Laurea Triennale in Informatica, Università di Roma Tor Vergata

Calcolo delle Probabilità e Statistica (ed insegnamenti mutuati)

Anno Accademico: 2022-2023. Titolare del corso: Claudio Macci

Esame del 21 Febbraio 2023

Esercizio 1. Un'urna ha 5 palline numerate da 1 a 5. Si estraggono a caso 2 palline, una alla volta e senza reinserimento.

- D1) Calcolare la probabilità di estrarre la sequenza (pari, dispari).
- D2) Calcolare la probabilità di estrarre un numero pari e un numero dispari in un qualsiasi ordine.
- D3) Calcolare speranza matematica e varianza della variabile aleatoria X che conta il numero di palline con numero pari estratte.

Esercizio 2. Si lancia una moneta equa. Se esce testa si estrae una pallina a caso da un'urna con 2 palline bianche e 1 nera; se esce croce si estrae una pallina a caso da un'urna con 3 palline bianche e 2 nere.

D4) Calcolare la probabilità che sia uscita testa (nel lancio di moneta) sapendo di aver estratto una pallina bianca (dall'urna scelta).

Esercizio 3. Siano $\lambda_1, \lambda_2 > 0$ arbitrariamente fissati. Consideriamo la seguente densità congiunta discreta:

$$p_{X_1,X_2}(x_1,x_2) = \frac{\lambda_1^{x_1}}{x_1!} \frac{\lambda_2^{x_2}}{x_2!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}$$
 per $x_1, x_2 \ge 0$ interi.

D5) Verificare che $P(X_2 \ge 1) = 1 - e^{-\lambda_2}$.

Suggerimento. Se si considera il calcolo diretto è utile ricordare che, per ogni $x \in \mathbb{R}$, si ha

$$\sum_{k\geq 0} \frac{x^k}{k!} = e^x, \text{ da cui segue } \sum_{k\geq 1} \frac{x^k}{k!} = e^x - 1.$$

In altro modo si potrebbe sfruttare la ben nota relazione con la probabilità dell'evento complementare:

$$P(X_2 > 1) = 1 - P(X_2 = 0).$$

D6) Verificare che $P(X_1 = 1 | X_1 + X_2 = 2) = \frac{2\lambda_1 \lambda_2}{(\lambda_1 + \lambda_2)^2}$.

Esercizio 4. Sia X una variabile aleatoria con densità continua $f_X(x) = xe^{-x^2/2}1_{(0,\infty)}(x)$.

- D7) Verificare che $Y = X^2$ ha distribuzione esponenziale e determinarne il parametro λ .
- D8) Sia Z=[X], dove $[x]=\max\{k\in\mathbb{Z}:k\leq x\}$ è la parte intera di $x\in\mathbb{R}$. Verificare che la densità discreta di Z è $p_Z(k)=e^{-k^2/2}-e^{-(k+1)^2/2}$ per $k\geq 0$ intero.

Esercizio 5. Poniamo $\Phi(y)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^y e^{-\frac{x^2}{2}}dx$. Sia X una variabile aleatoria Normale con media 0 e varianza 4.

D9) Dire per quale valore di z > 0 si ha $P(X > z) = 1 - \Phi(5/7)$.

Siano X_1, \ldots, X_{100} variabili aleatorie i.i.d. con media 7 e varianza 16.

D10) Calcolare $P(\frac{X_1+\cdots+X_{100}}{100}-7>1)$ con l'approssimazione Normale esprimendo il risultato con la funzione Φ .

1

Cenno alle soluzioni (Ogni segnalazione di errori o sviste (sempre possibili) è gradita)

Esercizio 1.

La variabile aleatoria X che conta il numero di palline con numero pari estratte ha distribuzione ipergeometrica, e più precisamente si ha $p_X(k) = \frac{\binom{2}{k}\binom{3}{2-k}}{\binom{5}{2}}$ per $k \in \{0,1,2\}$.

- D1) Con notazioni ovvie la probabilità richiesta è $P(D_1^c \cap D_2) = P(D_2|D_1^c)P(D_1^c) = \frac{3}{4}\frac{2}{5} = \frac{3}{10}$.
- D2) La probabilità richiesta è $P(X=1) = p_X(1) = \frac{3}{5}$ (uso la formula scritta sopra con k=1). Osservazione. Si ha anche $P(X=1) = P(D_1^c \cap D_2) + P(D_1 \cap D_2^c)$; si può verificare che entrambi gli addendi sono uguali a $\frac{3}{2}$ (il primo addendo è stato calcolato nella domanda precedente)
- gli addendi sono uguali a $\frac{3}{10}$ (il primo addendo è stato calcolato nella domanda precedente). D3) Con formule note legate alla ipergeometrica si ha $\mathbb{E}[X] = 2 \cdot \frac{2}{5} = \frac{4}{5}$ e $\mathrm{Var}[X] = 2 \cdot \frac{2}{5} (1 \frac{2}{5}) \frac{2+3-2}{2+3-1} = \frac{4}{5} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{3}{4} = \frac{9}{25}$.

 $\frac{4}{5}\frac{3}{5}\frac{3}{4}=\frac{9}{25}.$ Osservazione. Questi valori si possono ottenere anche dalla densità discreta di X scritta sopra: $\mathbb{E}[X]=\sum_{k=0}^2 kp_X(k) \text{ e Var}[X]=\mathbb{E}[X^2]-\mathbb{E}^2[X]=\sum_{k=0}^2 k^2p_X(k)-(\sum_{k=0}^2 kp_X(k))^2.$

Esercizio 2.

D4) Con notazioni ovvie viene chiesto di calcolare una probabilità condizionata P(T|B). Per la formula di Bayes (in quel che segue si tiene conto che $P(B) = P(B|T)P(T) + P(B|T^c)P(T^c)$ per la formula delle probabilità totali) si ha

$$P(T|B) = \frac{P(B|T)P(T)}{P(B)} = \frac{\frac{2}{3}\frac{1}{2}}{\frac{2}{3}\frac{1}{2} + \frac{3}{5}\frac{1}{2}} = \frac{\frac{2}{3}}{\frac{2}{3} + \frac{3}{5}} = \frac{10}{10 + 9} = \frac{10}{19}.$$

Esercizio 3.

D5) Iniziamo con il calcolo diretto. Si ha $P(X_2 \ge 1) = \sum_{x_1 > 0, x_2 > 1} p_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}$.

$$\sum_{x_1 \geq 0} \frac{\lambda_1^{x_1}}{x_1!} \sum_{x_2 \geq 1} \frac{\lambda_2^{x_2}}{x_2!} \text{ e, per il suggerimento, possiamo dire che } P(X_2 \geq 1) = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} e^{\lambda_1} (e^{\lambda_2} - 1) = e^{-\lambda_2} (e^{\lambda_2} - 1) = 1 - e^{-\lambda_2}.$$

In altro modo (considerando la parte del suggerimento con la probabilità dell'evento complementare) si ha $P(X_2 \ge 1) = 1 - P(X_2 = 0) = 1 - \sum_{x_1 \ge 0} p_{X_1, X_2}(x_1, 0) = 1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \sum_{x_1 \ge 0} \frac{\lambda_1^{x_1}}{x_1!} \frac{\lambda_0^2}{0!} = 1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} e^{\lambda_1} = 1 - e^{-\lambda_2}.$

$$\begin{array}{l} \text{mentare) si ha} \ P(X_2 \geq 1) \equiv 1 - P(X_2 \equiv 0) \equiv 1 - \sum_{x_1 \geq 0} p X_1, X_2(x_1, 0) \equiv 1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} e^{\lambda_1} = 1 - e^{-\lambda_2}. \\ 1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} e^{\lambda_1} = 1 - e^{-\lambda_2}. \\ \text{D6) Si ha} \ P(X_1 = 1 | X_1 + X_2 = 2) = \frac{P(\{X_1 = 1\} \cap \{X_1 + X_2 = 2\})}{P(X_1 + X_2 = 2)} = \frac{p X_1, X_2(1, 1)}{p X_1, X_2(2, 0) + p X_1, X_2(1, 1) + p X_1, X_2(0, 2)} = \frac{\lambda_1 \lambda_2 e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{\left(\frac{\lambda_1^2}{2} + \lambda_1 \lambda_2 + \frac{\lambda_2^2}{2}\right) e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}} = \frac{2\lambda_1 \lambda_2}{(\lambda_1^2 + 2\lambda_1 \lambda_2 + \lambda_2^2)} = \frac{2\lambda_1 \lambda_2}{(\lambda_1 + \lambda_2)^2}. \end{array}$$

Esercizio 4.

D7) Si ha $P(Y \ge 0) = 1$ e quindi $F_Y(y) = 0$ per $y \le 0$. Per y > 0 si ha $F_Y(y) = P(X^2 \le y) = P(-\sqrt{y} \le X \le \sqrt{y}) = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} f_X(x) dx = \int_0^{\sqrt{y}} x e^{-x^2/2} dx = [-e^{-x^2/2}]_{x=0}^{x=\sqrt{y}} = -e^{-(\sqrt{y})^2/2} - (-e^0) = 0$

 $1 - e^{-y/2}$. Quindi F_Y è la funzione di distribuzione di una esponenziale con parametro $\lambda = \frac{1}{2}$.

D8) La variabile aleatoria Z assume interi e, nel caso specifico, possiamo limitarci a quelli non negativi (ovvio). Per $k \geq 0$ intero si ha $p_Z(k) = P(k \leq X < k+1) = \int_k^{k+1} xe^{-x^2/2} dx = [-e^{-x^2/2}]_{x=k}^{x=k+1} = -e^{-(k+1)^2/2} - (-e^{-k^2/2}) = e^{-k^2/2} - e^{-(k+1)^2/2}$.

Osservazione. Si verifica che $\sum_{k\geq 0} p_Z(k)=1$; infatti (nel limite delle somme parziali appare una somma telescopica ...) $\lim_{h\to\infty} \sum_{k=0}^h (e^{-k^2/2}-e^{-(k+1)^2/2})=\lim_{h\to\infty} 1-e^{-(h+1)^2/2}=1$.

Esercizio 5.

D9) Si ha $1 - \Phi(5/7) = P(X > z) = P(X^* > \frac{z-0}{\sqrt{4}}) = P(X^* > z/2) = 1 - \Phi(z/2)$, e quindi $\frac{z}{2} = \frac{5}{7}$ da cui segue $z = \frac{10}{7}$.

D10) Si ha
$$P(\frac{X_1 + \dots + X_{100}}{100} - 7 > 1) = P\left(\frac{\frac{X_1 + \dots + X_{100}}{100} - 7}{\sqrt{16}/\sqrt{100}} > \frac{1}{\sqrt{16}/\sqrt{100}}\right) \approx 1 - \Phi(\frac{1}{\sqrt{16}/\sqrt{100}}) = 1 - \Phi(5/2).$$