

Probabilità e Processi Stocastici (455AA)

Lezione 7

Dario Trevisan

14/10/2024

Section 1

Indicatori caratteristici

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza
- Funzione quantile, mediana (quartili, decili, ecc.)

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza
- Funzione quantile, mediana (quartili, decili, ecc.)
- Valor medio

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza
- Funzione quantile, mediana (quartili, decili, ecc.)
- Valor medio
- Varianza e deviazione standard

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza
- Funzione quantile, mediana (quartili, decili, ecc.)
- Valor medio
- Varianza e deviazione standard
- Covarianza e correlazione.

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza
- Funzione quantile, mediana (quartili, decili, ecc.)
- Valor medio
- Varianza e deviazione standard
- Covarianza e correlazione.
- Momenti e funzione generatrice dei momenti

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza
- Funzione quantile, mediana (quartili, decili, ecc.)
- Valor medio
- Varianza e deviazione standard
- Covarianza e correlazione.
- Momenti e funzione generatrice dei momenti
- Funzione caratteristica

Come riassumere la legge di una variabile?

Indicatori di *posizione*, di *dispersione* e di *correlazione*.

- Funzione di ripartizione (CDF), funzione di sopravvivenza
- Funzione quantile, mediana (quartili, decili, ecc.)
- Valor medio
- Varianza e deviazione standard
- Covarianza e correlazione.
- Momenti e funzione generatrice dei momenti
- Funzione caratteristica
- Cenni all'entropia

Funzione di ripartizione e di sopravvivenza

Data X a valori in \mathbb{R} , si è spesso interessati a conoscere la probabilità che X assuma valori “grandi”.

- Esempio: la quantità di denaro che un investitore potrebbe guadagnare (se positiva) o perdere (se negativa) in una fissata data futura, a seconda dell'andamento del mercato

Definiamo

Funzione di ripartizione e di sopravvivenza

Data X a valori in \mathbb{R} , si è spesso interessati a conoscere la probabilità che X assuma valori “grandi”.

- Esempio: la quantità di denaro che un investitore potrebbe guadagnare (se positiva) o perdere (se negativa) in una fissata data futura, a seconda dell'andamento del mercato

Definiamo

- 1 la **funzione di ripartizione** (o funzione cumulativa, in inglese *cumulative distribution function*, CDF,) di X

$$\mathbb{R} \ni x \mapsto \text{CDF}_X(x) = P(X \leq x) \in [0, 1]$$

$$\text{CDF}_X(t) = P(X \leq t)$$

Funzione di ripartizione e di sopravvivenza

Data X a valori in \mathbb{R} , si è spesso interessati a conoscere la probabilità che X assuma valori “grandi”.

- Esempio: la quantità di denaro che un investitore potrebbe guadagnare (se positiva) o perdere (se negativa) in una fissata data futura, a seconda dell'andamento del mercato

Definiamo

- 1 la **funzione di ripartizione** (o funzione cumulativa, in inglese *cumulative distribution function*, CDF,) di X

$$\mathbb{R} \ni x \mapsto \text{CDF}_X(x) = P(X \leq x).$$

- 2 la **funzione di sopravvivenza** (in inglese *survival function*) di X ,

$$\mathbb{R} \ni x \mapsto \text{SUR}_X(x) = P(X > x).$$

Come calcolarle

- Essendo $\{X \leq x\}$ e $\{X > x\}$ un sistema di alternative,
$$\text{CDF}_X(x) + \text{SUR}_X(x) = 1.$$

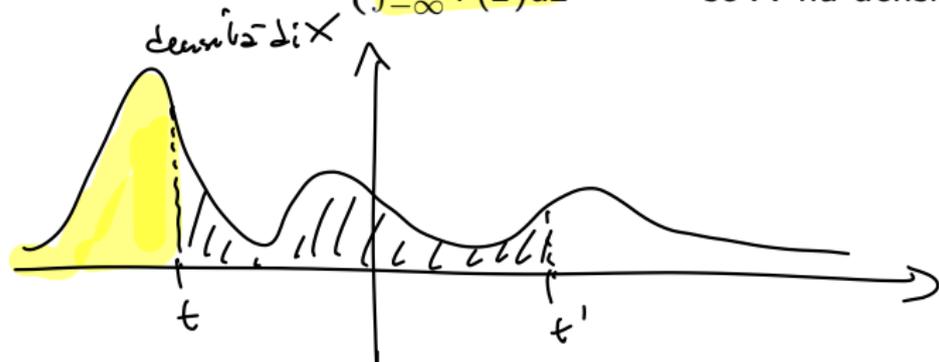
Come calcolarle

- Essendo $\{X \leq x\}$ e $\{X > x\}$ un sistema di alternative,

$$\text{CDF}_X(x) + \text{SUR}_X(x) = 1.$$

- Se la **densità** (discreta o continua) di **X** è nota, siccome $P(X \leq x) = P(X \in (-\infty, x])$, si trova

$$\text{CDF}_X(x) = \begin{cases} \sum_{z \leq x} P(X = z) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{-\infty}^x f(z) dz & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$



Come calcolarle

- Essendo $\{X \leq x\}$ e $\{X > x\}$ un sistema di alternative,

$$\text{CDF}_X(x) + \text{SUR}_X(x) = 1.$$

- Se la densità (discreta o continua) di X è nota, siccome $P(X \leq x) = P(X \in (-\infty, x])$, si trova

$$\text{CDF}_X(x) = \begin{cases} \sum_{z \leq x} P(X = z) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{-\infty}^x f(z) dz & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

- Possiamo quindi interpretare (almeno nel caso continuo) la $\text{CDF}_X(x)$ come l'area del sottografico della densità da $-\infty$ fino ad x .

Come calcolarle

- Essendo $\{X \leq x\}$ e $\{X > x\}$ un sistema di alternative,

$$\text{CDF}_X(x) + \text{SUR}_X(x) = 1.$$

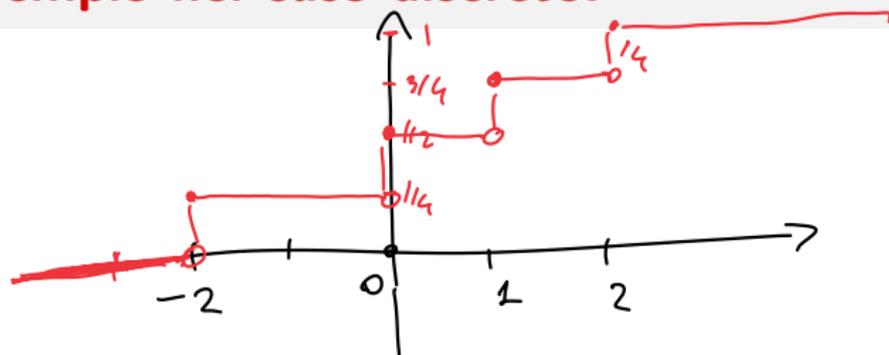
- Se la densità (discreta o continua) di X è nota, siccome $P(X \leq x) = P(X \in (-\infty, x])$, si trova

$$\text{CDF}_X(x) = \begin{cases} \sum_{z \leq x} P(X = z) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{-\infty}^x f(z) dz & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

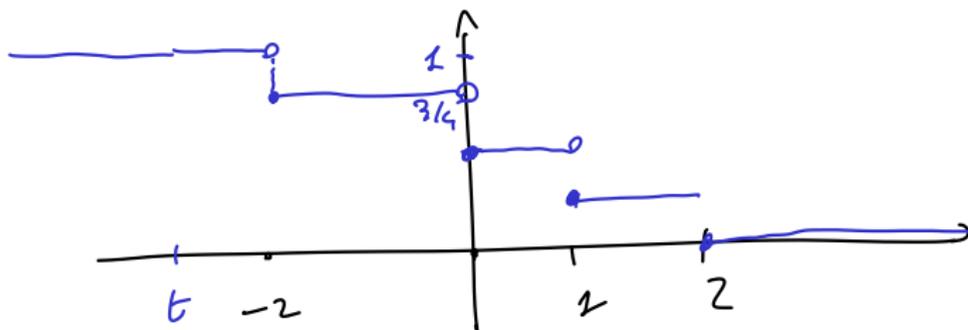
- Possiamo quindi interpretare (almeno nel caso continuo) la $\text{CDF}_X(x)$ come l'area del sottografico della densità da $-\infty$ fino ad x .
- Per la funzione di sopravvivenza,

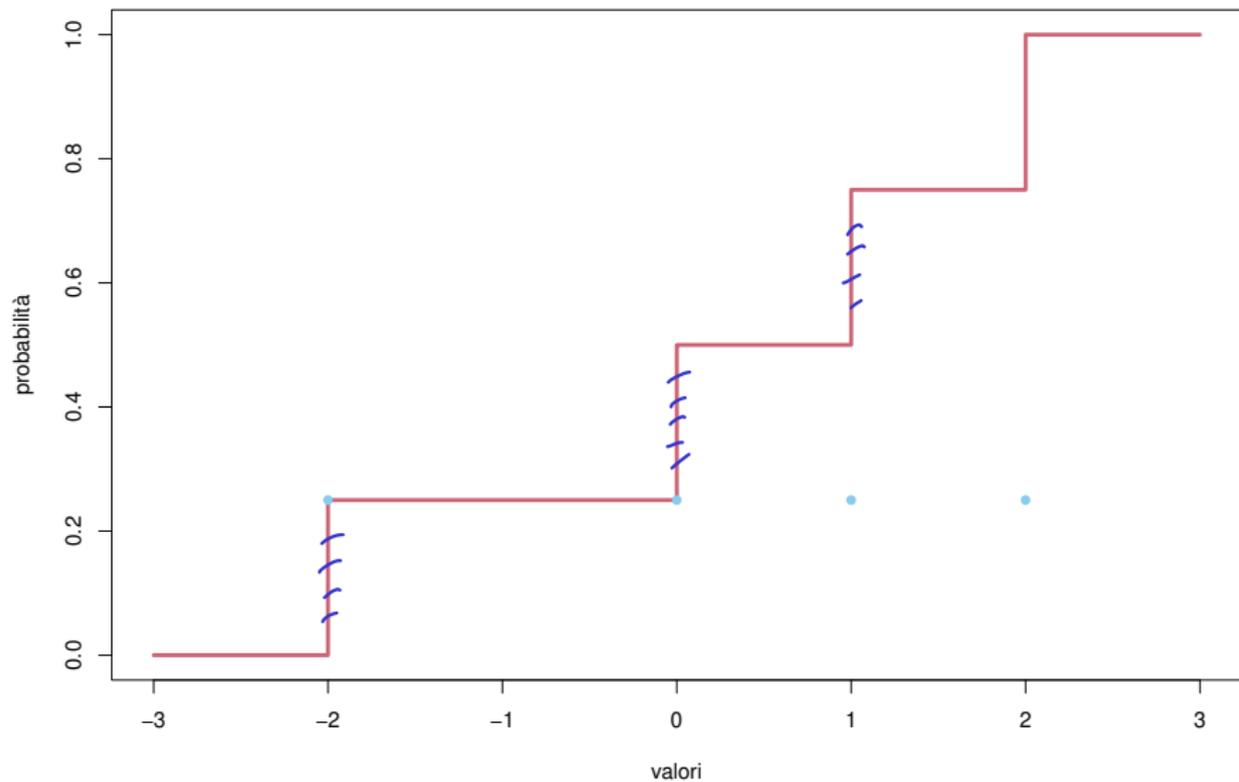
$$\text{SUR}_X(x) = \begin{cases} \sum_{z > x} P(X = z) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_x^{+\infty} f(z) dz & \text{se } X \text{ ha densità continua,} \end{cases}$$

Esempio nel caso discreto:

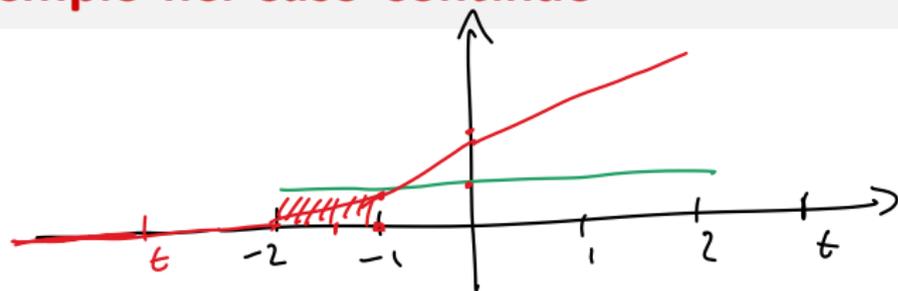


- Sia X uniforme discreta sui valori $E = \{-2, 1, 0, 2\}$.





Esempio nel caso continuo

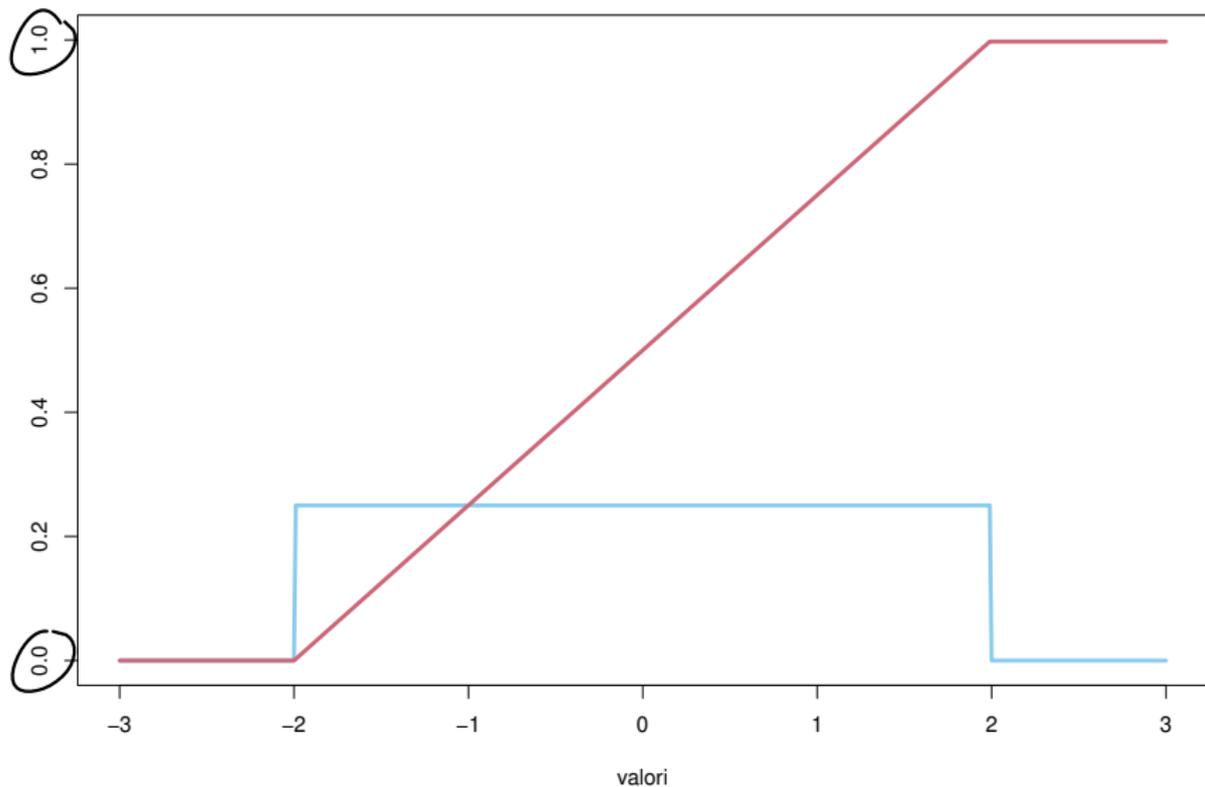


Si consideri una variabile aleatoria X avente densità uniforme continua nell'intervallo $[-2, 2]$, ossia per $x \in [-2, 2]$,

$$p(X = x) = 1/4.$$

Dato $t \in \mathbb{R}$ si ha

$$CDF_X(t) = \begin{cases} 0 & t < -2 \\ \frac{(t+2)}{4} & t \in [-2, 2] \\ 1 & t > 2 \end{cases}$$



Proprietà

- 1 vale $\text{CDF}_X(x) \in [0, 1]$, essendo una probabilità.

Proprietà

- 1 vale $\text{CDF}_X(x) \in [0, 1]$, essendo una probabilità.
- 2 la funzione $x \mapsto \text{CDF}_X(x)$ è crescente (ma non strettamente): se $x < z$, per la monotonia della probabilità,

$$\text{CDF}_X(x) \leq \text{CDF}_X(z)$$

Proprietà

- 1 vale $CDF_X(x) \in [0, 1]$, essendo una probabilità.
- 2 la funzione $x \mapsto CDF_X(x)$ è crescente (ma non strettamente): se $x < z$, per la monotonia della probabilità,

$$CDF_X(x) \leq CDF_X(z)$$

- 3 vale $CDF_X(-\infty) = 0$ e $CDF_X(+\infty) = 1$ (nel senso di limiti opportuni):

Proprietà

- 1 vale $\text{CDF}_X(x) \in [0, 1]$, essendo una probabilità.
- 2 la funzione $x \mapsto \text{CDF}_X(x)$ è crescente (ma non strettamente): se $x < z$, per la monotonia della probabilità,

$$\text{CDF}_X(x) \leq \text{CDF}_X(z)$$

- 3 vale $\text{CDF}_X(-\infty) = 0$ e $\text{CDF}_X(+\infty) = 1$ (nel senso di limiti opportuni):
- 4 Nel caso di densità discreta, la CDF_X è una funzione costante a tratti, mentre nel caso di variabili con densità continua, la CDF_X è una funzione **continua**.

Proprietà

- 1 vale $CDF_X(x) \in [0, 1]$, essendo una probabilità.
- 2 la funzione $x \mapsto CDF_X(x)$ è crescente (ma non strettamente): se $x < z$, per la monotonia della probabilità,

$$CDF_X(x) \leq CDF_X(z)$$

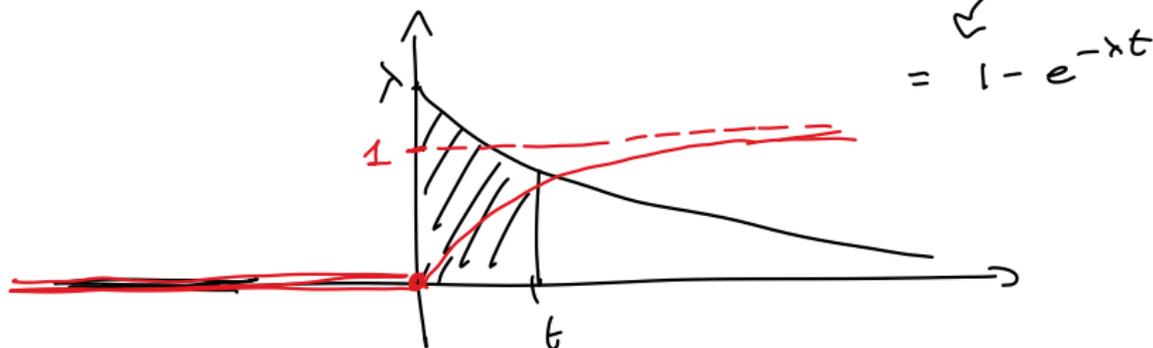
- 3 vale $CDF_X(-\infty) = 0$ e $CDF_X(+\infty) = 1$ (nel senso di limiti opportuni):
- 4 Nel caso di densità discreta, la CDF_X è una funzione costante a tratti, mentre nel caso di variabili con densità continua, la CDF_X è una funzione continua.
- 5 Per la funzione SUR, valgono proprietà analoghe: la funzione è decrescente e vale $SUR_X(-\infty) = 1$ mentre $SUR_X(+\infty) = 0$.

Un ulteriore esempio

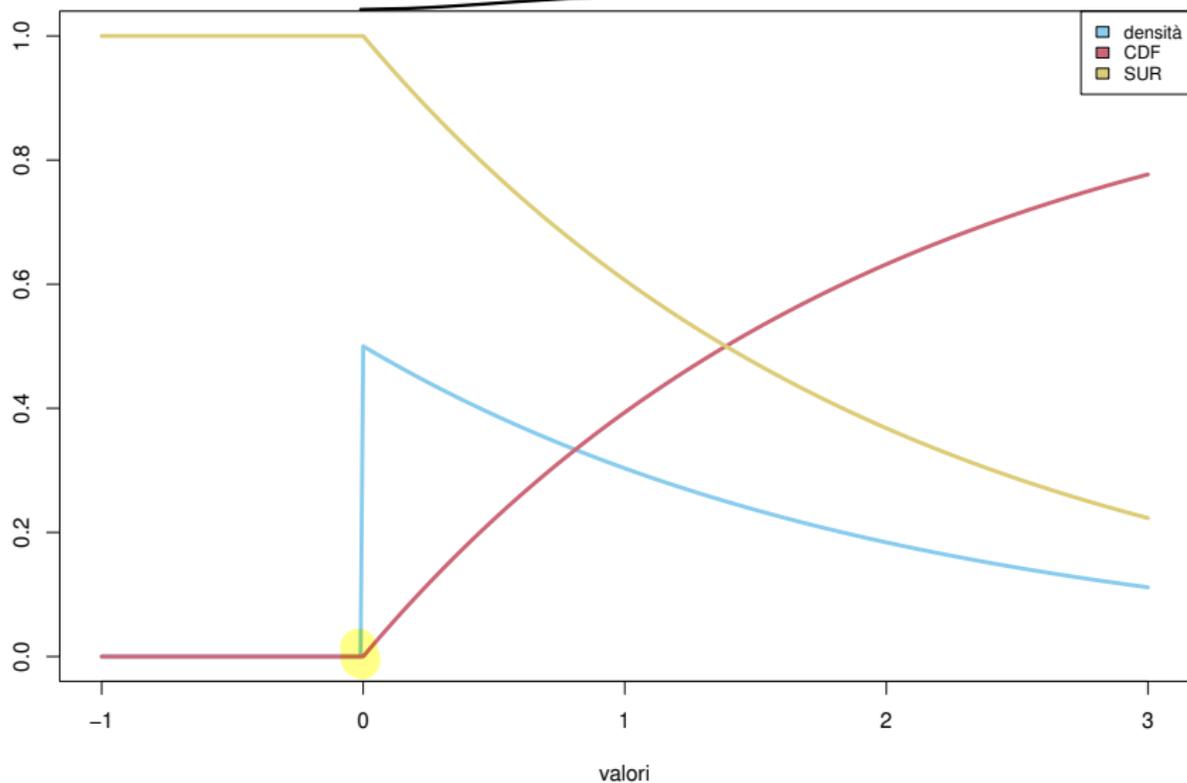
$$p(X=x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{se } x \geq 0 \\ 0 & \text{se } x < 0 \end{cases}$$

$$CDF_X(t) = \int_{-\infty}^t p(X=u) du = \begin{cases} 0 & \text{se } t < 0 \\ \int_0^t e^{-\lambda y} \lambda dy = -e^{-\lambda y} \Big|_0^t & \end{cases}$$

Si consideri una variabile aleatoria X con densità esponenziale di parametro $\lambda > 0$.



$$\left[\text{SUR}_{\text{Exp}(\lambda)}(t) = \underline{e^{-\lambda t}} \quad \text{se } t \geq 0 \right.$$



Dalla CDF alla densità

- Nel caso discreto, la densità è non nulla solo nei valori $x \in \mathbb{R}$ in cui la $CDF_X(x)$ ha un salto, e il valore della densità in quel punto è proprio *l'ampiezza del salto*.

Dalla CDF alla densità

- Nel caso discreto, la densità è non nulla solo nei valori $x \in \mathbb{R}$ in cui la $CDF_X(x)$ ha un salto, e il valore della densità in quel punto è proprio *l'ampiezza del salto*.
- Nel caso di densità continua, per invertire la formula

$$\int_{-\infty}^x p(X = z) dz = CDF_X(x)$$

è sufficiente applicare il teorema fondamentale del calcolo integrale, e quindi derivare la CDF_X :

$$\frac{d}{dx} CDF_X(x) = p(X = x).$$

(nei punti in cui CDF_X è derivabile)

Dalla CDF alla densità

- Nel caso discreto, la densità è non nulla solo nei valori $x \in \mathbb{R}$ in cui la $CDF_X(x)$ ha un salto, e il valore della densità in quel punto è proprio *l'ampiezza del salto*.
- Nel caso di densità continua, per invertire la formula

$$\int_{-\infty}^x p(X = z) dz = CDF_X(x)$$

è sufficiente applicare il teorema fondamentale del calcolo integrale, e quindi derivare la CDF_X :

$$\frac{d}{dx} CDF_X(x) = p(X = x).$$

(nei punti in cui CDF_X è derivabile)

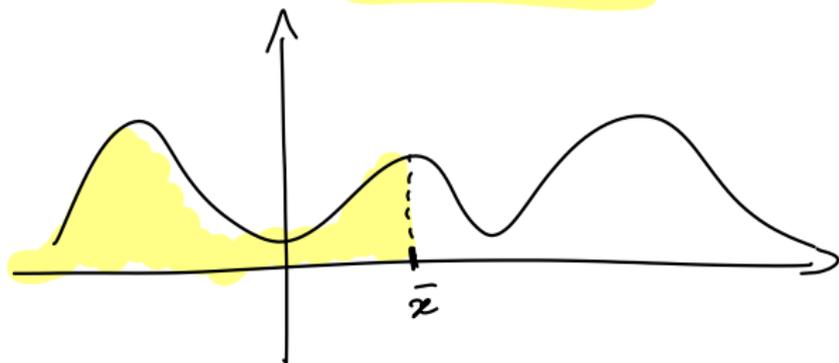
- Per la SUR_X basta cambiare di segno: ad esempio (caso continuo)

$$-\frac{d}{dx} SUR_X(x) = f(x).$$

Mediana (definizione intuitiva)

- La **mediana** di X è definita come un valore $\bar{x} \in \mathbb{R}$, se **esiste**, tale che

$$\text{CDF}_X(\bar{x}) = \frac{1}{2}.$$



Mediana (definizione intuitiva)

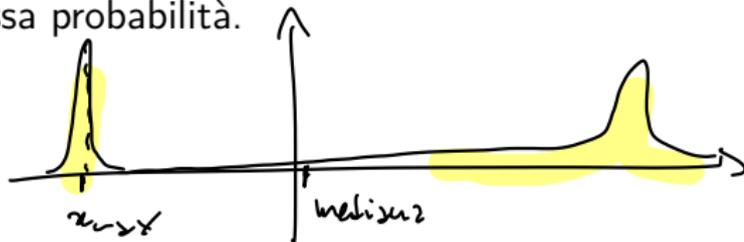
- La *mediana* di X è definita come un valore $\bar{x} \in \mathbb{R}$, se esiste, tale che

$$\text{CDF}_X(\bar{x}) = \frac{1}{2}.$$

- Significa che

$$P(X \leq \bar{x}) = P(X > \bar{x}) = \frac{1}{2},$$

ossia \bar{x} è scelta in modo che le due alternative $\{X \leq \bar{x}\}$ e $\{X > \bar{x}\}$ abbiano la stessa probabilità.



Mediana (definizione intuitiva)

- La *mediana* di X è definita come un valore $\bar{x} \in \mathbb{R}$, se esiste, tale che

$$\text{CDF}_X(\bar{x}) = \frac{1}{2}.$$

- Significa che

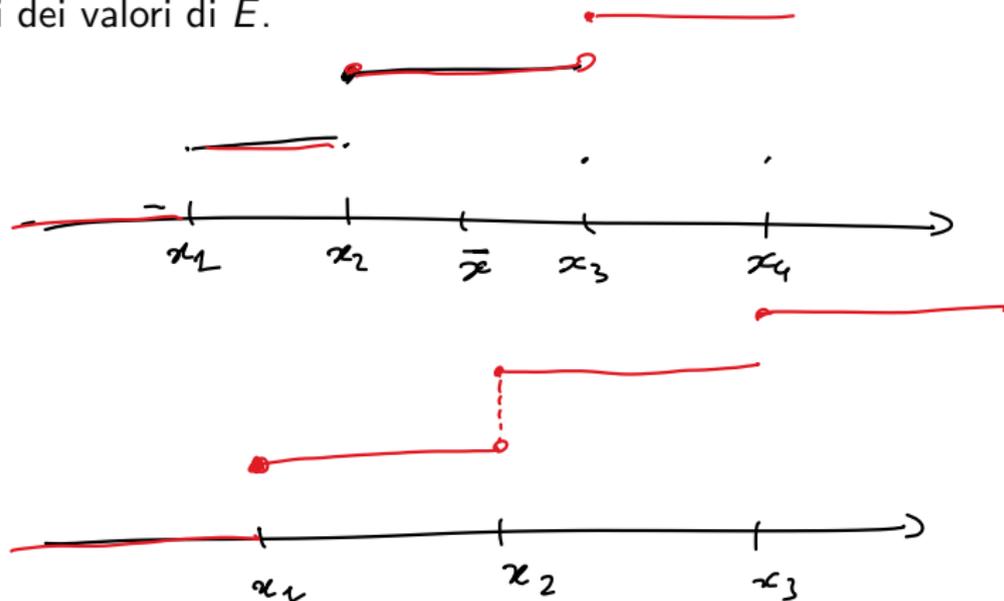
$$P(X \leq \bar{x}) = P(X > \bar{x}) = \frac{1}{2},$$

ossia \bar{x} è scelta in modo che le due alternative $\{X \leq \bar{x}\}$ e $\{X > \bar{x}\}$ abbiano la stessa probabilità.

- La mediana è quindi un indicatore di “centralità” per X , **alternativo alla moda.**

Esempi

- se la densità di X è **uniforme** (diciamo su un insieme E con un numero **pari** di valori), significa che metà dei valori possibili di X sono $\leq \bar{x}$, mentre i rimanenti sono $> \bar{x}$. In questo caso invece una moda è uno qualsiasi dei valori di E .



Esempi

- se la densità di X è uniforme (diciamo su un insieme E con un numero pari di valori), significa che metà dei valori possibili di X sono $\leq \bar{x}$, mentre i rimanenti sono $> \bar{x}$. In questo caso invece una moda è uno qualsiasi dei valori di E .
- Sia X uniforme su

$$E = \{0, 0.1, 0.15, 0.3, 0.4, 0.7, 0.73, 0.9, 0.95, 1.1\}$$

Una mediana per X è $\bar{x} = 0.4$, ma anche un qualsiasi valore compreso tra 0.4 e 0.7 (escluso)

- Nel caso continuo NON si pone il problema perché
 $x \mapsto \text{CDF}_X(x)$ è funzione continua.

$$1 - e^{-\lambda \bar{x}} = \frac{1}{2}$$

$$e^{-\lambda \bar{x}} = \frac{1}{2}$$

$$\ln\left(\frac{1}{2}\right) = -\lambda \bar{x} \rightarrow \boxed{\bar{x} = \frac{\ln 2}{\lambda}}$$

Esempi

- se la densità di X è uniforme (diciamo su un insieme E con un numero pari di valori), significa che metà dei valori possibili di X sono $\leq \bar{x}$, mentre i rimanenti sono $> \bar{x}$. In questo caso invece una moda è uno qualsiasi dei valori di E .
- Sia X uniforme su

$$E = \{0, 0.1, 0.15, 0.3, 0.4, 0.7, 0.73, 0.9, 0.95, 1.1\}$$

Una mediana per X è $\bar{x} = 0.4$, ma anche un qualsiasi valore compreso tra 0.4 e 0.7 (escluso)

- Nel caso di una variabile esponenziale di parametro λ ,

$$1 - e^{-\lambda \bar{x}} = \frac{1}{2} \quad \Leftrightarrow \quad \lambda \bar{x} = \log(2),$$

ossia

$$\boxed{\bar{x} = \frac{\log(2)}{\lambda}}$$

Funzione quantile

- Problemi della mediana (così definita)

Funzione quantile

- Problemi della mediana (così definita)
 - 1 non necessariamente la mediana esiste sempre

Funzione quantile

- Problemi della mediana (così definita)
 - 1 non necessariamente la mediana esiste sempre
 - 2 non è unicamente determinata

Funzione quantile

- Problemi della mediana (così definita)
 - 1 non necessariamente la mediana esiste sempre
 - 2 non è unicamente determinata
 - 3 non è facile calcolarla

Funzione quantile

- Problemi della mediana (così definita)
 - 1 non necessariamente la mediana esiste sempre
 - 2 non è unicamente determinata
 - 3 non è facile calcolarla
- Per risolvere i primi due, si introduce una inversa **generalizzata** CDF $_X$, detta funzione *quantile* di X

$$q_X : (0, 1) \rightarrow \mathbb{R}$$

che ad ogni *livello* $\alpha \in (0, 1)$ associa

$$q_X(\alpha) = \min \{x \in \mathbb{R} : \text{CDF}_X(x) \geq \alpha\}.$$

$$\text{CDF}_X(q_X(\alpha)) \geq \alpha$$

Funzione quantile

- Problemi della mediana (così definita)
 - 1 non necessariamente la mediana esiste sempre
 - 2 non è unicamente determinata
 - 3 non è facile calcolarla
- Per risolvere i primi due, si introduce una inversa generalizzata CDF_X , detta funzione *quantile* di X

$$q_X : (0, 1) \rightarrow \mathbb{R}$$

che ad ogni *livello* $\alpha \in (0, 1)$ associa

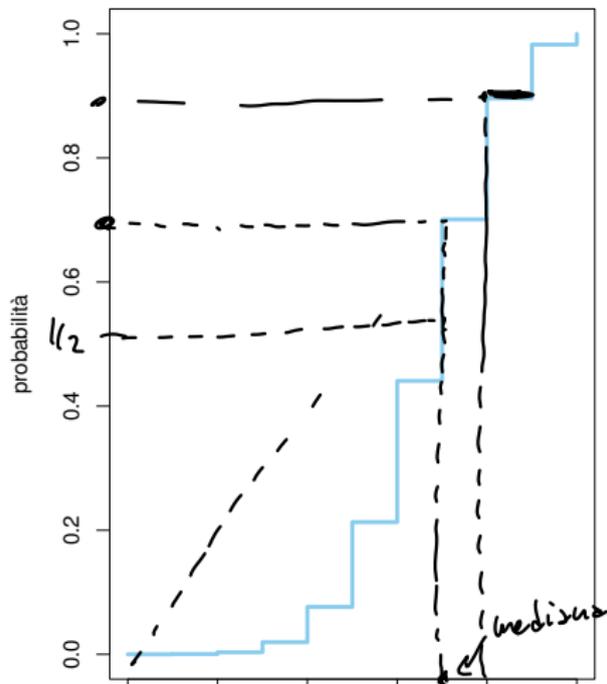
$$q_X(\alpha) = \min \{x \in \mathbb{R} : CDF_X(x) \geq \alpha\}.$$

- se X ha densità continua, allora

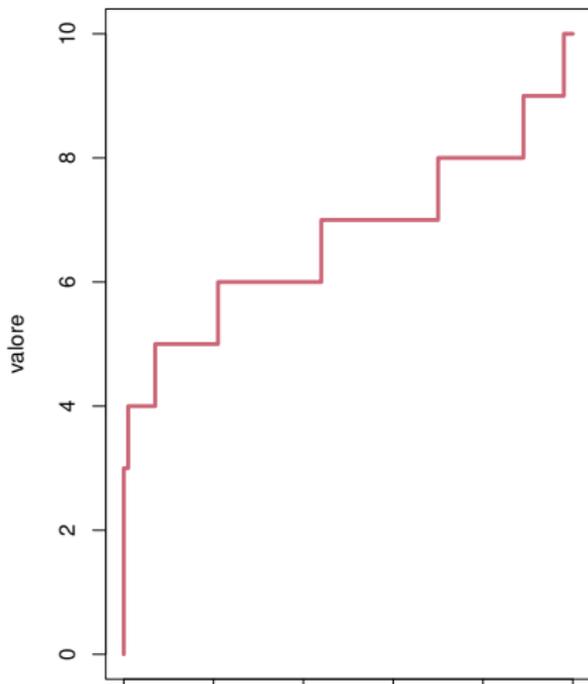
$$CDF_X(q_X(\alpha)) = \alpha.$$

Un esempio discreto

CDF_X
↓



q_X
↓

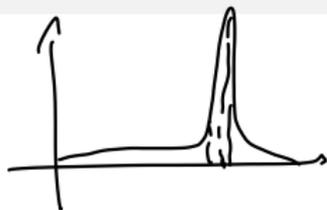
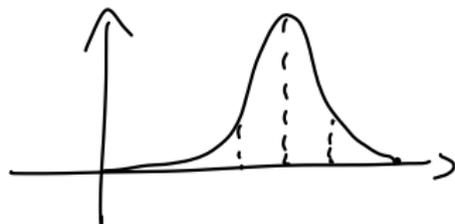


Mediana, quartili, decili ecc.

Si definiscono quindi

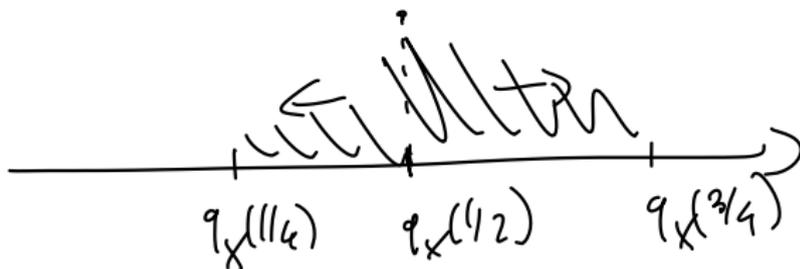
- la mediana di X come il valore $\bar{x} = q_X(1/2)$.

Mediana, quartili, decili ecc.



Si definiscono quindi

- la mediana di X come il valore $\bar{x} = q_X(1/2)$.
- i *quartili*, $q_X(\alpha)$ corrispondenti ad $\alpha \in \{1/4, 2/4, 3/4\}$ (detti il primo, secondo e terzo quartile),



Mediana, quartili, decili ecc.

Si definiscono quindi

- la mediana di X come il valore $\bar{x} = q_X(1/2)$.
- i *quartili*, $q_X(\alpha)$ corrispondenti ad $\alpha \in \{1/4, 2/4, 3/4\}$ (detti il primo, secondo e terzo quartile),
- i *decili* $q_X(\alpha)$ per $\alpha = k/10$,

Mediana, quartili, decili ecc.

Si definiscono quindi

- la mediana di X come il valore $\bar{x} = q_X(1/2)$.
- i *quartili*, $q_X(\alpha)$ corrispondenti ad $\alpha \in \{1/4, 2/4, 3/4\}$ (detti il primo, secondo e terzo quartile),
- i *decili* $q_X(\alpha)$ per $\alpha = k/10$,
- i *percentili* $q_X(\alpha)$ per $\alpha = k/100$.

Section 2

Valor medio

Definizione

- La mediana, i quartili, decili ecc., sono efficaci ma difficili da calcolare.

Definizione

- La mediana, i quartili, decili ecc., sono efficaci ma difficili da calcolare.
- il **valor medio** (**media**, **valore atteso** o **speranza matematica**) di X a valori in \mathbb{R} , è una *media* dei valori di X *ponderata* tramite la densità (discreta o continua):

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

$$\begin{array}{c} \parallel \\ \langle X \rangle \\ \parallel \\ X \end{array}$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} u p(X=u|I) du \rightarrow \text{"centro di probabilità"}$$

Definizione

- La mediana, i quartili, decili ecc., sono efficaci ma difficili da calcolare.
- il valor medio (media, valore atteso o speranza matematica) di X a valori in \mathbb{R} , è una *media* dei valori di X *ponderata* tramite la densità (discreta o continua):

$$\mathbb{E}[X|I] = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} xP(X = x|I) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{-\infty}^{\infty} xp(X = x|I)dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

- La notazione $\mathbb{E}[X|I]$ ricorda $P(X = x|I)$ (si sottointende a volte I).

$$\mathbb{E}[X]$$

Definizione

- La mediana, i quartili, decili ecc., sono efficaci ma difficili da calcolare.
- il valor medio (media, valore atteso o speranza matematica) di X a valori in \mathbb{R} , è una *media* dei valori di X *ponderata* tramite la densità (discreta o continua):

$$\mathbb{E}[X|I] = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} xP(X = x|I) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_{-\infty}^{\infty} xp(X = x|I)dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

- La notazione $\mathbb{E}[X|I]$ ricorda $P(X = x|I)$ (si sottointende a volte I).
- Si richiede che serie o integrali convergano **assolutamente**, ossia

$$\sum_{x \in \mathbb{R}} |x|P(X = x|I) < \infty \text{ oppure } \int_{-\infty}^{\infty} |x|p(X = x|I)dx < \infty.$$

altrimenti il valor medio *non esiste* (può accadere).

Esempi

Sia $X \in \{0, 1\}$ la variabile indicatrice di un evento A , ossia $\{X = 1\} = A$.

- La legge di X è Bernoulli di parametro $p = P(X = 1|I) = P(A|I)$

OSS Legge Bernoulli = legge binomiale di parametri $n=1$
 p

Esempi

Sia $X \in \{0, 1\}$ la variabile indicatrice di un evento A , ossia $\{X = 1\} = A$.

- La legge di X è Bernoulli di parametro $p = P(X = 1|I) = P(A|I)$
- Per **definizione**

$$\mathbb{E}[X|I] = \underline{0} \cdot \underline{P(X = 0|I)} + \underline{1} \cdot \underline{P(X = 1|I)} = \underline{P(X = 1|I)} = \underline{P(A|I)} = \underline{p},$$

Esempi

Sia $X \in \{0, 1\}$ la variabile indicatrice di un evento A , ossia $\{X = 1\} = A$.

- La legge di X è Bernoulli di parametro $p = P(X = 1|I) = P(A|I)$
- Per definizione

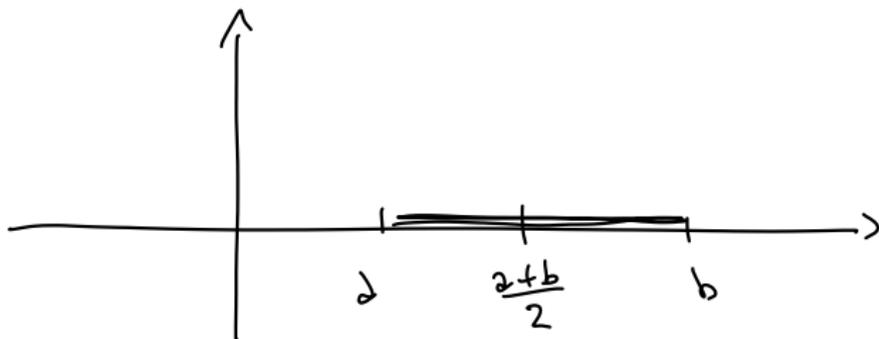
$$\mathbb{E}[X|I] = 0 \cdot P(X = 0|I) + 1 \cdot P(X = 1|I) = P(X = 1|I) = P(A|I) = p,$$

- Eccetto i casi limite $p = 0$, oppure $p = 1$, il **valor medio** non è uno dei **possibili valori di X** .

Sia X una variabile aleatoria uniforme continua sull'intervallo (a, b) .

- Il valor medio di X è

$$\int_a^b x \frac{1}{b-a} dx = \frac{(b^2 - a^2)}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2},$$



Sia X una variabile aleatoria uniforme continua sull'intervallo (a, b) .

- Il valor medio di X è

$$\int_a^b x \frac{1}{b-a} dx = \frac{(b^2 - a^2)}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2},$$

- Notiamo che in questo caso il valor medio è uno dei possibili valori e coincide con la mediana.

Sia X una variabile aleatoria con densità binomiale di parametri $n = 10$, $p = 1/3$. Allora

$$\sum_{k=0}^{10} k \binom{10}{k} \frac{1}{3^k} \left(\frac{2}{3}\right)^{10-k} = E[X \mid \text{Bin}(10, 1/3)]$$

\downarrow \downarrow
 $P(X=k)$

- Si può calcolarlo numericamente:

[1] 3.333333

$$E[X] = \frac{10}{3} = n \cdot p$$

Definizione generale

- ci limiteremo al calcolo (esplicito) del valor medio nei casi in cui X ammetta densità discreta o continua.

Definizione generale

- ci limiteremo al calcolo (esplicito) del valor medio nei casi in cui X ammetta densità discreta o continua.
- è possibile dare una definizione generale, che non usa la densità:

$$\mathbb{E}[X|I] = \int_0^{\infty} P(X > x|I)dx - \int_{-\infty}^0 P(X < x)dx,$$

La formula di disintegrazione per il valor medio

$$P(B) = \sum_{i=1}^n P(B | A_i) P(A_i)$$

La proprietà fondamentale è l'analogia della *formula di disintegrazione* per la probabilità, che possiamo scrivere in termini di sistemi di alternative o variabili aleatorie (discrete o continue).

- Sia X una variabile aleatoria reale e sia $Y \in E$ una variabile aleatoria:

La formula di disintegrazione per il valor medio

La proprietà fondamentale è l'analogia della *formula di disintegrazione* per la probabilità, che possiamo scrivere in termini di sistemi di alternative o variabili aleatorie (discrete o continue).

- Sia X una variabile aleatoria reale e sia $Y \in E$ una variabile aleatoria:

- 1 Se Y ha densità discreta, vale

$$\mathbb{E}[X|I] = \sum_{y \in E} \mathbb{E}[X|I, Y = y] P(Y = y|I),$$

La formula di disintegrazione per il valor medio

La proprietà fondamentale è l'analogia della *formula di disintegrazione* per la probabilità, che possiamo scrivere in termini di sistemi di alternative o variabili aleatorie (discrete o continue).

- Sia X una variabile aleatoria reale e sia $Y \in E$ una variabile aleatoria:

- 1 Se Y ha densità discreta, vale

$$\mathbb{E}[X|I] = \sum_{y \in E} \mathbb{E}[X|I, Y = y] P(Y = y|I),$$

- 2 Se $E = \mathbb{R}^d$ e Y ha densità continua, vale

$$\mathbb{E}[X|I] = \int_{\mathbb{R}^d} \mathbb{E}[X|I, Y = y] p(Y = y|I) dy.$$

Dimostrazione

Nel caso Y discreto X discreto (I numerico)

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \sum_x x P(X=x) \\
 &= \sum_x x \left(\sum_y P(X=x | Y=y) P(Y=y) \right) \\
 &= \sum_y \left[\sum_x x P(X=x | Y=y) \right] P(Y=y) \\
 &= \sum_y E[X | Y=y] P(Y=y)
 \end{aligned}$$

↓ discret.

Proprietà del valor medio

Siano X, Y variabili aleatorie reali, e siano $a, b, c \in \mathbb{R}$ (non aleatorie).

Allora

- ① (linearità) vale $\mathbb{E}[aX|I] = a\mathbb{E}[X|I]$ e $\mathbb{E}[X + Y|I] = \mathbb{E}[X|I] + \mathbb{E}[Y|I]$.

Proprietà del valor medio

Siano X, Y variabili aleatorie reali, e siano $a, b, c \in \mathbb{R}$ (non aleatorie).

Allora

- 1 (linearità) vale $\mathbb{E}[aX|I] = a\mathbb{E}[X|I]$ e $\mathbb{E}[X + Y|I] = \mathbb{E}[X|I] + \mathbb{E}[Y|I]$.
- 2 (monotonia) se $P(X \geq Y|I) = 1$, allora $\mathbb{E}[X|I] \geq \mathbb{E}[Y|I]$. In particolare, se $P(X \in [a, b]|I) = 1$, allora $\mathbb{E}[X|I] \in [a, b]$.

Proprietà del valor medio

Siano X, Y variabili aleatorie reali, e siano $a, b, c \in \mathbb{R}$ (non aleatorie).

Allora

- 1 (linearità) vale $\mathbb{E}[aX|I] = a\mathbb{E}[X|I]$ e $\mathbb{E}[X + Y|I] = \mathbb{E}[X|I] + \mathbb{E}[Y|I]$.
- 2 (monotonia) se $P(X \geq Y|I) = 1$, allora $\mathbb{E}[X|I] \geq \mathbb{E}[Y|I]$. In particolare, se $P(X \in [a, b]|I) = 1$, allora $\mathbb{E}[X|I] \in [a, b]$.
- 3 (diseguaglianza di Markov) se X è a valori non-negativi (rispetto all'informazione I), allora per ogni $c > 0$,

$$P(X > c|I) \leq \frac{\mathbb{E}[X|I]}{c}.$$

Dimostrazione 1. (linearità)

X a valori in \mathbb{E}

Oss Se $X = c$ è costante (rispetto all'inf. \mathcal{I})

$$E[X|\mathcal{I}] = c \cdot P(X=c|\mathcal{I}) = c$$

1) $E[aX] \stackrel{?}{=} a E[X]$

$$\sum_{x \in \mathbb{E}} (ax) P(X=x) = a \sum_{x \in \mathbb{E}} x P(X=x)$$

disint. con $Y=X$ $= \sum_{x \in \mathbb{E}} \underbrace{E[aX | X=x]}_{\hat{=} ax} P(X=x) =$ " $E[Y]$ "

$$E[X+Y] = \sum_y E[X+Y | Y=y] P(Y=y) = E[X] + \sum_y y P(Y=y)$$

($E[X|Y=y] + y$)

Dimostrazione 2. (monotonia)

$$P(X \geq Y | I) = 1 \quad Z = X - Y \quad P(Z \geq 0 | I) = 1$$

$$\Rightarrow E[Z | I] = \sum_{z \geq 0} z P(Z = z | I) \geq 0$$

$$\underline{\underline{0}} \leq E[Z | I] = E[X - Y | I] = E[X] - E[Y | I]$$

$$E[X] \geq E[Y]$$

Dimostrazione 3. (Markov)

$$\underline{\underline{X \geq 0}}$$

$$\begin{aligned}
 E[X | I] &= E[X | X > c] P(X > c) + E[X | X \leq c] P(X \leq c) \\
 &\geq c P(X > c) + 0
 \end{aligned}$$

Note:

- An arrow points from $\geq c$ to the $X > c$ term.
- Under $E[X | X \leq c]$, there is a ≥ 0 .
- Under $P(X \leq c)$, there is a ≥ 0 .

sig. di alternative

$\{X > c\}$

$\{X \leq c\}$

Collegamento tra quantile e valor medio

- Scegliamo $c = q_X(\alpha)$ nella diseuguaglianza di Markov.

$$P(X > c) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{c}$$

$$\left(P(X > q_X(\alpha)) = 1 - \alpha \right)$$

$$1 - \alpha \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{q_X(\alpha)}$$

Collegamento tra quantile e valor medio

- Scegliamo $c = q_X(\alpha)$ nella diseuguaglianza di Markov.
- Supponendo che $X \geq 0$ e che abbia densità continua,

$$P(X \geq q_X(\alpha)) = 1 - \text{CDF}_X(q_X(\alpha)) = 1 - \alpha,$$

Collegamento tra quantile e valor medio

- Scegliamo $c = q_X(\alpha)$ nella diseguaglianza di Markov.
- Supponendo che $X \geq 0$ e che abbia densità continua,

$$P(X \geq q_X(\alpha)) = 1 - \text{CDF}_X(q_X(\alpha)) = 1 - \alpha,$$

- quindi la diseguaglianza implica che

$$1 - \alpha \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{q_X(\alpha)}.$$

$$\alpha > \frac{1}{2}$$

$$q_X\left(\frac{1}{2}\right) \leq 2 \mathbb{E}[X]$$

Collegamento tra quantile e valor medio

- Scegliamo $c = q_X(\alpha)$ nella diseguaglianza di Markov.
- Supponendo che $X \geq 0$ e che abbia densità continua,

$$P(X \geq q_X(\alpha)) = 1 - \text{CDF}_X(q_X(\alpha)) = 1 - \alpha,$$

- quindi la diseguaglianza implica che

$$1 - \alpha \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{q_X(\alpha)}.$$

- Ad esempio, con $\alpha = 1/2$ si trova che

$$q_X(1/2) \leq 2\mathbb{E}[X].$$

Valor medio di $g(X)$

$g(X)$ potrebbe NON essere continua

Sia $X \in E$ una variabile aleatoria con densità discreta oppure continua (se $E = \mathbb{R}^d$).

- Data $g : E \rightarrow \mathbb{R}$, vale

$$\mathbb{E}[g(X)|I] = \begin{cases} \sum_{x \in E} g(x) P(X = x|I) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_E g(x) p(X = x|I) dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

- Nel caso $E \subseteq \mathbb{R}$ e $g(x) = x$ abbiamo la definizione!
- NON serve la densità di $g(X)$

Valor medio di $g(X)$

Sia $X \in E$ una variabile aleatoria con densità discreta oppure continua (se $E = \mathbb{R}^d$).

- Data $g : E \rightarrow \mathbb{R}$, vale

$$\mathbb{E}[g(X)|I] = \begin{cases} \sum_{x \in E} g(x)P(X = x|I) & \text{se } X \text{ ha densità discreta,} \\ \int_E g(x)p(X = x|I)dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

- Per calcolare il valor medio di una variabile composta $g(X)$, basta conoscere la densità di X (*non* serve calcolare quella di $g(X)$)!

Dimostrazione

(X discreta)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[g(X)] &= \sum_{x \in E} \mathbb{E}[g(X) \mid \underline{X=x}] P(X=x) \\ &\quad \text{"} \\ &\quad g(x) \\ &= \sum_{x \in E} g(x) P(X=x) \end{aligned}$$

Esempio

Sia X una variabile con densità discreta binomiale di parametri $n = 20$, $p = 1/4$. Si trova

$$\mathbb{E}[X^3] = \sum_{k=0}^{20} k^3 \binom{20}{k} \frac{1}{4^k} \left(\frac{3}{4}\right)^{20-k}$$

Possiamo calcolarlo numericamente.

[1] 183.125

Caso cont. uovo: Se $X \sim \text{Exp}(\lambda)$

$$\mathbb{E}[X^3] = \int_0^{+\infty} x^3 (\lambda e^{-\lambda x}) dx$$

Valor medio e indipendenza

Siano X, Y variabili aleatorie reali indipendenti (rispetto ad una informazione I). Allora

$$\mathbb{E}[XY|I] = \mathbb{E}[X|I] \mathbb{E}[Y|I].$$

- Ricordando che se X, Y sono indipendenti anche eventuali composizioni $g(X)$ e $h(Y)$ lo sono, segue che

$$\mathbb{E}[g(X)h(Y)|I] = \mathbb{E}[g(X)|I] \mathbb{E}[h(Y)|I].$$

(a volte, specie negli esercizi, si è appunto in questa situazione apparentemente più generale)

Dimostrazione

Valor medio e indipendenza

Siano X, Y variabili aleatorie reali indipendenti (rispetto ad una informazione I). Allora

$$\mathbb{E}[XY|I] = \mathbb{E}[X|I] \mathbb{E}[Y|I].$$

- Ricordando che se X, Y sono indipendenti anche eventuali composizioni $g(X)$ e $h(Y)$ lo sono, segue che

$$\mathbb{E}[g(X)h(Y)|I] = \mathbb{E}[g(X)|I] \mathbb{E}[h(Y)|I].$$

(a volte, specie negli esercizi, si è appunto in questa situazione apparentemente più generale)

Dimostrazione

 X, Y discrete

$$E[XY] = \sum_y y E[X | Y=y] P(Y=y)$$

$$= \sum_y y P(Y=y) \cdot E[X | \cancel{Y=y}] = E[Y] E[X]$$

$$\left[\sum_x x P(X=x | \cancel{Y=y}) = \sum_x x P(X=x) \right] \quad E[X | Y=y] = E[X]$$

Il caso vettoriale

Data una variabile $X = (X_1, \dots, X_d)$ a valori in \mathbb{R}^d , si definisce il *vettore dei valor medi* (o vettore delle medie) di X come il vettore in \mathbb{R}^d ,

$$\mathbb{E}[X|I] = (\mathbb{E}[X_1|I], \dots, \mathbb{E}[X_d|I]).$$

Linearità (caso vettoriale)

- Additività:

$$\mathbb{E}[X + Y|I] = \mathbb{E}[X|I] + \mathbb{E}[Y|I]$$

per variabili aleatorie X, Y a valori in \mathbb{R}^d .

Linearità (caso vettoriale)

- Additività:

$$\mathbb{E}[X + Y|I] = \mathbb{E}[X|I] + \mathbb{E}[Y|I]$$

per variabili aleatorie X, Y a valori in \mathbb{R}^d .

- trasformazioni lineari affini del vettore dei valor medi: data una variabile aleatoria $X \in \mathbb{R}^d$ e posta

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

dove $A \in \mathbb{R}^{k \times d}$ è una matrice e $b \in \mathbb{R}^k$ è un vettore (noti, ossia costanti rispetto all'informazione I), vale

$$\mathbb{E}[Y|I] = A\mathbb{E}[X|I] + b, \quad \text{ossia} \quad \mathbb{E}[Y_i|I] = \sum_{j=1}^d A_{ij}\mathbb{E}[X_j|I] + b_i.$$

Section 3

Varianza e deviazione standard

Varianza

La moda, la mediana ed il valore medio sono tutti indicatori *puntuali*, riassumono tutta la legge con un singolo valore.

Per descrivere in modo più efficace una variabile X si affianca un indicatore della dispersione, ossia della “concentrazione” della sua legge intorno ad un indicatore puntuale.

- Un indicatore di dispersione molto usato è la *deviazione standard* (o scarto quadratico medio), definita come

$$\sigma_X = \sqrt{\text{Var}(X)},$$

dove la *varianza* è

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

L'unità di misura di σ_X è la stessa di X , mentre $\text{Var}(X)$ ha come unità di misura il quadrato dell'unità di X .

Operativamente:

- 1 si calcola il valor medio di X ,

L'unità di misura di σ_X è la stessa di X , mentre $\text{Var}(X)$ ha come unità di misura il quadrato dell'unità di X .

Operativamente:

- 1 si calcola il valor medio di X ,
- 2 si considera lo scarto (variabile aleatoria centrata)

$$X - \mathbb{E}[X],$$

L'unità di misura di σ_X è la stessa di X , mentre $\text{Var}(X)$ ha come unità di misura il quadrato dell'unità di X .

Operativamente:

- 1 si calcola il valor medio di X ,
- 2 si considera lo scarto (variabile aleatoria centrata)

$$X - \mathbb{E}[X],$$

- 3 se ne prende il quadrato e il valor medio

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

L'unità di misura di σ_X è la stessa di X , mentre $\text{Var}(X)$ ha come unità di misura il quadrato dell'unità di X .

Operativamente:

- 1 si calcola il valor medio di X ,
- 2 si considera lo scarto (variabile aleatoria centrata)

$$X - \mathbb{E}[X],$$

- 3 se ne prende il quadrato e il valor medio

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

- 4 Per la deviazione standard si prende la radice quadrata

$$\sigma_X = \sqrt{\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]}.$$

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

Partendo dalla densità di X e usando $g(x) = (x - \mathbb{E}[X])^2$, si trova la formula

$$\text{Var}(X) = \begin{cases} \sum_{x \in \mathbb{R}} (x - \mathbb{E}[X])^2 P(X = x) & \text{se } X \text{ ha densità discreta} \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mathbb{E}[X])^2 p(X = x) dx & \text{se } X \text{ ha densità continua.} \end{cases}$$

Esempi

Espressione alternativa per la varianza

Vale l'identità

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

Dimostrazione

Un altro esempio

Diseguaglianza di Chebyshev

Sia $X \in \mathbb{R}$ una variabile aleatoria. Allora per ogni costante $k > 0$, si ha

$$P(|X - \mathbb{E}[X]| > k) \leq \frac{\text{Var}(X)}{k^2},$$

o, equivalentemente, per ogni $k \geq 1$,

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

- Una conseguenza è che, se $\sigma_X = 0$ la variabile X è costante con probabilità 1

Diseguaglianza di Chebyshev

Sia $X \in \mathbb{R}$ una variabile aleatoria. Allora per ogni costante $k > 0$, si ha

$$P(|X - \mathbb{E}[X]| > k) \leq \frac{\text{Var}(X)}{k^2},$$

o, equivalentemente, per ogni $k \geq 1$,

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

- Una conseguenza è che, se $\sigma_X = 0$ la variabile X è costante con probabilità 1
- Informalmente scriviamo

$$X \approx \mathbb{E}[X] \pm \sigma_X$$

Dimostrazione

Standardizzazione

Data X , la variabile $X - \mathbb{E}[X]$ è centrata, $\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])] = 0$,

La *standardizzazione* \hat{X} è la variabile

$$\hat{X} = \frac{X - \mathbb{E}[X]}{\sigma_X},$$

che è centrata $\mathbb{E}[\hat{X}] = 0$ e ha deviazione standard $\sigma_{\hat{X}} = 1$.

Esempi

