$  costanti (rispetto all'informazione nota  $I$ ). Allora

$$\textcircled{1} \varphi_{aX+b}(\omega) = e^{i\omega b} \varphi_X(a\omega)$$



# Proprietà

Siano  $X, Y \in \mathbb{R}$  variabili aleatorie e  $a, b \in \mathbb{R}$  costanti (rispetto all'informazione nota  $I$ ). Allora

- 1  $\varphi_{aX+b}(\omega) = e^{i\omega b} \varphi_X(a\omega)$
- 2 Se  $X, Y$  sono indipendenti, allora  $\varphi_{X+Y}(\omega) = \varphi_X(\omega)\varphi_Y(\omega)$ .

# Proprietà

Siano  $X, Y \in \mathbb{R}$  variabili aleatorie e  $a, b \in \mathbb{R}$  costanti (rispetto all'informazione nota  $I$ ). Allora

- 1  $\varphi_{aX+b}(\omega) = e^{i\omega b} \varphi_X(a\omega)$
- 2 Se  $X, Y$  sono indipendenti, allora  $\varphi_{X+Y}(\omega) = \varphi_X(\omega)\varphi_Y(\omega)$ .
- 3 Se  $X$  ha momento  $k$ -esimo finito, allora

$$\frac{d^k}{d^k \omega} \varphi_X(0) = i^k \mathbb{E} [X^k].$$

# Proprietà

Siano  $X, Y \in \mathbb{R}$  variabili aleatorie e  $a, b \in \mathbb{R}$  costanti (rispetto all'informazione nota  $I$ ). Allora

- ①  $\varphi_{aX+b}(\omega) = e^{i\omega b} \varphi_X(a\omega)$
- ② Se  $X, Y$  sono indipendenti, allora  $\varphi_{X+Y}(\omega) = \varphi_X(\omega)\varphi_Y(\omega)$ .
- ③ Se  $X$  ha momento  $k$ -esimo finito, allora

$$\frac{d^k}{d^k \omega} \varphi_X(0) = i^k \mathbb{E} [X^k].$$

- ④  $\varphi_X(\omega) = \varphi_Y(\omega)$  per ogni  $\omega \in \mathbb{R}$  se e solo se  $X$  e  $Y$  hanno la stessa legge (ossia la stessa densità discreta o continua, quando esistono).

# Esempi

## Il caso vettoriale

Se  $X \in \mathbb{R}^d$ , la funzione generatrice (come anche la trasformata di Fourier) è funzione di  $d$  variabili  $(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_d) \in \mathbb{R}^d$ ,

$$\varphi_X(\omega) = \mathbb{E} \left[ e^{it \cdot \omega} \right] = \mathbb{E} \left[ \exp \left( \sum_{i=1}^d \omega_i X_i \right) \right].$$

- Vale

$$\varphi_{AX+b}(\omega) = e^{ib \cdot \omega} \varphi_X(A^T \omega)$$

## Il caso vettoriale

Se  $X \in \mathbb{R}^d$ , la funzione generatrice (come anche la trasformata di Fourier) è funzione di  $d$  variabili  $(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_d) \in \mathbb{R}^d$ ,

$$\varphi_X(\omega) = \mathbb{E} \left[ e^{it \cdot \omega} \right] = \mathbb{E} \left[ \exp \left( \sum_{i=1}^d \omega_i X_i \right) \right].$$

- Vale

$$\varphi_{AX+b}(\omega) = e^{ib \cdot \omega} \varphi_X(A^T \omega)$$

- e come nel caso reale

$$\varphi_X(\omega) = \varphi_Y(\omega) \quad \text{per ogni } \omega \in \mathbb{R}^d$$

se e solo se  $X$  e  $Y$  hanno la stessa legge (ossia la stessa densità discreta o continua, quando esistono).

## Section 2

**Entropia**

# Una misura dell'informazione (o della sua assenza)

- Vogliamo introdurre una misura del grado di “ignoranza” (o dell'assenza di informazione)

$$H(X)$$

riguardo a quale alternativa sia vera in un dato sistema (associato ad una variabile  $X$ ) e sulla base dell'informazione nota  $I$ .



# Una misura dell'informazione (o della sua assenza)

- Vogliamo introdurre una misura del grado di “ignoranza” (o dell'assenza di informazione)

$$H(X)$$

riguardo a quale alternativa sia vera in un dato sistema (associato ad una variabile  $X$ ) e sulla base dell'informazione nota  $I$ .

- Tanto maggiore è l'ignoranza, maggiore sarà  $H(X)$ .

# Una misura dell'informazione (o della sua assenza)

- Vogliamo introdurre una misura del grado di “ignoranza” (o dell'assenza di informazione)

$$H(X)$$

riguardo a quale alternativa sia vera in un dato sistema (associato ad una variabile  $X$ ) e sulla base dell'informazione nota  $I$ .

- Tanto maggiore è l'ignoranza, maggiore sarà  $H(X)$ .
- Più precisa invece è l'informazione, più piccola sarà  $H(X)$ .

## Definizione di entropia

La scelta più utile (ha migliori proprietà di calcolo) è l'entropia di Shannon

$$H(X) = \begin{cases} -\sum_{x \in E} P(X = x) \log(P(X = x)) & \text{se } X \in E \text{ ha densità discreta,} \\ -\int_{\mathbb{R}^d} p(X = x) \log(p(X = x)) dx & \text{se } X \in \mathbb{R}^d \text{ ha densità continua} \end{cases}$$

- La scelta di base del logaritmo dipende dai vari ambiti (in alcuni casi è preferibile la base 2).

## Definizione di entropia

La scelta più utile (ha migliori proprietà di calcolo) è l'entropia di Shannon

$$H(X) = \begin{cases} -\sum_{x \in E} P(X = x) \log(P(X = x)) & \text{se } X \in E \text{ ha densità discreta,} \\ -\int_{\mathbb{R}^d} p(X = x) \log(p(X = x)) dx & \text{se } X \in \mathbb{R}^d \text{ ha densità continua} \end{cases}$$

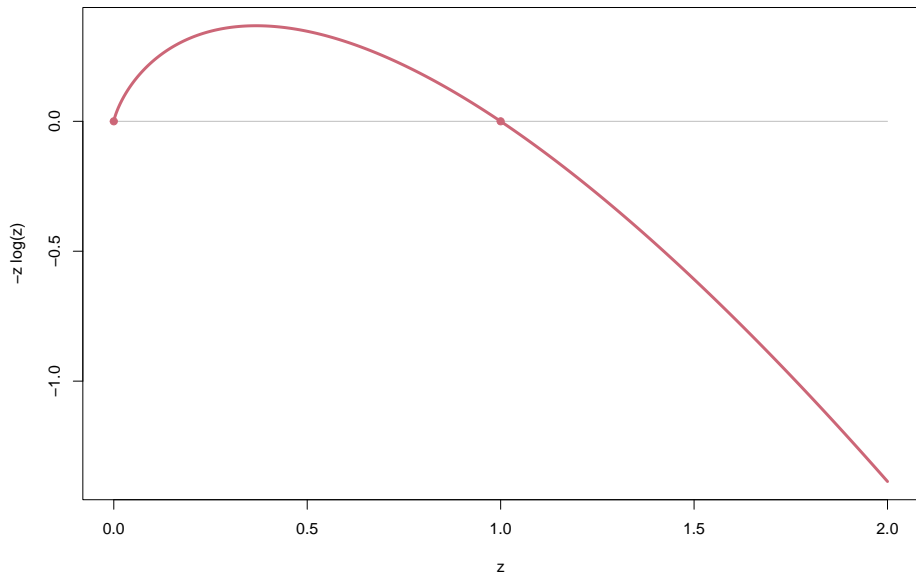
- La scelta di base del logaritmo dipende dai vari ambiti (in alcuni casi è preferibile la base 2).
- Nel caso discreto,  $H(X) \geq 0$  ed è nulla solo se  $X$  è costante (rispetto all'informazione di cui si dispone)

## Definizione di entropia

La scelta più utile (ha migliori proprietà di calcolo) è l'entropia di Shannon

$$H(X) = \begin{cases} -\sum_{x \in E} P(X = x) \log(P(X = x)) & \text{se } X \in E \text{ ha densità discreta,} \\ -\int_{\mathbb{R}^d} p(X = x) \log(p(X = x)) dx & \text{se } X \in \mathbb{R}^d \text{ ha densità continua} \end{cases}$$

- La scelta di base del logaritmo dipende dai vari ambiti (in alcuni casi è preferibile la base 2).
- Nel caso discreto,  $H(X) \geq 0$  ed è nulla solo se  $X$  è costante (rispetto all'informazione di cui si dispone)
- Nel caso continuo invece l'entropia può anche essere negativa.



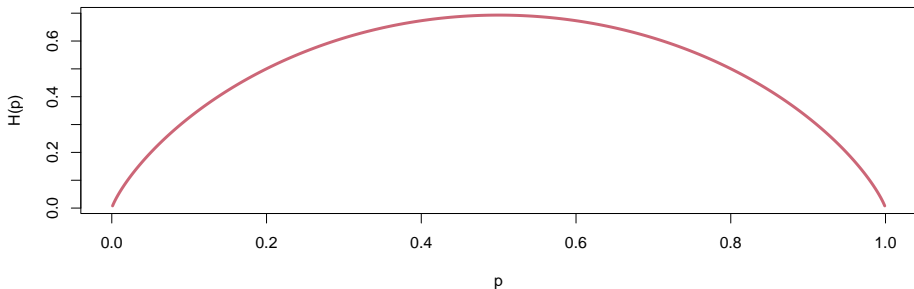
**Figure 1:** grafico della funzione  $-z \log(z)$ .

# Esempi

Sia  $X \in \{0, 1\}$  con legge Bernoulli di parametro  $p \in [0, 1]$ . L'entropia è

$$H(X) = -(1 - p) \log(1 - p) - p \log(p).$$

- Detta anche entropia binaria e indicata solo  $H(p)$ .



# Entropia di una densità uniforme

- caso discreto

$$H(X \text{ uniforme su } n \text{ valori}) = - \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{1}{n}\right) \frac{1}{n} = \log(n),$$



# Entropia di una densità uniforme

- caso discreto

$$H(X \text{ uniforme su } n \text{ valori}) = - \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{1}{n}\right) \frac{1}{n} = \log(n),$$

- caso continuo

$$\begin{aligned} H(X \text{ uniforme continua su } [a, b]) &= - \int_a^b \log\left(\frac{1}{b-a}\right) \frac{1}{b-a} dx \\ &= \log(b-a). \end{aligned}$$

# Entropia di una densità uniforme

- caso discreto

$$H(X \text{ uniforme su } n \text{ valori}) = - \sum_{i=1}^n \log \left( \frac{1}{n} \right) \frac{1}{n} = \log(n),$$

- caso continuo

$$\begin{aligned} H(X \text{ uniforme continua su } [a, b]) &= - \int_a^b \log \left( \frac{1}{b-a} \right) \frac{1}{b-a} dx \\ &= \log(b-a). \end{aligned}$$

- In particolare, più grande è tale insieme, maggiore è l'entropia (c'è meno informazione).

# Il principio di massima entropia

L'entropia ha un ruolo importante nel determinare densità (discrete o continue) per variabili aleatorie  $X$ .

- Si estende il principio di Laplace (per la probabilità uniforme) al **principio di massima entropia**.

## Il principio di massima entropia

L'entropia ha un ruolo importante nel determinare densità (discrete o continue) per variabili aleatorie  $X$ .

- Si estende il principio di Laplace (per la probabilità uniforme) al **principio di massima entropia**.
- Qualora l'informazione disponibile permetta solo di indentificare una classe  $\mathcal{D}$  di densità ammissibili, allora *si sceglierà la densità per cui  $H(X)$  sia massima tra quelle in  $\mathcal{D}$ .*

# Il principio di massima entropia

L'entropia ha un ruolo importante nel determinare densità (discrete o continue) per variabili aleatorie  $X$ .

- Si estende il principio di Laplace (per la probabilità uniforme) al **principio di massima entropia**.
- Qualora l'informazione disponibile permetta solo di indentificare una classe  $\mathcal{D}$  di densità ammissibili, allora *si sceglierà la densità per cui  $H(X)$  sia massima tra quelle in  $\mathcal{D}$* .
- Molte densità notevoli sono di **massima entropia** in una opportuna classe, che ne giustifica l'uso nella pratica.

# Esempi

- La densità uniforme (discreta) su un insieme  $E$  con  $n$  elementi massimizza l'entropia tra tutte le densità discrete su  $E$ .

# Esempi

- La densità uniforme (discreta) su un insieme  $E$  con  $n$  elementi massimizza l'entropia tra tutte le densità discrete su  $E$ .
- La densità uniforme continua su  $E = [a, b]$  massimizza l'entropia tra le densità continue nulle fuori da  $[a, b]$ .

- La densità esponenziale di parametro  $\lambda = 1/m$  massimizza l'entropia tra le densità continue  $p(X = x)$  nulle fuori da  $[0, \infty)$  e di valor medio fissato

$$\int_0^{\infty} xp(X = x)dx = m.$$



- La densità esponenziale di parametro  $\lambda = 1/m$  massimizza l'entropia tra le densità continue  $p(X = x)$  nulle fuori da  $[0, \infty)$  e di valor medio fissato

$$\int_0^{\infty} xp(X = x)dx = m.$$

- Tra le densità discrete a valori in  $\mathbb{N}$  con valor medio  $m$ , l'entropia è massima per una variabile con densità **geometrica**, ossia

$$P(X = k) \propto (1 - p)^k$$

Si calcola che

$$\mathbb{E}[X] = \frac{1 - p}{p},$$

da cui  $p = 1/(m + 1)$  e quindi si può anche scrivere

$$P(X = k) = \frac{1}{m + 1} \left( \frac{m}{m + 1} \right)^k.$$





## Section 3

**Variabili aleatorie gaussiane**

# Presentazione

Le densità gaussiane (o normali) sono delle densità continue rilevanti sia nella teoria che nelle applicazioni.

- la definizione e le principali proprietà (sia nel caso reale che nel caso vettoriale)

# Presentazione

Le densità gaussiane (o normali) sono delle densità continue rilevanti sia nella teoria che nelle applicazioni.

- la definizione e le principali proprietà (sia nel caso reale che nel caso vettoriale)
- come stimare i parametri sulla base di osservazioni indipendenti (un campione) tutte con gli stessi parametri

# Presentazione

Le densità gaussiane (o normali) sono delle densità continue rilevanti sia nella teoria che nelle applicazioni.

- la definizione e le principali proprietà (sia nel caso reale che nel caso vettoriale)
- come stimare i parametri sulla base di osservazioni indipendenti (un campione) tutte con gli stessi parametri
- l'analisi delle componenti principali (PCA) e una giustificazione tramite opportune variabili gaussiane

# Presentazione

Le densità gaussiane (o normali) sono delle densità continue rilevanti sia nella teoria che nelle applicazioni.

- la definizione e le principali proprietà (sia nel caso reale che nel caso vettoriale)
- come stimare i parametri sulla base di osservazioni indipendenti (un campione) tutte con gli stessi parametri
- l'analisi delle componenti principali (PCA) e una giustificazione tramite opportune variabili gaussiane
- qualche rudimento della regressione, in particolare il metodo dei minimi quadrati, giustificato tramite opportune ipotesi di gaussianità



# Presentazione

Le densità gaussiane (o normali) sono delle densità continue rilevanti sia nella teoria che nelle applicazioni.

- la definizione e le principali proprietà (sia nel caso reale che nel caso vettoriale)
- come stimare i parametri sulla base di osservazioni indipendenti (un campione) tutte con gli stessi parametri
- l'analisi delle componenti principali (PCA) e una giustificazione tramite opportune variabili gaussiane
- qualche rudimento della regressione, in particolare il metodo dei minimi quadrati, giustificato tramite opportune ipotesi di gaussianità
- un cenno ai metodi principali per giustificare l'ipotesi di gaussianità

# Presentazione

Le densità gaussiane (o normali) sono delle densità continue rilevanti sia nella teoria che nelle applicazioni.

- la definizione e le principali proprietà (sia nel caso reale che nel caso vettoriale)
- come stimare i parametri sulla base di osservazioni indipendenti (un campione) tutte con gli stessi parametri
- l'analisi delle componenti principali (PCA) e una giustificazione tramite opportune variabili gaussiane
- qualche rudimento della regressione, in particolare il metodo dei minimi quadrati, giustificato tramite opportune ipotesi di gaussianità
- un cenno ai metodi principali per giustificare l'ipotesi di gaussianità
- un cenno al metodo di Laplace per approssimare densità generali con opportune gaussiane.

## Il caso reale: definizione veloce

Si dice che una variabile aleatoria  $X \in \mathbb{R}$  ha densità continua gaussiana se vale

$$p(X = x) \propto \exp(ax^2 + bx), \quad \text{per ogni } x \in \mathbb{R},$$

per degli opportuni parametri  $a, b \in \mathbb{R}$ .

- la densità è l'esponenziale di un polinomio di secondo grado dei possibili valori  $x \in \mathbb{R}$ .

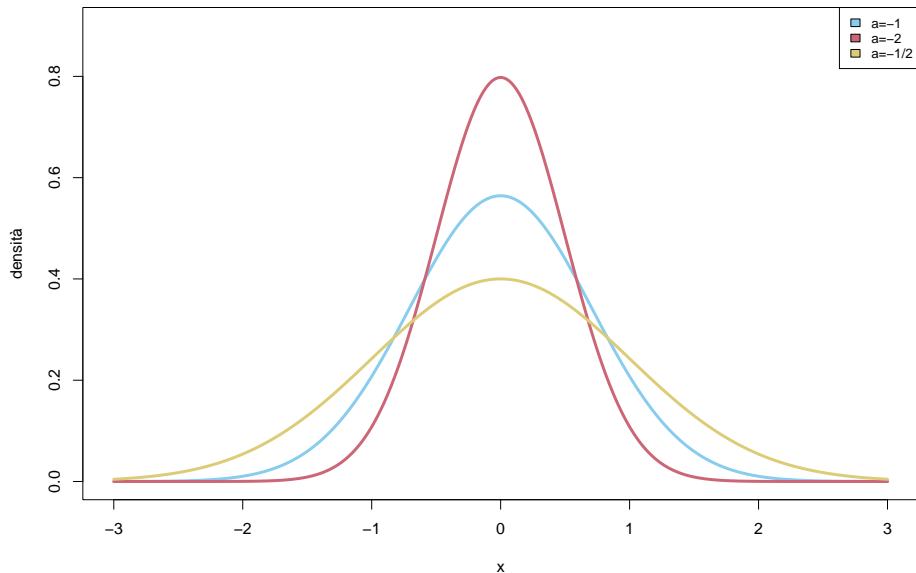
## Il caso reale: definizione veloce

Si dice che una variabile aleatoria  $X \in \mathbb{R}$  ha densità continua gaussiana se vale

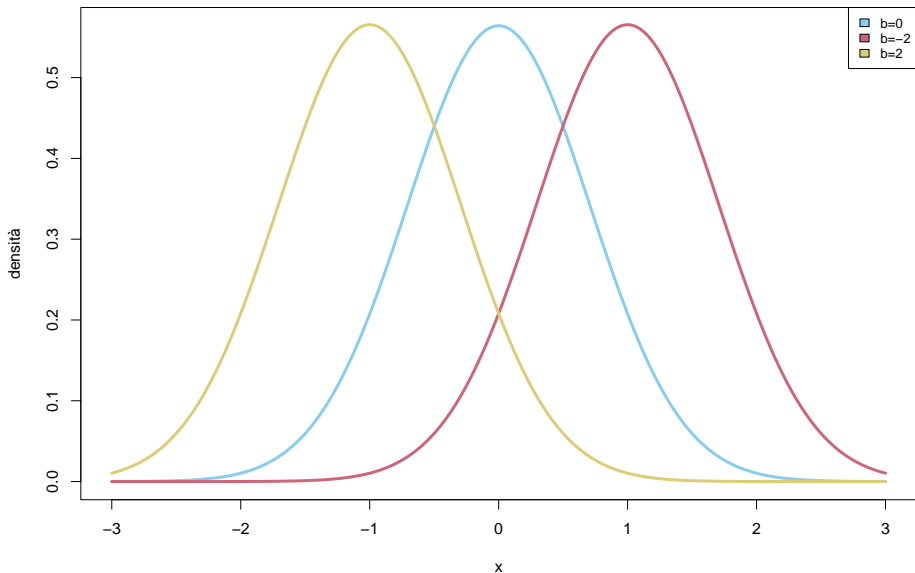
$$p(X = x) \propto \exp(ax^2 + bx), \quad \text{per ogni } x \in \mathbb{R},$$

per degli opportuni parametri  $a, b \in \mathbb{R}$ .

- la densità è l'esponenziale di un polinomio di secondo grado dei possibili valori  $x \in \mathbb{R}$ .
- dovendo essere  $\int_{-\infty}^{\infty} p(X = x) dx < \infty$ , allora  $a \in \mathbb{R}$  necessariamente deve essere  $a < 0$



**Figure 2:** densità gaussiana al variare del parametro  $a < 0$ ,  $b = 0$



**Figure 3:** densità gaussiana al variare del parametro  $b$ ,  $a = 1$

# Intepretazione dei parametri

Sia  $X$  una variabile con densità gaussiana

$$p(X = x) \propto \exp(ax^2 + bx).$$

Allora vale

$$a = -\frac{1}{2\sigma_X^2}, \quad b = \frac{\mathbb{E}[X]}{\sigma_X^2},$$

ossia

$$\text{Var}(X) = \sigma_X^2 = -\frac{1}{2a} \quad \mathbb{E}[X] = -\frac{b}{2a}.$$

# Dimostrazione



## Definizione usuale

Si dice che  $X \in \mathbb{R}$  ha densità continua gaussiana di valor medio  $m \in \mathbb{R}$  e varianza  $\sigma^2 > 0$ , e si scrive brevemente  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ , se

$$p(X = x) \propto \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - m)^2}{\sigma^2}\right).$$

- Più esplicitamente, si può mostrare che vale l'identità

$$p(X = x) = \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - m)^2}{\sigma^2}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}.$$

## Definizione usuale

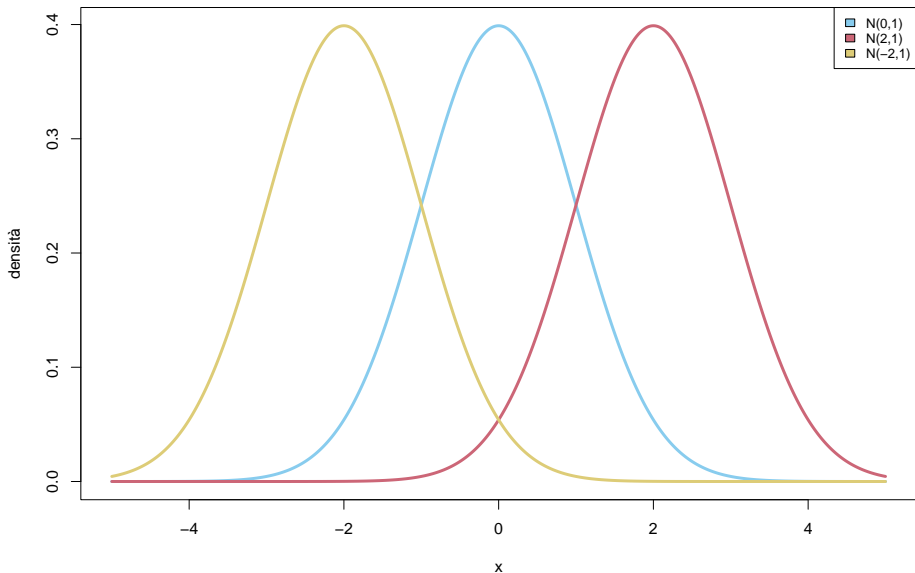
Si dice che  $X \in \mathbb{R}$  ha densità continua gaussiana di valor medio  $m \in \mathbb{R}$  e varianza  $\sigma^2 > 0$ , e si scrive brevemente  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ , se

$$p(X = x) \propto \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - m)^2}{\sigma^2}\right).$$

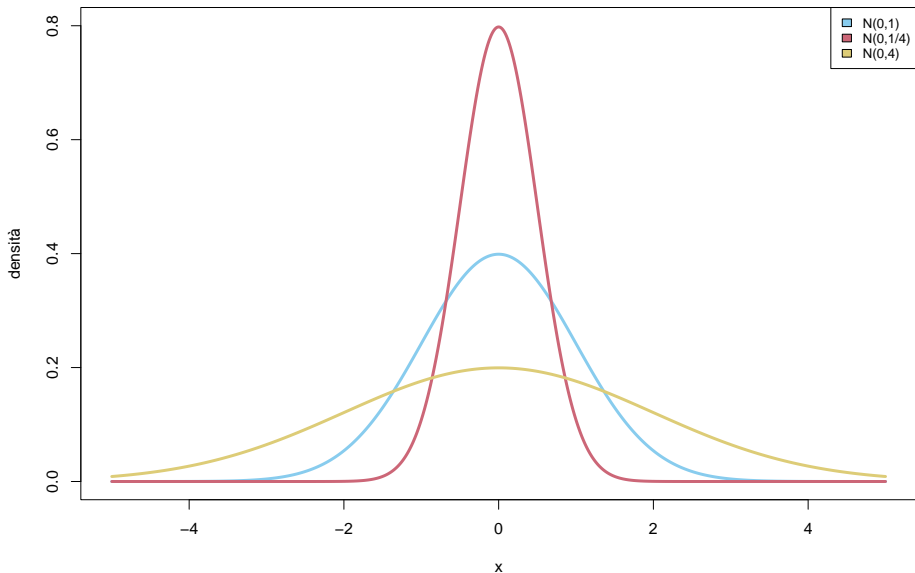
- Più esplicitamente, si può mostrare che vale l'identità

$$p(X = x) = \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - m)^2}{\sigma^2}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}.$$

- La costante  $1/\sqrt{2\pi}$  è interessante da calcolare analiticamente, ma non troppo utile nelle applicazioni.



**Figure 4:** densità gaussiana al variare del parametro  $m$  (con  $\sigma = 1$  costante)



**Figure 5:** densità gaussiana al variare del parametro  $\sigma$  (con  $m = 0$  costante)

## Proprietà di massima entropia

Al variare di tutte le possibili densità continue per una variabile  $X$ ,  $p(X = x)$ , con  $x \in \mathbb{R}$ , tali che il valor medio e la varianza di  $X$  siano fissati

$$\mathbb{E}[X] = \int_{-\infty}^{\infty} xP(X = x)dx = m, \quad \text{Var}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x-m)^2 P(X = x)dx = \sigma^2$$

la densità gaussiana  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$  è quella di **massima entropia**.

- Pertanto, seguendo principio di massima entropia, avendo a disposizione come informazione su una variabile aleatoria (reale) solamente il suo valor medio  $m$  e la varianza  $\sigma^2$ , sia imporrà che sia una densità gaussiana  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ .

## Trasformazione affine

Sia  $X$  una variabile con densità continua  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$  e siano  $\lambda \neq 0$ ,  $c \in \mathbb{R}$ . Allora la variabile  $Y = \lambda X + c$  ha densità continua gaussiana, di parametri  $\mathcal{N}(\lambda m + c, \lambda^2 \sigma^2)$ .

- se  $X$  ha densità gaussiana  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ , la sua standardizzata

$$\frac{X - m}{\sigma} \quad \text{ha densità continua } \mathcal{N}(0, 1),$$

pertanto detta anche densità **gaussiana standard**, che ha densità

$$\exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \quad \text{per } x \in \mathbb{R}.$$

## Trasformazione affine

Sia  $X$  una variabile con densità continua  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$  e siano  $\lambda \neq 0$ ,  $c \in \mathbb{R}$ . Allora la variabile  $Y = \lambda X + c$  ha densità continua gaussiana, di parametri  $\mathcal{N}(\lambda m + c, \lambda^2 \sigma^2)$ .

- se  $X$  ha densità gaussiana  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ , la sua standardizzata

$$\frac{X - m}{\sigma} \quad \text{ha densità continua } \mathcal{N}(0, 1),$$

pertanto detta anche densità **gaussiana standard**, che ha densità

$$\exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \quad \text{per } x \in \mathbb{R}.$$

- Se  $\lambda = 0$ , la variabile  $\lambda X + c = c$  è costante. Per uniformare le notazioni, si conviene di considerare anche le variabili costanti come caso *degenere* di una densità gaussiana.

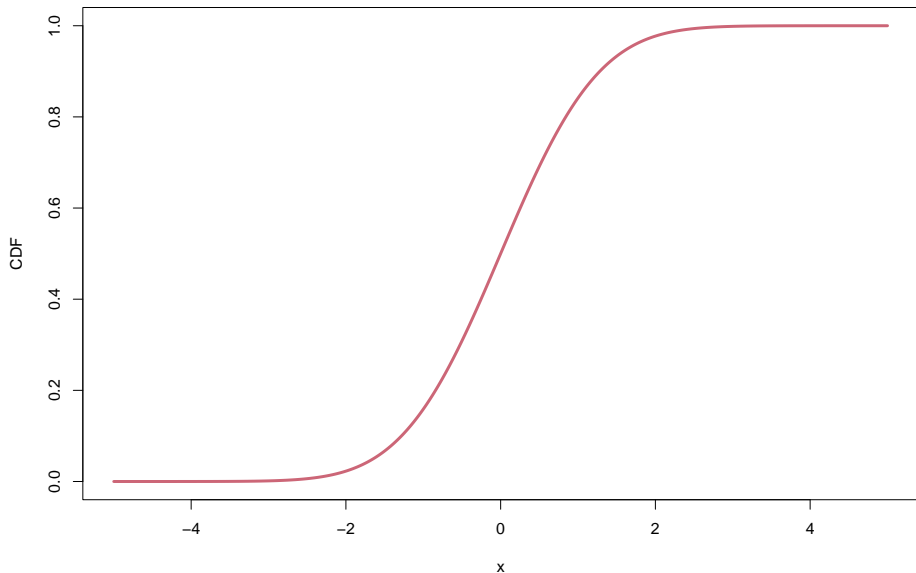
# Dimostrazione



# CDF

La funzione di ripartizione gaussiana (anche nel caso standard) non è esprimibile in termini di funzioni elementari.

- Il comando R per ottenerne i valori è `pnorm()`.



**Figure 6:** CDF di una variabile gaussiana standard

# MGF e funzione caratteristica

Sia  $X$  una variabile con densità continua  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ . Allora

$$\text{MGF}_X(t) = \exp\left(mt + \frac{\sigma^2}{2}t^2\right),$$

e

$$\varphi_X(\xi) = \exp\left(im\xi - \frac{\sigma^2}{2}\xi^2\right).$$

# Dimostrazione

# Problemi

L'orario d'arrivo a lezione degli studenti di ingegneria robotica segue approssimativamente una distribuzione gaussiana di media 8:25 e deviazione standard 5 minuti. Preso uno studente a caso,

- 1 calcolare la probabilità che arrivi dopo l'inizio delle lezioni (8:30);
- 2 calcolare il ritardo medio (in minuti).

Esprimere eventualmente i risultati come opportuni integrali o indicare un comando R per il calcolo numerico.





L'altezza degli studenti (maschi) del corso di ingegneria è rappresentata da una distribuzione gaussiana di media 175 cm e deviazione standard 10 cm. L'altezza delle studentesse (femmine) è pure una gaussiana di media 160 cm con deviazione standard 10 cm. Preso uno/a studente a caso, si osserva che è alto/a 165 cm. Dire se è più probabile che sia maschio o femmina,

- 1 senza conoscere la percentuale di studenti maschi e femmina nel corso;
- 2 sapendo anche che i maschi rappresentano il 70% degli studenti di ingegneria e il 30% è femmina (solo per semplicità di calcolo escludiamo le persone non identificate in uno dei due generi).







