

05BQX Metodi Matematici per l'ingegneria 2011-2012

Marina Santacroce

Dipartimento di Scienze Matematiche, Politecnico di Torino

5. Variabili aleatorie continue

Riferimenti: S.Ross *Calcolo delle probabilità* Cap.5

Outline

Variabili aleatorie continue

- Introduzione

- Definizione ed esempi

- Variabili aleatorie continue: valore atteso

- Funzione di una variabile aleatoria continua

- Variabili aleatorie continue notevoli

¹ Jon Brower Minnoch (1941-1983), nato negli U.S., peso 635 Kg (il più grande mai documentato)

Variabili aleatorie continue

Supponiamo che X sia una variabile aleatoria reale che assume valori in un sottoinsieme **continuo** di \mathbb{R} (tempo di vita di un transistor, arrivo di un treno).

Def. La variabile aleatoria X è **continua** se esiste una funzione

$$f : \mathbb{R} \longrightarrow [0, +\infty) \quad \text{tale che}$$

$$\mathbb{P}(X \in B) = \int_B f(x) \, dx$$

per gli insiemi $B \subset \mathbb{R}$ per cui l'integrale è definito. Quindi

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

La funzione f si chiama **funzione di densità** di X .

La funzione di ripartizione o distribuzione di X

$$F(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(u) \, du$$

Oss. Vista l'interpretazione geometrica dell'integrale, la probabilità nel caso continuo si legge sui grafici come **area**, mentre

$$f(x) = F'(x)$$

For $B = [a, b]$,
$$\mathbb{P}(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx = F(b) - F(a)$$

La **probabilità** $\mathbb{P}(a \leq X \leq b)$ corrisponde all'area sotto la funzione $f(x)$ tra a e b .

Per piccoli intervalli $(x, x + \Delta x]$, si ha

$$\mathbb{P}(x < X \leq x + \Delta x) = \int_x^{x+\Delta x} f(u) du \cong f(x)\Delta x$$

quindi $\mathbb{P}(x < X \leq x + \Delta x)$ è proporzionale a $f(x)$ per Δx piccoli.

$\Rightarrow f(x)$ **NON** è una **probabilità**

\Rightarrow Visto che $f(x)$ **NON** è una **probabilità**, **non ci deve stupire** se $f(x) > 1$ per qualche valore di $x \in \mathbb{R}$.

- Se X è una variabile aleatoria continua, la probabilità che assuma un particolare valore è zero; i.e. per ogni $x \in \mathbb{R}$ si ha $\mathbb{P}(X = x) = 0$.

Esempi:

1. Si consideri
$$f(x) = \begin{cases} C(4x - 2x^2) & \text{se } 0 < x < 2 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Stabilire per quali valori di C la funzione f è una densità di una variabile aleatoria continua e calcolare la $\mathbb{P}(X > 1)$.

2. Il tempo di guasto di un dispositivo ha funzione di densità

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-x/100} & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Si determini λ e la $\mathbb{P}(X > 50)$.

Valore atteso

Consideriamo una variabile aleatoria reale X continua.

Def. Se X ha funzione di densità f , allora il **valore atteso di X** , se l'integrale esiste², è

$$\mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx.$$

Oss. X si dice simmetrica se $f(x) = f(-x)$. In questo caso $\Rightarrow \mathbb{E}(X) = 0$.

Prop. Se X è una variabile aleatoria **continua non negativa**, allora

$$\mathbb{E}(X) = \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(X > x) dx.$$

Oss. Nel caso di variabili aleatorie **discrete**, vale un analogo risultato per X con supporto \mathbb{N}_0 :

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{i:0}^{+\infty} \mathbb{P}(X > i).$$

²Per semplicità nel seguito supporremo $\mathbb{E}(|X|) < \infty$

Funzione di una variabile aleatoria continua

Spesso si è interessati allo studio di *funzioni* di variabili aleatorie.

Esempio: X è una variabile aleatoria continua con *funzione di densità* f_X .

Determinare la densità delle variabili

- $Y = X^2$, $Z = aX + b$, a e $b \in \mathbb{R}$ e $V = |X|$.

In generale, vale

Teorema: Sia X una variabile aleatoria continua con *funzione di densità* f_X e $g(x)$ una *funzione strettamente monotona* (crescente o decrescente), derivabile con continuità. Allora la variabile $Y = g(X)$ è *continua* e la sua funzione di densità è

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right| & \text{se } y = g(x) \text{ per qualche } x \\ 0 & \text{se } y \neq g(x) \text{ per ogni } x \end{cases}$$

Valore atteso di una funzione di una variabile aleatoria continua

Come nel caso discreto, per il calcolo del *valore atteso di $g(X)$* non è necessario calcolare la densità della variabile $g(X)$.

Prop. Se X è continua e ha funzione di densità f e g è una funzione reale, allora

$$\mathbb{E}(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x) dx.$$

► Dimostriamo il risultato nel caso $g(X) \geq 0$.³

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(g(X)) &= \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(g(X) > y) dy = \int_0^{+\infty} \left(\int_{\{x: g(x) > y\}} f(x) dx \right) dy = \\ &= \int_{\mathbb{R}} \left(\int_0^{g(x)} dy \right) f(x) dx = \int_{\mathbb{R}} g(x)f(x) dx \end{aligned}$$

Prop. (linearità del valore atteso)

- $\mathbb{E}[aX + b] = a\mathbb{E}(X) + b$, con a e $b \in \mathbb{R}$
- $\mathbb{E}(f(X) + g(X)) = \mathbb{E}(f(X)) + \mathbb{E}(g(X))$ con f e g due funzioni reali.

³ Y non negativa $\Rightarrow \mathbb{E}(Y) = \int_0^{+\infty} \mathbb{P}(Y > y) dy$.

Esempio: tempi d'attesa

Supponiamo che il numero di eventi che si verificano in un intervallo di tempo $[0, t]$ segue la distribuzione di Poisson di media λt . Mostrare che il tempo di arrivo del primo evento è una variabile aleatoria continua di densità

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{if } x > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

Inoltre, si trovi la distribuzione del tempo di arrivo dell' n -esimo evento.

Supponiamo di ricevere in media 2 telefonate per ora (unità di misura tempo) e che si abbia appena finito una telefonata,

- a) qual è la probabilità di aspettare per più di un'ora la prossima telefonata?
- b) qual è la probabilità di ricevere almeno una telefonata nei prossimi 10 minuti?
- c) qual è la probabilità di aspettare più di 10 minuti ma meno di un'ora la prossima telefonata?

Variabile aleatoria esponenziale

Def. Una variabile aleatoria continua X ha distribuzione **esponenziale** di **parametro** λ , $\lambda > 0$, in simboli $X \sim \exp(\lambda)$, se ha funzione di densità

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

- ◇ Si verifichi che f è una densità;
- ◇ si verifichi che $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda}$;
- ◇ si verifichi che $\text{Var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$;
- ◇ si verifichi che $\mathbb{P}(X > s + t | X > s) = \mathbb{P}(X > t)$
proprietà di *non memoria* della variabile aleatoria esponenziale;
- ◇ si verifichi che la *funzione di rischio*, definita da

$$r(x) = \frac{f(x)}{1 - F(x)}$$

per $x > 0$, è costante e uguale a λ .

Variabile aleatoria gamma

Def. Una variabile aleatoria continua X ha distribuzione **gamma di parametri λ e α** , con $\lambda, \alpha > 0$, in simboli **$X \sim \text{gamma}(\alpha, \lambda)$** , se ha funzione di densità

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda e^{-\lambda x} (\lambda x)^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

La funzione $\Gamma(\alpha)$ è la *funzione speciale*

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx.$$

- $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)\Gamma(\alpha - 1)$;
 - $\Gamma(1) = 1$;
 - se $\alpha \in \mathbb{N}$ allora $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)!$
- ◇ Si verifichi che f è una densità;
- $\mathbb{E}(X) = \frac{\alpha}{\lambda}$; $\text{Var}(X) = \frac{\alpha}{\lambda^2}$.

Variabile aleatoria $U(0,1)$

Def. Una variabile aleatoria continua X è **uniforme su** $(0, 1)$, in simboli $X \sim U(0,1)$, se la densità

$$f(x) = \begin{cases} 1 & \text{se } 0 < x < 1 \\ 0 & \text{altrimenti.} \end{cases}$$

- $\mathbb{E}(X) = \int_0^1 x dx = 1/2$
- $\mathbb{E}(X^2) = \int_0^1 x^2 dx = 1/3$
- $\text{Var}(X) = 1/3 - (1/2)^2 = 1/12$

La *funzione di distribuzione* è $F(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < 0 \\ x & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{se } x \geq 1 \end{cases}$ smallskip

$\implies X \sim U(a, b)$ se la densità vale $1/|b - a|$ per $a < x < b$, 0 altrimenti.

Esercizio: Un bastoncino di lunghezza 1 viene spezzato in un punto U scelto a caso (distribuito uniformemente su $(0;1)$). Determinare il valore atteso della lunghezza del pezzo che contiene un punto P fissato.

Guardate la vignetta:

Si supponga che 15 minuti sia il tempo *medio* di attesa per il prossimo evento

- essendosene appena verificato uno, se il tempo ha distribuzione uniforme qual è la probabilità che fermandoci sotto l'albero 5 minuti si venga "colpiti"?
- e se invece avesse distribuzione esponenziale?



Variabile aleatoria normale o Gaussiana

Def. Una variabile aleatoria continua X ha distribuzione **normale o Gaussiana** di parametri μ e σ^2 , $\mu \in \mathbb{R}$ e $\sigma \in \mathbb{R}^+$, in simboli $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, se ha densità

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

- ◇ Si verifichi che $\mathbb{E}(X) = \mu$ e $\text{Var}(X) = \sigma^2$.
- ⇒ Se $\mu = 0$ e $\sigma^2 = 1$, la variabile aleatoria si chiama **normale standard** e la funzione di densità è:

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}, \quad z \in \mathbb{R}.$$

- ◇ Si verifichi che se $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, allora $aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$;
- se $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$.