

21 dicembre 2021

Esercizio 1. Sia X una variabile aleatoria reale su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$. Nei seguenti tre casi si determinino media e varianza di X (se esistono in \mathbb{R}):

(i) X è uniforme su $[1, 2]$; Qua si tratta di calcolare in tutti i casi; immediato nel caso 1, nel secondo si considerano tutti i casi in cui le due funzioni indicatrici valgono 1 e 0. Nel terzo pure è immediato, vale $1/\lambda$ (parametro, quindi 1)

(ii) X ha funzione di ripartizione F_X data da $F_X(x) \doteq x^3 \cdot \mathbf{1}_{[0,1)}(x) + \mathbf{1}_{[1,\infty)}(x)$,
 $x \in \mathbb{R}$;

(iii) $X = \exp(Z)$ per una variabile aleatoria Z esponenziale di parametro uno.

Si trova la funz. di ripartizione facendone l'integrale, poi andando a porlo uguale ad 1 (condizione di normalizzazione), così capendo se è ass. continua o meno.

Esercizio 2. Sia X una variabile aleatoria reale su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ con distribuzione esponenziale di parametro $\lambda > 0$. Poniamo

$$Y(\omega) \doteq \sqrt{X(\omega)}, \quad \omega \in \Omega.$$

Si calcoli la funzione di ripartizione di Y e si decida se Y è assolutamente continua o meno.

Prima deve valere l'integrale tra $-\pi/2$ e $\pi/2$ su Y e poi deve valere l'integrale tra $-\infty$ e t per la seconda

Esercizio 3 (Esercizio 6.7 in CD). Sia X una variabile aleatoria con distribuzione uniforme su $(-\pi/2, \pi/2)$. Poniamo $Y \doteq \cos(X)$. Si mostri che Y è assolutamente continua e se ne determini la densità.

Si fa l'integrale ma si nota che $Y=1$ (non può essere $(0, -1)$) e facendo l'integrale risulta $t - \infty$ e si vede che non è né discreta né continua.

Esercizio 4 (Esercizio 6.11 in CD). Sia X una variabile aleatoria reale con distribuzione uniforme su $(-1, 1)$. Poniamo $Y \doteq X^+ = \max\{0, X\}$. Si determini la funzione di ripartizione di Y e si deduca che Y non è né discreta né assolutamente continua.

Soluzione: <https://ibb.co/sHyjDBs>

Esercizio 5 (Esercizio 7.8 in CD). “Un congegno è costituito da una componente elettrica che viene rimpiazzata non appena smette di funzionare. Dunque, se T_1, T_2, \dots, T_n sono i tempi di vita di n componenti che si hanno a disposizione, il tempo di vita totale del congegno è $T = T_1 + T_2 + \dots + T_n$. Si supponga che $T_i \sim \text{Exp}(1)$, e che le T_i siano indipendenti. Utilizzando l'approssimazione normale, si calcolino:

- (i) se $n = 100$ la probabilità $\mathbf{P}(T < 90)$;
- (ii) il valore minimo di n per cui $\mathbf{P}(T < 90) \leq 0.05$."

Considerando le ripetizioni e la p tra 0 e 1 si usa la distr. geometrica con Bernoulli (quindi $p^*(1-p)$). Il val. massimo potrà essere solo 1/2.

Esercizio 6. Lanciamo una moneta non necessariamente equilibrata n volte. Sia $k \in \{0, \dots, n\}$. Se $p \in [0, 1]$ denota la probabilità di ottenere testa in un singolo lancio, per quale valore di p diventa massima la probabilità di ottenere k volte testa in n lanci?

Esercizio 7. Sia $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ una successione di variabili aleatorie indipendenti ed identicamente distribuite su $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ con comune distribuzione uniforme $\text{Unif}(0, a)$ per un $a > 0$. Poniamo

$$Y_n \doteq \max \{X_1, \dots, X_n\}, \quad n \in \mathbb{N}.$$

- (i) Si calcoli $\mathbf{E}[Y_n]$ per ogni $n \in \mathbb{N}$. Qui, sapendo che nella unif. il val. atteso è $b+a/2$, sarà quello; altrimenti si dimostra facendo l'integrale di $x \cdot \max(X_1 \dots X_n)$
- (ii) Come si comporta $\mathbf{E}[Y_n]$ per $n \rightarrow \infty$? Per $n \rightarrow \infty$, per la convergenza, tende ad Y_n

Contatto: Markus Fischer (fischer@math.unipd.it)