

Probabilità e Processi Stocastici (455AA)

Lezione 9

Dario Trevisan – <https://web.dm.unipi.it/trevisan>

20/10/2025

Prova scritta 24 Novembre Iscrivetevi su esami.unipi.it

Covarianza

► Varianza $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$

- ▶ *Varianza* $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$
- ▶ *Deviazione standard* $\sigma_X = \sqrt{\text{Var}(X)}$

- ▶ *Varianza* $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$
- ▶ *Deviazione standard* $\sigma_X = \sqrt{\text{Var}(X)}$
- ▶ Diseguaglianza di Chebychev

$$P(|X - \mathbb{E}[X]| \leq k\sigma_X) \geq 1 - \frac{1}{k^2}$$

- ▶ *Varianza* $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$
- ▶ *Deviazione standard* $\sigma_X = \sqrt{\text{Var}(X)}$
- ▶ Diseguaglianza di Chebychev

$$P(|X - \mathbb{E}[X]| \leq k\sigma_X) \geq 1 - \frac{1}{k^2}$$

- ▶ *Covarianza* $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$

▮ Positivamente / Negativamente correlate

Matrice delle covarianze

Dato un vettore aleatorio $X = (X_1, \dots, X_d) \in \mathbb{R}^d$, si definisce la matrice delle covarianze di X la matrice di numeri reali $\Sigma_X \in \mathbb{R}^{d \times d}$

$$(\Sigma_X)_{i,j} = \text{Cov}(X_i, X_j) = \mathbb{E}[X_i X_j] - \mathbb{E}[X_i] \mathbb{E}[X_j] \quad \text{per } i, j \in \{1, \dots, d\}.$$

► Notazioni alternative: $\text{Var}(X)$, K_{XX} o Q_X .

Proprietà

- ▶ La matrice delle covarianze è simmetrica $\Sigma_X = \Sigma_X^T$, dove T indica l'operazione di trasposizione.

Proprietà

- ▶ La matrice delle covarianze è simmetrica $\Sigma_X = \Sigma_X^T$, dove T indica l'operazione di trasposizione.
- ▶ (trasformazioni affini) Sia $X \in \mathbb{R}^d$ e

$$Y = AX + b \quad \text{ossia} \quad Y_i = \sum_{j=1}^d A_{ij} X_j + b_i,$$

dove $A \in \mathbb{R}^{k \times d}$ è una matrice e $b \in \mathbb{R}^k$ è un vettore (costanti).
Vale

$$\Sigma_{AX+b} = A \Sigma_X A^T.$$

Proprietà

- ▶ La matrice delle covarianze è simmetrica $\Sigma_X = \Sigma_X^T$, dove T indica l'operazione di trasposizione.
- ▶ (trasformazioni affini) Sia $X \in \mathbb{R}^d$ e

$$Y = AX + b \quad \text{ossia} \quad Y_i = \sum_{j=1}^d A_{ij} X_j + b_i,$$

dove $A \in \mathbb{R}^{k \times d}$ è una matrice e $b \in \mathbb{R}^k$ è un vettore (costanti).
Vale

$$\Sigma_{AX+b} = A \Sigma_X A^T.$$

- ▶ In particolare, se $k = 1$ e $A = v^T$, con $v \in \mathbb{R}^d$, si ottiene che

$$\text{Var}(v \cdot X) = \Sigma_{v \cdot X} = \underline{v^T \Sigma_X v} \geq 0$$

ossia Σ_X è (semi-)definita positiva.

Dimostrazione

$$v^T \Sigma_X v = \text{Var}(v \cdot X)$$

$$\begin{aligned}\text{Var}(v \cdot X) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^d v_i X_i\right) = \\&= \text{Cov}\left(\sum_{i=1}^d v_i X_i, \sum_{j=1}^d v_j X_j\right) \\&= \sum_{j=1}^d v_j \text{Cov}\left(\sum_{i=1}^d v_i X_i, X_j\right) \\&= \sum_{j=1}^d v_j \sum_{i=1}^d v_i \underbrace{\text{Cov}(X_i, X_j)}_{\sum_{i,j}''} \\&= \sum_{i,j}'' v_i v_j = v^T \Sigma v\end{aligned}$$

Conseguenze: il coefficiente di correlazione

- Nel caso $d = 2$, scrivendo (X, Y) per la variabile congiunta di due variabili reali X, Y , la matrice delle covarianze è esplicitamente

$$\Sigma_{(X,Y)} = \begin{pmatrix} \text{Var}(X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(X, Y) & \text{Var}(Y) \end{pmatrix}.$$

↓
↗ ≥ 0

$$0 \leq \det \Sigma_{(X,Y)} = \text{Var}(X)\text{Var}(Y) - (\text{Cov}(X,Y))^2$$

$$(\text{Cov}(X,Y))^2 \leq \text{Var}(X)\text{Var}(Y)$$

$$\left| \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \right| \leq \frac{\sigma_X \sigma_Y}{\sigma_X \sigma_Y} = 1$$

Conseguenze: il coefficiente di correlazione

- ▶ Nel caso $d = 2$, scrivendo (X, Y) per la variabile congiunta di due variabili reali X, Y , la matrice delle covarianze è esplicitamente

$$\Sigma_{(X,Y)} = \begin{pmatrix} \text{Var}(X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(X, Y) & \text{Var}(Y) \end{pmatrix}.$$

- ▶ Essendo semidefinita positiva, il suo determinante è positivo (o nullo):

$$\det(\Sigma_{(X,Y)}) = \text{Var}(X) \text{Var}(Y) - (\text{Cov}(X, Y))^2 \geq 0,$$

Conseguenze: il coefficiente di correlazione

- ▶ Nel caso $d = 2$, scrivendo (X, Y) per la variabile congiunta di due variabili reali X, Y , la matrice delle covarianze è esplicitamente

$$\Sigma_{(X,Y)} = \begin{pmatrix} \text{Var}(X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(X, Y) & \text{Var}(Y) \end{pmatrix}.$$

- ▶ Essendo semidefinita positiva, il suo determinante è positivo (o nullo):

$$\det(\Sigma_{(X,Y)}) = \text{Var}(X) \text{Var}(Y) - (\text{Cov}(X, Y))^2 \geq 0,$$

- ▶ ossia, dopo alcune operazioni elementari

$$\rho_{XY} := \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \in [-1, 1].$$

Conseguenze: il coefficiente di correlazione

- ▶ Nel caso $d = 2$, scrivendo (X, Y) per la variabile congiunta di due variabili reali X, Y , la matrice delle covarianze è esplicitamente

$$\Sigma_{(X,Y)} = \begin{pmatrix} \text{Var}(X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(X, Y) & \text{Var}(Y) \end{pmatrix}.$$

- ▶ Essendo semidefinita positiva, il suo determinante è positivo (o nullo):

$$\det(\Sigma_{(X,Y)}) = \text{Var}(X) \text{Var}(Y) - (\text{Cov}(X, Y))^2 \geq 0,$$

- ▶ ossia, dopo alcune operazioni elementari

$$\rho_{XY} := \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \in [-1, 1].$$

- ▶ ρ_{XY} è il *coefficiente di correlazione* (o indice di correlazione di Pearson).

Standardizzazione nel caso vettoriale

Il teorema **spettrale** permette di decomporre

$$\Sigma_X = U^T D U, \leadsto U \Sigma_X U^T = \cancel{U^T U} D \cancel{U U^T} = D$$

dove $U \in \mathbb{R}^{d \times d}$, è ortogonale $U^T U = Id$ e D è diagonale (gli autovalori di Σ_X).

- La trasformazione UX , corrisponde ad un cambio di coordinate e trasforma la covarianza

$$\Sigma_{UX} = U \Sigma_X U^T = D$$

ossia le componenti di UX sono a due a due non correlate.

- Se D è invertibile si può definire una *standardizzazione* di X

$$\hat{X} = \sqrt{D}^{-1} U(X - \mathbb{E}[X])$$

dove \sqrt{D} è la matrice diagonale con entrate date dalla radice quadrata di quelle di D . ↑

$$\mathbb{E}[\hat{X}] = 0 \quad \underline{\text{Var}(\hat{X}) = Id}$$

- Se D è invertibile si può definire una *standardizzazione* di X

$$\hat{X} = \sqrt{D}^{-1} U(X - \mathbb{E}[X])$$

dove \sqrt{D} è la matrice diagonale con entrate date dalla radice quadrata di quelle di D .

- Usando le proprietà del vettore delle medie e della varianza, si ha

$$\mathbb{E}[\hat{X}] = 0 \in \mathbb{R}^d \quad \text{e} \quad \Sigma_{\hat{X}} = Id.$$

- ▶ Se D è invertibile si può definire una *standardizzazione* di X

$$\hat{X} = \sqrt{D}^{-1} U(X - \mathbb{E}[X])$$

dove \sqrt{D} è la matrice diagonale con entrate date dalla radice quadrata di quelle di D .

- ▶ Usando le proprietà del vettore delle medie e della varianza, si ha

$$\mathbb{E}[\hat{X}] = 0 \in \mathbb{R}^d \quad \text{e} \quad \Sigma_{\hat{X}} = Id.$$

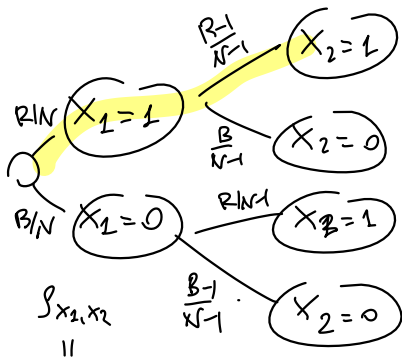
- ▶ Attenzione! quando si passa alle osservazioni di un campione, la *standardizzazione* si riferisce all'operazione effettuata sulle marginali (comando `scale()` in R).

Problema

Un'urna contiene N palline di cui R rosse e $B = N - R$ blu. Si effettuano $n \leq N$ estrazioni senza rimpiazzo e si pone $X_i \in \{0, 1\}$ la variabile indicatrice dell'evento "l'esito della estrazione i è una pallina rossa".

1. Calcolare il coefficiente di correlazione tra X_1 e X_2 . Sono indipendenti?
2. Calcolare la matrice delle covarianze del vettore $(X_i)_{i=1}^n$.
3. Calcolare valor medio e varianza del numero totale Y di palline rosse estratte nelle n estrazioni.
4. La variabile Y è positivamente, negativamente o non correlata con X_1 ?

(1) X_1, X_2



$$\text{Cor}(X_1, X_2) = -\frac{\frac{R}{N} \cdot \frac{B}{N} \cdot \frac{1}{N-1}}{\sqrt{\frac{R}{N} \cdot \frac{B}{N} \cdot \frac{R}{N} \cdot \frac{B}{N}}} = -\frac{1}{N-1}$$

(X_2) — (X_2)

$$\text{Cor}(X_1, X_2) < 0 ?$$

$$\mathbb{E}[X_1 X_2] - \mathbb{E}[X_1] \mathbb{E}[X_2]$$

$$\begin{aligned} & \frac{R}{N} \cdot \frac{R-1}{N-1} - \frac{R}{N} \cdot \frac{B}{N} = \\ &= \frac{R}{N} \frac{(R-1)N - R(N-1)}{N(N-1)} \\ &= \frac{R}{N} \frac{R-N}{N(N-1)} = -\frac{RB}{N^2(N-1)} \\ &= -\frac{R}{N} \cdot \frac{B}{N} \cdot \frac{1}{N-1} \end{aligned}$$

② Matrice delle covarianze

Usiamo il seguente fatto la legge congiunta di due estrazioni diverse (X_i, X_j) è la stessa delle estrazioni (X_1, X_2) (esempio (X_2, X_3))

$$\Rightarrow \text{Cov}(X_i, X_j) = \mathbb{E}[X_i X_j] - \mathbb{E}[X_i] \mathbb{E}[X_j] \quad \begin{matrix} \text{congiunta} & \text{marginali} \\ \uparrow & \uparrow \end{matrix} \quad \begin{matrix} (X_2, X_3) \\ ?? \\ (X_1, X_2) \end{matrix}$$
$$= \text{Cov}(X_1, X_2)$$

$$\Sigma_X = \begin{pmatrix} \ddots & \ddots & -\frac{R B}{N N} \\ -\frac{R B}{N N} & \ddots & \ddots \end{pmatrix} \quad \text{diagonale} \rightarrow \frac{R B}{N N} = \text{Var}(X_i)$$

③ $Y =$ numero di "successi" in n esperimenti

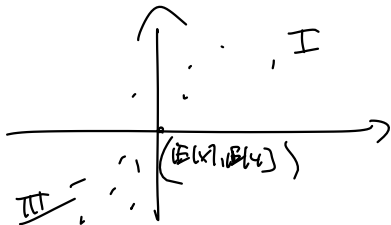
$$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

$$E[Y] = E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n E[X_i] = n \cdot \frac{R}{N}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j) \\ &= \underbrace{n \frac{R}{N} \frac{B}{N}}_{\text{varianza di una singola osservazione}} - n(n-1) \cdot \frac{R}{N} \frac{B}{N} \frac{1}{N-1} \end{aligned}$$

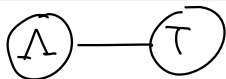
$$\begin{aligned}
 (4) \quad \text{Cov}(X_1, Y) &= \text{Cov}(X_1, \sum_{i=1}^n X_i) \\
 &= \sum_{i=1}^n \text{Cov}(X_1, X_i) = \frac{R}{N} \frac{B}{N} - (n-1) \frac{R}{N} \frac{B}{N} \frac{1}{N-1} \\
 &= \frac{R}{N} \frac{B}{N} \left(1 - \frac{n-1}{N-1} \right)
 \end{aligned}$$

$$\text{Se } n \leq N \rightarrow n-1 \leq N-1 \rightarrow \frac{n-1}{N-1} \leq 1$$



$$1 - \frac{n-1}{N-1} \geq 1 - 1 \geq 0$$

Problema



La durata della batteria di un drone è rappresentata tramite una variabile aleatoria T avente densità esponenziale di un parametro Λ , non del tutto noto e quindi rappresentato tramite una variabile aleatoria, anch'essa esponenziale, di parametro 1. *

1. Dire se le variabili (Λ, T) sono tra loro indipendenti.
2. Calcolare il coefficiente di correlazione tra Λ e T .
3. Si osserva che $T \geq 1$. Come cambia la densità di T ? e di Λ ? e il coefficiente di correlazione?

* Cambiare densità

$$p(\Lambda = \lambda) = \frac{\lambda^2}{2} \exp(-\lambda) \quad \lambda > 0$$

$$(1) \quad (\Lambda) \longrightarrow (T) \quad p(\Lambda, T) = p(\Lambda) p(T|\Lambda) \\ = \text{Exp}(1) \cdot \text{Exp}(\Lambda)$$

$$p(\Lambda=\lambda, T=t) = \exp(-\lambda) \cdot \lambda \exp(-\lambda t) \quad \left| \begin{array}{l} \lambda \geq 0 \\ t \geq 0 \end{array} \right|$$

$$p(T=t | \Lambda=\lambda) \quad \underline{\text{dipende da } \lambda} \Rightarrow \text{Non Sono indipendenti}$$

$$(2) \quad \mathbb{E}[\Lambda], \mathbb{E}[T], \mathbb{E}[\Lambda T] \\ \mathbb{E}[\Lambda^2], \mathbb{E}[T^2]$$

$$\mathbb{E}[\Lambda] = \mathbb{E}[\text{Exp}(1)] = 1$$

$$\mathbb{E}[\Lambda^2] = \mathbb{E}[\text{Exp}(1)^2] = \int_0^{+\infty} \lambda^2 \exp(-\lambda) d\lambda = 2$$

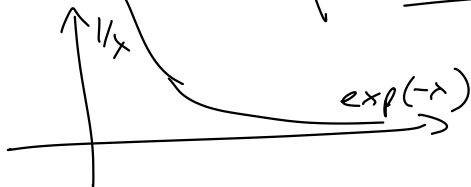
$$E[T] = \int_0^{+\infty} E[T|\Lambda=\lambda] p(\Lambda=\lambda) d\lambda$$

$$\Lambda \rightarrow T$$

disintegrazione

$$\exp(\lambda)$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\lambda} \exp(-\lambda) d\lambda = +\infty$$



Λ è priori
troppo pesante
su i valori
 λ piccoli

$$\begin{aligned}
 \textcircled{1*} \quad \mathbb{E}[\Lambda] &= \int_0^{+\infty} \lambda \frac{\lambda^2}{2} \exp(-\lambda) d\lambda = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} \lambda^3 \underbrace{\exp(-\lambda) d\lambda}_{\frac{d}{d\lambda}(-\exp(-\lambda))} \\
 &= +\frac{1}{2} \int_0^{+\infty} \left(\frac{d}{d\lambda} \lambda^3 \right) e^{-\lambda} d\lambda \\
 &= \frac{3}{2} \int_0^{+\infty} \lambda^2 e^{-\lambda} d\lambda = 3
 \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}[\Lambda^2] = \int_0^{+\infty} \lambda^2 \frac{\lambda^2}{2} \exp(-\lambda) d\lambda \stackrel{\text{IBP}}{=} 4 \int_0^{+\infty} \lambda^3 \frac{e^{-\lambda}}{2} d\lambda = 4 \cdot 3$$

$$\text{Var}(\Lambda) = 4 \cdot 3 - 3^2 = \underline{\underline{3}}$$

$$(2^*) \quad \mathbb{E}[T] = \int_0^{+\infty} \mathbb{E}[T | \Lambda = \lambda] \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda} d\lambda$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\cancel{\lambda}} \cdot \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda} d\lambda = \frac{1}{2}$$

$$\mathbb{E}[T^2] = \int_0^{+\infty} \mathbb{E}[T^2 | \Lambda = \lambda] \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda} d\lambda$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{\cancel{\lambda}}{\cancel{\lambda}} \cdot \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda} d\lambda = 1$$

$$\left. \begin{aligned} \text{Var}(Z) &= \mathbb{E}[Z^2] - \mathbb{E}[Z]^2 \end{aligned} \right\} \quad \text{Var}(T) = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{3}{4}$$

$$\begin{aligned}
 E[\Delta T] &= \int_0^{+\infty} E[\Delta T | \Delta = \lambda] \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda} d\lambda \\
 &= \int_0^{+\infty} \lambda \underbrace{E[T | \Delta = \lambda]}_{\frac{1}{\lambda}} \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda} d\lambda
 \end{aligned}$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda} d\lambda = 1$$

$$\text{Cov}(\Delta, T) = E[\Delta T] - E[\Delta] E[T]$$

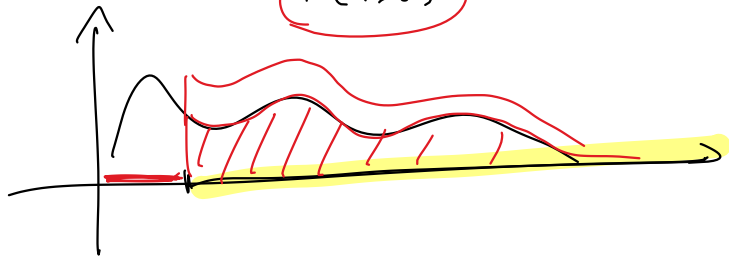
$$= 1 - 3 \cdot \frac{1}{2} = -\frac{1}{2} < 0$$

$$\text{Cor}(\Delta, T) = \frac{-1/2}{\sqrt{3 \cdot 3/4}} = -\frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3} = \left(-\frac{1}{3}\right)$$

(3*)

$$P(T=t | T \geq 1) = \frac{P(T=t, T \geq 1)}{P(T \geq 1)}$$

$$= \begin{cases} 0 & \text{se } t < 1 \\ \frac{P(T=t)}{P(T \geq 1)} & \text{se } t \geq 1 \end{cases}$$



$$p(T=t, \Lambda=\lambda \mid T \geq 1) = \begin{cases} 0 & \text{se } t < 1 \\ \frac{p(T=t, \Lambda=\lambda)}{P(T \geq 1)} & \text{altrimenti} \end{cases}$$

per conoscere la costante di Λ dobbiamo integrare

$$\begin{aligned} p(\Lambda=\lambda \mid T \geq 1) &= \int_0^{+\infty} p(T=t, \Lambda=\lambda \mid T \geq 1) dt \\ &= \int_1^{+\infty} \frac{p(T=t, \Lambda=\lambda)}{P(T \geq 1)} dt \end{aligned}$$

Momenti

$$E[x], \quad E[x^2], \quad \dots$$

Approssimazione della legge tramite polinomi

Supponiamo di dover approssimare $\mathbb{E}[g(X)]$, dove $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ è una funzione regolare.

- Consideriamo uno sviluppo di Taylor per g

$$g(x) \sim a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_kx^k$$

dove $a_i \in \mathbb{R}$ sono costanti, e per la linearità del valor medio

$$\mathbb{E}[g(X)] \sim a_0 + a_1\mathbb{E}[X] + a_2\mathbb{E}[X^2] + \dots + a_k\mathbb{E}[X^k].$$



Approssimazione della legge tramite polinomi

Supponiamo di dover approssimare $\mathbb{E}[g(X)]$, dove $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ è una funzione regolare.

- Consideriamo uno sviluppo di Taylor per g

$$g(x) \sim a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_kx^k$$

dove $a_i \in \mathbb{R}$ sono costanti, e per la linearità del valor medio

$$\mathbb{E}[g(X)] \sim a_0 + a_1\mathbb{E}[X] + a_2\mathbb{E}[X^2] + \dots + a_k\mathbb{E}[X^k].$$

- Problemi:

Approssimazione della legge tramite polinomi

Supponiamo di dover approssimare $\mathbb{E}[g(X)]$, dove $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ è una funzione regolare.

- Consideriamo uno sviluppo di Taylor per g

$$g(x) \sim a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_kx^k$$

dove $a_i \in \mathbb{R}$ sono costanti, e per la linearità del valor medio

$$\mathbb{E}[g(X)] \sim a_0 + a_1\mathbb{E}[X] + a_2\mathbb{E}[X^2] + \dots + a_k\mathbb{E}[X^k].$$

- Problemi:

1. determinare un polinomio approssimante per g

Approssimazione della legge tramite polinomi

Supponiamo di dover approssimare $\mathbb{E}[g(X)]$, dove $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ è una funzione regolare.

- Consideriamo uno sviluppo di Taylor per g

$$g(x) \sim a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_kx^k$$

dove $a_i \in \mathbb{R}$ sono costanti, e per la linearità del valor medio

$$\mathbb{E}[g(X)] \sim a_0 + a_1\mathbb{E}[X] + a_2\mathbb{E}[X^2] + \dots + a_k\mathbb{E}[X^k].$$

- Problemi:

1. determinare un polinomio approssimante per g
2. calcolare i valor medi $\mathbb{E}[X]$, $\mathbb{E}[X^2]$, \dots , $\mathbb{E}[X^k]$

I momenti

Sia $X \in \mathbb{R}$ una variabile aleatoria. Per ogni $k \in \mathbb{N}$, si dice **momento di ordine k** (o momento k -esimo) di X la quantità

$$\mathbb{E}[X^k],$$

se è ben definita (ricordiamo che si richiede che la serie o l'integrale che definisce $\mathbb{E}[X^k]$ debba convergere).

► se X ha densità (discreta o continua) vale

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

Momento secondo e varianza, terzo

- La varianza è scrivibile come combinazione del momento secondo e dal momento primo:

$$\mathbb{E} \left[X^2 \right] = \text{Var} (X) + (\mathbb{E} [X])^2,$$

Momento secondo e varianza, terzo

- La varianza è scrivibile come combinazione del momento secondo e dal momento primo:

$$\mathbb{E}[X^2] = \text{Var}(X) + (\mathbb{E}[X])^2,$$

- Per gli ordini successivi si considerano anche i momenti della variabile standardizzata

$$X' = (X - \mathbb{E}[X])/\sigma_X.$$

Momento secondo e varianza, terzo

- La varianza è scrivibile come combinazione del momento secondo e dal momento primo:

$$\mathbb{E}[X^2] = \text{Var}(X) + (\mathbb{E}[X])^2,$$

- Per gli ordini successivi si considerano anche i momenti della variabile standardizzata

$$X' = (X - \mathbb{E}[X])/\sigma_X.$$

- il suo momento terzo è detto **skewness** di X (e indica eventuale asimmetria della densità rispetto alla media)

Momento secondo e varianza, terzo

- La varianza è scrivibile come combinazione del momento secondo e dal momento primo:

$$\mathbb{E}[X^2] = \text{Var}(X) + (\mathbb{E}[X])^2,$$

- Per gli ordini successivi si considerano anche i momenti della variabile standardizzata

$$X' = (X - \mathbb{E}[X])/\sigma_X.$$

- il suo momento terzo è detto **skewness** di X (e indica eventuale asimmetria della densità rispetto alla media)
- il momento quarto è detto **kurtosi**.

La funzione generatrice dei momenti

Data $X \in \mathbb{R}$ una variabile aleatoria reale, si definisce la sua **funzione generatrice dei momenti** (in inglese *moment generating function*, **MGF**) la funzione $\text{MGF}_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty]$, che associa

$$t \mapsto \text{MGF}_X(t) = \mathbb{E} \left[e^{tX} \right].$$

- Per ciascun $t \in \mathbb{R}$, il valor medio si calcola quindi come

$$\text{MGF}_X(t) = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} e^{tx} P(X=x) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{x \in \mathbb{R}} e^{tx} p(X=x) dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

↓
trasf di Laplace della $f(x) = p(X=x)$

La funzione generatrice dei momenti

Data $X \in \mathbb{R}$ una variabile aleatoria reale, si definisce la sua **funzione generatrice dei momenti** (in inglese *moment generating function*, **MGF**) la funzione $\text{MGF}_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty]$, che associa

$$t \mapsto \text{MGF}_X(t) = \mathbb{E} \left[e^{tX} \right].$$

- ▶ Per ciascun $t \in \mathbb{R}$, il valor medio si calcola quindi come

$$\text{MGF}_X(t) = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} e^{tx} P(X = x) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{x \in \mathbb{R}} e^{tx} p(X = x) dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

- ▶ Se per qualche $t \in \mathbb{R}$ l'integrale o la serie che definiscono il valor medio di $\mathbb{E} \left[e^{tX} \right]$ non convergono, si pone $\text{MGF}_X(t) = \infty$.

La funzione generatrice dei momenti

Data $X \in \mathbb{R}$ una variabile aleatoria reale, si definisce la sua **funzione generatrice dei momenti** (in inglese *moment generating function*, **MGF**) la funzione $\text{MGF}_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty]$, che associa

$$t \mapsto \text{MGF}_X(t) = \mathbb{E} \left[e^{tX} \right].$$

- ▶ Per ciascun $t \in \mathbb{R}$, il valor medio si calcola quindi come

$$\text{MGF}_X(t) = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} e^{tx} P(X = x) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{x \in \mathbb{R}} e^{tx} p(X = x) dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

- ▶ Se per qualche $t \in \mathbb{R}$ l'integrale o la serie che definiscono il valor medio di $\mathbb{E} \left[e^{tX} \right]$ non convergono, si pone $\text{MGF}_X(t) = \infty$.
- ▶ Per $t = 0$,

$$\text{MGF}_X(0) = \mathbb{E} \left[e^{0 \cdot X} \right] = \mathbb{E} [1] = 1.$$

Esempi

$$\begin{aligned} \text{MGF}_X(t) &= \int_0^{+\infty} \underbrace{e^{tx}} \underbrace{e^{-\lambda x} \lambda}_{\text{densità}} dx = \int_0^{+\infty} e^{-(\lambda-t)x} \lambda dx \\ &= \lambda \int_0^{+\infty} e^{-(\lambda-t)x} dx = \begin{cases} \frac{\lambda}{\lambda-t} & \text{se } t < \lambda \\ +\infty & \text{se } t \geq \lambda \end{cases} \end{aligned}$$

Sia $X \in \mathbb{R}$ con densità continua esponenziale di parametro $\lambda > 0$.

Allora

$$\text{MGF}_X(t) = \begin{cases} \frac{1}{1-t/\lambda} & \text{se } t < \lambda \\ +\infty & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Esempi

Bernoulli(p)

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[e^{tx}] &= e^{t \cdot 1} \cdot P(x=1) + \\ &\quad + e^{t \cdot 0} P(x=0) \\ &= e^t p + (1-p) \\ &= 1 + p(e^t - 1)\end{aligned}$$

Poisson(λ)

$$\begin{aligned}P(x=k) &= \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\ \text{MGF}_X(t) = \mathbb{E}[e^{tx}] &= \sum_{k=0}^{\infty} e^{tk} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^t \lambda)^k}{k!}\end{aligned}$$

Esempi

$$\leadsto \text{MGF}_X(t) = e^{-\lambda} e^{e^t \lambda} = \exp(\lambda(e^t - 1))$$

Proprietà della MGF

Siano $X, Y \in \mathbb{R}$ variabili aleatorie e $a, b \in \mathbb{R}$ costanti. Allora

1. $\text{MGF}_{aX+b}(t) = e^{tb} \text{MGF}_X(at)$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\exp(t(ax+b))] &= \exp(tb) \mathbb{E}[\exp(atx)] \\ &= \exp(tb) \text{MGF}_X(at) \end{aligned}$$

Proprietà della MGF

Siano $X, Y \in \mathbb{R}$ variabili aleatorie e $a, b \in \mathbb{R}$ costanti. Allora

1. $\text{MGF}_{aX+b}(t) = e^{tb} \text{MGF}_X(at)$
2. Se X, Y sono indipendenti, allora
 $\text{MGF}_{X+Y}(t) = \text{MGF}_X(t) \text{MGF}_Y(t).$

$$\mathbb{E}[\exp(t \underbrace{(X+Y)}_{\text{sum}})] = \mathbb{E}[\underbrace{\exp(tX)}_{f(X)} \underbrace{\exp(tY)}_{g(Y)}]$$

Dalla MGF ai momenti

Sia $X \in \mathbb{R}$ tale che $\text{MGF}_X(t) < \infty$ per ogni $t \in (-\varepsilon, \varepsilon)$, per qualche $\varepsilon > 0$. Allora, per ogni $k \in \mathbb{N}$, X ha momento di ordine k ben definito e vale

$$\frac{d^k}{d^k t} \text{MGF}_X(0) = \mathbb{E}[X^k].$$

- Per calcolare il momento di ordine k è quindi sufficiente derivare k volte la $\text{MGF}_X(t)$ e successivamente porre $t = 0$.

Dimostrazione (cenno)

$$MGF_X(t) = E[e^{tx}] = E\left[\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(tx)^k}{k!}\right]$$

$$= \sum_{k=0}^{+\infty} E\left[\frac{(tx)^k}{k!}\right]$$

$$= \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{t^k}{k!} E[x^k]$$

$$MGF_X(t) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{t^k}{k!} = \sum_{k=0}^{+\infty} \left(\frac{d^k}{(dt)^k} MGF_X(0) \right) \frac{t^k}{k!}$$

Il caso vettoriale

Si può estendere il concetto di momento a variabili vettoriali $X \in \mathbb{R}^d$, considerando prodotti delle marginali.

- ▶ Il momento primo corrisponde al vettore dei valor medi,

Il caso vettoriale

Si può estendere il concetto di momento a variabili vettoriali $X \in \mathbb{R}^d$, considerando prodotti delle marginali.

- ▶ Il momento primo corrisponde al vettore dei valor medi,
- ▶ il vettore secondo alla collezione

$$\mathbb{E}[X_i X_j] \quad \text{per } i, j \in \{1, \dots, d\} \text{ (anche } i = j)$$

Il caso vettoriale

Si può estendere il concetto di momento a variabili vettoriali $X \in \mathbb{R}^d$, considerando prodotti delle marginali.

- ▶ Il momento primo corrisponde al vettore dei valor medi,
- ▶ il vettore secondo alla collezione

$$\mathbb{E}[X_i X_j] \quad \text{per } i, j \in \{1, \dots, d\} \text{ (anche } i = j)$$

- ▶ il momento terzo

$$\mathbb{E}[X_i X_j X_k] \quad \text{per } i, j, k \in \{1, \dots, d\}.$$

Il caso vettoriale

Si può estendere il concetto di momento a variabili vettoriali $X \in \mathbb{R}^d$, considerando prodotti delle marginali.

- ▶ Il momento primo corrisponde al vettore dei valori medi,
- ▶ il vettore secondo alla collezione

$$\mathbb{E}[X_i X_j] \quad \text{per } i, j \in \{1, \dots, d\} \text{ (anche } i = j)$$

- ▶ il momento terzo

$$\mathbb{E}[X_i X_j X_k] \quad \text{per } i, j, k \in \{1, \dots, d\}.$$

- ▶ La MGF di X vettoriale è funzione di $t = (t_1, t_2, \dots, t_d) \in \mathbb{R}^d$,

$$\text{MGF}_X(t) = \mathbb{E} \left[\exp \left(\sum_{i=1}^d t_i X_i \right) \right].$$

- $\text{MGF}_{AX+b}(t) = e^{t \cdot b} \text{MGF}_X(A^T t)$

- $\text{MGF}_{X+Y}(t) = \text{MGF}_X(t) \text{MGF}_Y(t)$ se X, Y independent

- $$\mathbb{E} \left[\prod_{i=1}^d X_i^{k(i)} \right] = \frac{d^{k_1 + \dots + k_d}}{\prod_{i=1}^d (d t_i)^{k(i)}} \text{MGF}_X(0)$$

Richiami sulla trasformata di Fourier

Caso finito

Fissano $n \in \mathbb{N}$, si consideri un *segnale* definito (o misurato) su un intervallo discreto di n valori

$$g : \{0, 1, \dots, (n-1)\} \rightarrow \mathbb{C}, \quad t \mapsto g(t).$$

Si definisce la sua *trasformata di Fourier* come la funzione

$$\hat{g} : \{0, 1, \dots, (n-1)\} \rightarrow \mathbb{C}, \quad \xi \mapsto \hat{g}(\xi) := \sum_{t=0}^{n-1} g(t) e^{-2\pi i t \xi / n}.$$

- Il dominio della g può essere pensato come un insieme di tempi

Caso finito

Fissano $n \in \mathbb{N}$, si consideri un *segnale* definito (o misurato) su un intervallo discreto di n valori

$$g : \{0, 1, \dots, (n-1)\} \rightarrow \mathbb{C}, \quad t \mapsto g(t).$$

Si definisce la sua *trasformata di Fourier* come la funzione

$$\hat{g} : \{0, 1, \dots, (n-1)\} \rightarrow \mathbb{C}, \quad \xi \mapsto \hat{g}(\xi) := \sum_{t=0}^{n-1} g(t) e^{-2\pi i t \xi / n}.$$

- ▶ Il dominio della g può essere pensato come un insieme di tempi
- ▶ il dominio di \hat{g} come *frequenze* ξ (precisamente, le frequenze sarebbero ξ/n , mentre le frequenze angolari $2\pi\xi/n$)

Notazione matriciale

Interpetiamo $g = (g(t))_{t=0}^{n-1}$ e $(\hat{g}(\xi))_{\xi=0}^{n-1}$ come vettori in \mathbb{C}^n : allora $\hat{g} = Fg$, dove $F \in \mathbb{C}^{n \times n}$

$$F_{\xi t} = e^{-2\pi i t \xi / n}.$$

La matrice F è *unitaria*, ossia l'inversa di F è la sua trasposta coniugata (a meno di una costante $1/n$). Per s , $t \in \{0, 1, \dots, n-1\}$,

$$(\bar{F}^T F)_{st} = \sum_{\xi=0}^{n-1} e^{2\pi i s \xi / n} e^{-2\pi i t \xi / n} = \begin{cases} n & \text{se } s = t \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

Per dimostrarlo basta ricordare la somma geometrica $\sum_{j=0}^{k-1} z^j = (z^k - 1)/(z - 1)$ e il fatto che $e^{2\pi i} = 1$.

Formula di inversione

Come prima conseguenza otteniamo la formula di inversione

$$g = \frac{1}{n} \bar{F}^t F g,$$

che esplicitamente diventa

$$g(t) = \frac{1}{n} \sum_{\xi=0}^{n-1} \hat{g}(\xi) e^{2\pi i \xi t / n}.$$

Identità dell'energia

Una seconda conseguenza è il fatto che la norma (Euclidea) del vettore g coincide (a meno di un fattore $1/n$) con quella del vettore \hat{g} , perché

$$|\hat{g}|^2 = \bar{F} g^T F g = \bar{g}^T \bar{F}^T F g = n \bar{g}^T g = n |g|^2.$$

- La norma $|g|^2$ può essere interpretata come una *energia* del segnale g , di conseguenza l'identità sopra mostra che la stessa energia può essere ottenuta sommando le energie associate alle singole frequenze, ossia $|\hat{g}(\xi)|^2$ (e dividendo per n).

Calcolo mediante R della trasformata di Fourier

- ▶ Tutte le trasformate di Fourier che si calcolano numericamente sono ridotte al caso di tempi finiti.

Calcolo mediante R della trasformata di Fourier

- ▶ Tutte le trasformate di Fourier che si calcolano numericamente sono ridotte al caso di tempi finiti.
- ▶ Per questo vi sono algoritmi particolarmente veloci, che in R si possono usare mediante la funzione `fft()`.

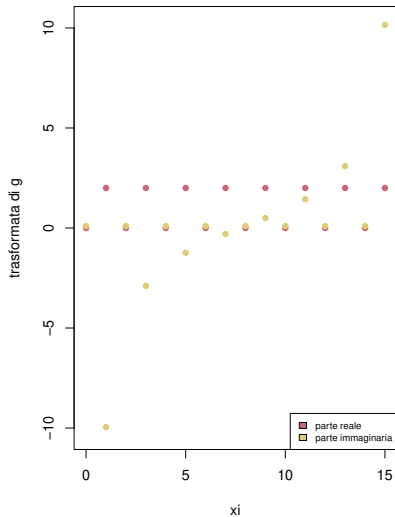
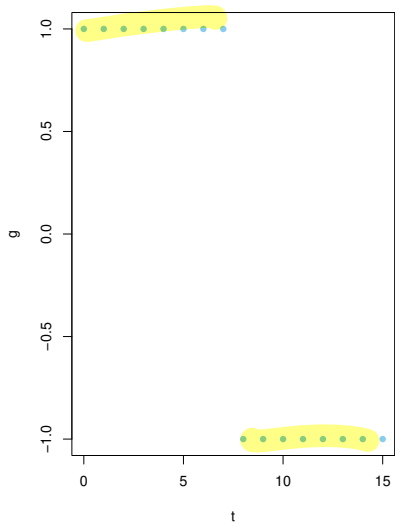
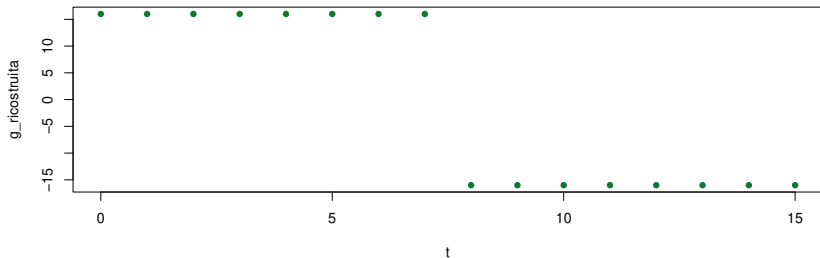


Figure 1: esempio di un segnale finito (onda quadra) e della sua trasformata di Fourier

Possiamo anche verificare la formula di inversione, usando l'opzione `inverse = TRUE` nella stessa funzione `fft()`. Bisogna tuttavia ricordare il fattore n .



Caso discreto

Supponiamo ora di osservare un segnale definito su un tempo infinito discreto $g : \mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{C}$ (è una situazione ideale ovviamente).

- L'analogia trasformazione stavolta definisce la trasformata di Fourier a tempi discreti

$$\hat{g} : [0, 1] \rightarrow \mathbb{C}, \quad \xi \mapsto \hat{g}(\xi) := \sum_{t \in \mathbb{Z}} g(t) e^{2\pi i t \xi},$$

purché la serie converga, ad esempio se

$$\sum_{t \in \mathbb{Z}} |g(t)| < \infty.$$

Caso discreto

Supponiamo ora di osservare un segnale definito su un tempo infinito discreto $g : \mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{C}$ (è una situazione ideale ovviamente).

- ▶ L'analogia trasformata stavolta definisce la trasformata di Fourier a tempi discreti

$$\hat{g} : [0, 1] \rightarrow \mathbb{C}, \quad \xi \mapsto \hat{g}(\xi) := \sum_{t \in \mathbb{Z}} g(t) e^{2\pi i t \xi},$$

purché la serie converga, ad esempio se

$$\sum_{t \in \mathbb{Z}} |g(t)| < \infty.$$

- ▶ Per passare dal finito al discreto l'idea è di cambiare la variabile frequenza nel caso discreto, ossia di passare da ξ a ξ/n , in modo che il dominio sia l'intervallo discreto $\{0, 1/n, 2/n, \dots, (n-1)/n\}$. In questo modo, per $n \rightarrow \infty$ si ottiene una funzione definita sull'intervallo continuo di frequenze $[0, 1]$.

Anche senza ricorrere al limite dal caso finito, si hanno la formula di inversione

$$g(t) = \int_0^1 \hat{g}(\xi) e^{2\pi i t \xi} d\xi,$$

e l'identità dell'energia

$$\sum_{t \in \mathbb{Z}} |g(t)|^2 = \int_0^1 |\hat{g}(\xi)|^2 d\xi.$$

► Il punto chiave è la relazione di ortogonalità

$$\int_0^1 e^{2\pi i s \xi} e^{-2\pi i t \xi} d\xi = \begin{cases} 1 & \text{se } s = t, \\ 0 & \text{altrimenti,} \end{cases}$$

che si dimostra ad esempio integrando per parti. Le due relazioni sopra seguono ripercorrendo la dimostrazione del caso finito sfruttando questa ortogonalità.

Operatore ritardo (lag) e trasformata

Definiamo l'operatore di *ritardo* L (in inglese *lag*), che trasforma g nel segnale

$$t \mapsto (Lg)(t) = g(t - 1),$$

allora

$$\widehat{Lg}(\xi) = \sum_{t \in \mathbb{Z}} g(t - 1) e^{-2\pi i t \xi} = e^{-2\pi i \xi} \hat{g}(\xi).$$

In termini fisici, la traslazione (o ritardo) fa acquisire una fase alla trasformata.

- Iterando l'operazione, la fase si accumula: posta $L^s g(t) = g(t - s)$, ossia L applicata s -volte a g , si ha

$$\widehat{L^s g}(\xi) = e^{-2\pi i s \xi} \hat{g}(\xi).$$

Convoluzione e trasformata

- ▶ Quando si interpreta g come un segnale, la *convoluzione* di g con un “filtro” $f : \mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{C}$ è una operazione naturale:

$$(g * f)(t) = \sum_{s \in \mathbb{Z}} g(t - s)f(s).$$

Passando alla trasformata di Fourier, possiamo scrivere

$$\begin{aligned}\widehat{g * f}(\xi) &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} \widehat{g(\cdot - s)} f(s)(\xi) \\ &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} \widehat{g(\cdot - s)}(\xi) f(s) \\ &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} \widehat{L^s g}(\xi) f(s) \\ &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} e^{-2\pi i s} \hat{g}(\xi) f(s) \\ &= \hat{g}(\xi) \sum_{s \in \mathbb{Z}} e^{-2\pi i s} \hat{g}(\xi) f(s) = \hat{g}(\xi) \hat{f}(\xi).\end{aligned}$$

- Nelle frequenze la convoluzione con un f diventa il prodotto con \hat{f} .

Passando alla trasformata di Fourier, possiamo scrivere

$$\begin{aligned}\widehat{g * f}(\xi) &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} \widehat{g(\cdot - s)} f(s)(\xi) \\ &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} \widehat{g(\cdot - s)}(\xi) f(s) \\ &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} \widehat{L^s g}(\xi) f(s) \\ &= \sum_{s \in \mathbb{Z}} e^{-2\pi i s} \hat{g}(\xi) f(s) \\ &= \hat{g}(\xi) \sum_{s \in \mathbb{Z}} e^{-2\pi i s} \hat{g}(\xi) f(s) = \hat{g}(\xi) \hat{f}(\xi).\end{aligned}$$

- ▶ Nelle frequenze la convoluzione con un f diventa il prodotto con \hat{f} .
- ▶ Identità dell'energia:

$$\sum_{t \in \mathbb{Z}} |g * f|^2(t) = \int_0^1 |\hat{g}|^2(\xi) |\hat{f}|^2(\xi) d\xi.$$

Caso continuo

Pasando da tempi da discreti a continui, si trova che per un segnale

$$g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$$

la trasformata è definita come

$$\hat{g} : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}, \quad \hat{g}(\xi) := \int_{-\infty}^{\infty} g(t) e^{-2\pi i t \xi} dt,$$

► purché l'integrale converga, ad esempio se

$$\int_{-\infty}^{\infty} |g(t)| dt < \infty.$$

Caso continuo

Pasando da tempi da discreti a continui, si trova che per un segnale

$$g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$$

la trasformata è definita come

$$\hat{g} : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}, \quad \hat{g}(\xi) := \int_{-\infty}^{\infty} g(t) e^{-2\pi i t \xi} dt,$$

- purché l'integrale converga, ad esempio se

$$\int_{-\infty}^{\infty} |g(t)| dt < \infty.$$

- Si può anche usare come variabile della trasformata la frequenza angolare $\omega = 2\pi\xi$

► Formula di inversione

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

(purché l'integrale abbia senso)

► Formula di inversione

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

(purché l'integrale abbia senso)

► Identità dell'energia

$$\int_{-\infty}^{\infty} |g(t)|^2 dt = \int_{-\infty}^{\infty} |\hat{g}(\xi)|^2 d\xi.$$

- Convoluzione con $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$,

$$g * f(t) = \int_{-\infty}^{\infty} g(t-s)f(s)ds,$$

e nella base delle frequenze l'operazione si riduce ad un prodotto:

$$\widehat{g * f}(\xi) = \hat{g}(\xi)\hat{f}(\xi).$$

Funzione caratteristica

Motivazione

- Per il calcolo $\mathbb{E}[g(X)]$ possiamo approssimare $g(x)$ 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,

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

$$\mathbb{E} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} \hat{g}(\xi) e^{-2\pi i \xi X} d\xi \right]$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \hat{g}(\xi) \underbrace{\mathbb{E}[e^{-2\pi i \xi X}]}_{\text{}} d\xi$$

Motivazione

- Per il calcolo $\mathbb{E}[g(X)]$ possiamo approssimare $g(x)$ 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 $\mathbb{E}[g(X)]$ possiamo approssimare $g(x)$ 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:

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

// funzione caratteristica
di X

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):

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

↑ trasf di Fourier di $p(x)$

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

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

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 $\varphi_{X+Y}(\omega) = \varphi_X(\omega) \varphi_Y(\omega)$.

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

$$\varphi_X(t) = \mathbb{E}[e^{tx}]$$
$$\varphi_X(\omega) = \mathbb{E}[e^{i\omega x}]$$

Bernoulli (p)

$$\varphi_X(\omega) = 1 + p(e^{i\omega} - 1)$$

Binomiale (n, p)

$$X = X_1 + \dots + X_n$$

$$\varphi_{X_1 + \dots + X_n}(\omega) = \varphi_{X_1}(\omega) \cdot \varphi_{X_2}(\omega) \cdot \dots \cdot \varphi_{X_n}(\omega)$$

$$= (1 + p(e^{i\omega} - 1))^n$$

Poisson (λ)

$$\varphi_X(\omega) = \exp(\lambda(e^{i\omega} - 1))$$

Esponentiale

$$\varphi_X(\omega) = \frac{\lambda}{\lambda - i\omega} \quad \forall \omega$$

Il caso vettoriale

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

$$\varphi_X(\omega) = \mathbb{E} \left[e^{i \omega \cdot X} \right] = \mathbb{E} \left[\exp \left(i \sum_{j=1}^d \omega_j X_j \right) \right].$$

\uparrow

► 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

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

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

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.

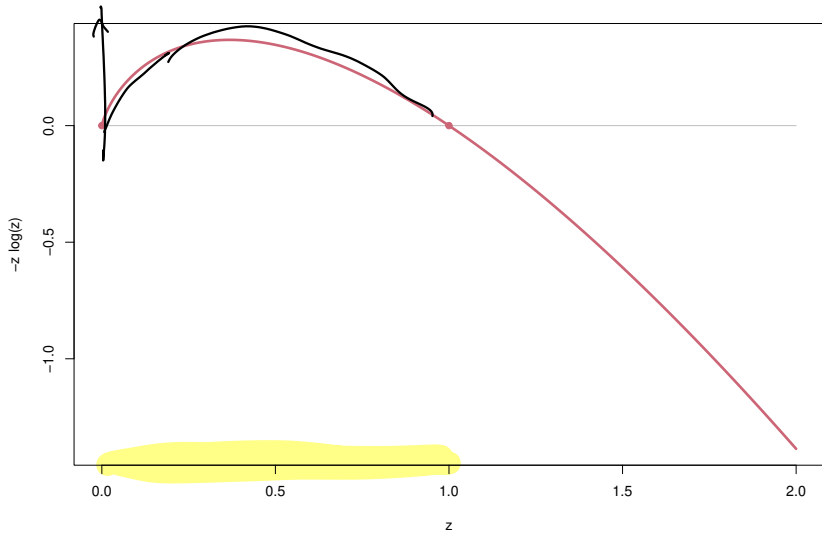


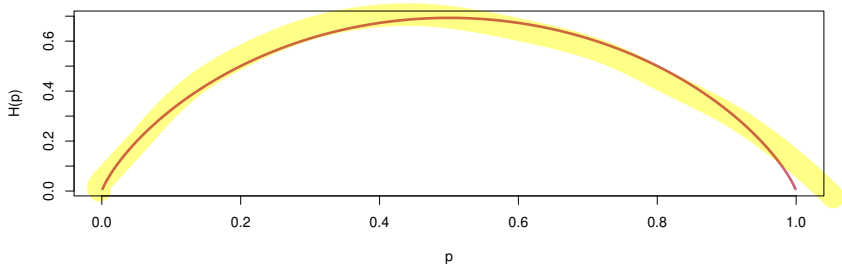
Figure 2: grafico della funzione $-z \log(z)$.

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

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

$\neq \log(b-a).$ < 0 se $(b-a) < 1$

- ▶ 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.

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

- ▶ 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

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