

**Probabilità e Statistica** (13/02/2010)

(Ing. Civile - Trasporti, Roma; esame da 4 crediti: esercizi 1,2,3,4)

(esame da 6 crediti: il punteggio massimo si ottiene risolvendo correttamente 5 esercizi)

1. Siano dati 2 lotti:  $L_1$  contenente 4 pezzi buoni e 2 difettosi;  $L_2$  contenente 2 pezzi buoni e 4 difettosi. Scelto uno dei due lotti,  $L_1$  (con probabilità  $p$ ) oppure  $L_2$  (con probabilità  $1 - p$ ), da esso si effettuano un numero aleatorio  $X$  di estrazioni con restituzione fino ad ottenere per la prima volta un pezzo buono. Definiti gli eventi  $E = (X = 2)$ ,  $H =$  "le estrazioni sono state effettuate da  $L_1$ ", calcolare la probabilità  $\gamma$  dell'evento condizionato  $H|E$ .

$$\gamma =$$

2. Un sistema  $S$  è costituito da due dispositivi in parallelo  $A$  e  $B$ , con  $B$  che entra in funzione nell'istante in cui si guasta  $A$ . I tempi aleatori  $X$  e  $Y$  di durata fino al guasto di  $A$  e  $B$  hanno una densità congiunta  $f(x, y) = 4e^{-2x-2y}$ , per  $x \geq 0, y \geq 0$ , con  $f(x, y) = 0$  altrove. Definiti gli eventi  $H = (0 \leq X \leq 1, 0 \leq Y \leq 1)$ ,  $E = (X + Y \leq 1)$ , calcolare la probabilità  $p$  dell'evento condizionato  $E|H$ .

$$p =$$

3. Con riferimento all'esercizio precedente, calcolare la previsione  $m$  e lo scarto standard  $\sigma$  del tempo aleatorio  $T$  di durata fino al guasto di  $S$ .

$$m = \qquad \qquad \qquad \sigma =$$

4. Da un'urna contenente 4 palline bianche e 2 nere si effettuano 3 estrazioni senza restituzione. Definiti gli eventi  $E_i =$  "l' $i$ -ma pallina estratta è bianca",  $i = 1, 2, 3$ , calcolare la probabilità  $\alpha$  dell'evento condizionato  $(E_2 \vee E_3)|(E_1 \vee E_3)$ .

$$\alpha =$$

5. Con riferimento all'esercizio precedente, calcolare la funzione caratteristica del numero aleatorio  $X = |E_1| + |E_2| + |E_3|$ .

$$\varphi_X(t) =$$

6. Con riferimento all'esercizio 3, calcolare la funzione di rischio  $h_Z(z)$  del numero aleatorio  $Z = 2T$ , per ogni  $z > 0$ .

$$h_Z(z) =$$

7. La densità di probabilità iniziale di un parametro aleatorio  $\Theta$  è  $\beta(\theta) = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{\theta^2}{8}}$ ; inoltre, per ogni fissato  $\theta$ , le componenti di un campione casuale  $X = (X_1, \dots, X_6)$  sono stocasticamente indipendenti subordinatamente a  $\theta$  e con distribuzione normale di parametri  $m = \theta, \sigma = 1$ ; ovvero:  $X_i|\theta \sim f(x_i|\theta) = N_{\theta,1}(x_i)$ . Calcolare la probabilità  $p$  dell'evento condizionato  $(-\frac{4}{5} \leq \Theta \leq \frac{4}{5} | \mathbf{x})$ , assumendo  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_6) = (-3, -2, -1, 1, 2, 3)$ .

$$p =$$

1. Si ha  $P(H) = p$ ,  $P(H^c) = 1 - p$ ; inoltre

$$P(E|H) = P(X = 2|H) = \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{2}{9}, \quad P(E|H^c) = P(X = 2|H^c) = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{9};$$

quindi

$$P(E) = P(X = 2) = P(X = 2|H)P(H) + P(X = 2|H^c)P(H^c) = \frac{2}{9}p + \frac{2}{9}(1 - p) = \frac{2}{9};$$

$$\text{allora: } \gamma = P(H|E) = \frac{P(EH)}{P(H)} = \frac{P(E|H)P(H)}{P(E)} = P(H) = p.$$

2. Posto  $D = \{(x, y) : 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 - x\}$  e osservando che  $\int_0^{1-x} 2e^{-2y} dy = 1 - e^{-2(1-x)}$ ,  $\int_0^1 2e^{-2x} dx = 1 - e^{-2}$ , si ha  $P(E|H) = \frac{P(EH)}{P(H)} = \frac{P(E)}{P(H)}$ , con

$$\begin{aligned} P(E) &= \int \int_D f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{1-x} 4e^{-2x-2y} dy = \int_0^1 2e^{-2x} dx \int_0^{1-x} 2e^{-2y} dy = \\ &= \int_0^1 2e^{-2x}(1 - e^{-2(1-x)}) dx = \int_0^1 2e^{-2x} dx - \int_0^1 2e^{-2} dx = 1 - e^{-2} - 2e^{-2} = 1 - 3e^{-2}, \end{aligned}$$

$$P(H) = \int_0^1 \int_0^1 f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 4e^{-2x-2y} dx dy = \int_0^1 2e^{-2x} dx \int_0^1 2e^{-2y} dy = (1 - e^{-2})^2;$$

$$\text{pertanto: } p = P(E|H) = \frac{1 - 3e^{-2}}{(1 - e^{-2})^2} = \frac{e^2 - 3}{e^2 + e^{-2} - 2}.$$

3. Si ha  $T = X + Y$  e per ogni fissato  $t > 0$ , indicando con  $G$  la funzione di ripartizione di  $T$ , risulta

$$\begin{aligned} G(t) &= P(T \leq t) = P(X + Y \leq t) = \int_0^t dx \int_0^{t-x} 4e^{-2x-2y} dy = \\ &= \int_0^t 2e^{-2x} [-e^{-2y}]_0^{t-x} dx = \int_0^t (2e^{-2x} - 2e^{-2t}) dx = \dots = 1 - e^{-2t} - 2te^{-2t}; \end{aligned}$$

allora:  $G'(t) = g(t) = \dots = 4te^{-2t}$ ,  $t \geq 0$ , con  $g(t) = 0$  altrove (distribuzione Gamma di parametri  $c = 2$ ,  $\lambda = 2$ ). Pertanto

$$m = \int_0^{+\infty} t g(t) dt = \int_0^{+\infty} 4t^2 e^{-2t} dt = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx = \frac{1}{2} \Gamma(3) = 1 = \frac{c}{\lambda},$$

$$\mathbb{P}(T^2) = \int_0^{+\infty} t^2 g(t) dt = \int_0^{+\infty} 4t^3 e^{-2t} dt = \frac{1}{4} \int_0^{+\infty} x^3 e^{-x} dx = \frac{1}{4} \Gamma(4) = \frac{3}{2},$$

$$\sigma^2 = \mathbb{P}(T^2) - [\mathbb{P}(T)]^2 = \frac{1}{2} = \frac{c}{\lambda^2}, \quad \sigma = \frac{1}{\sqrt{2}}.$$

(Nota: in alternativa, si possono calcolare prima  $\mathbb{P}(X)$ ,  $\mathbb{P}(Y)$ ,  $\mathbb{P}(X^2)$ ,  $\mathbb{P}(Y^2)$ ,  $\mathbb{P}(XY)$ , e poi i valori  $m = \mathbb{P}(X) + \mathbb{P}(Y)$ ,  $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)}$ )

4. Si ha  $P(E_i) = \frac{2}{3}$ ,  $i = 1, 2, 3$ ; inoltre

$$P(E_1E_3) = P(E_2E_3) = P(E_1E_2) = \frac{4}{6} \cdot \frac{3}{5} = \frac{2}{5}; \quad P(E_1E_2E_3) = \frac{4}{6} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{4} = \frac{1}{5};$$

inoltre

$$(E_2 \vee E_3) \wedge (E_1 \vee E_3) = E_1E_2 \vee E_2E_3 \vee E_1E_3 \vee E_3 = E_1E_2 \vee E_3;$$

pertanto

$$\begin{aligned} \alpha &= P[(E_2 \vee E_3)|(E_1 \vee E_3)] = \frac{P[(E_2 \vee E_3) \wedge (E_1 \vee E_3)]}{P(E_1 \vee E_3)} = \frac{P(E_1E_2 \vee E_3)}{P(E_1 \vee E_3)} = \\ &= \frac{P(E_1E_2) + P(E_3) - P(E_1E_2E_3)}{P(E_1) + P(E_3) - P(E_1E_3)} = \frac{\frac{2}{5} + \frac{2}{3} - \frac{1}{5}}{\frac{2}{3} + \frac{2}{3} - \frac{2}{5}} = \frac{13}{14}. \end{aligned}$$

5. Si ha  $X \sim H(6, 3, \frac{2}{3})$ , con  $X \in \{1, 2, 3\}$  e con

$$P(X = 1) = \frac{\binom{4}{1}\binom{2}{2}}{\binom{6}{3}} = \frac{1}{5}, \quad P(X = 2) = \frac{\binom{4}{2}\binom{2}{1}}{\binom{6}{3}} = \frac{3}{5}, \quad P(X = 3) = \frac{\binom{4}{3}\binom{2}{0}}{\binom{6}{3}} = \frac{1}{5};$$

pertanto, posto  $P(X = h) = p_h$ , risulta

$$\varphi_X(t) = \mathbb{P}(e^{itX}) = \sum_1^3 p_h e^{ith} = \frac{1}{5}(e^{it} + 3e^{2it} + e^{3it}).$$

6. Indicando con  $F_Z$  la funzione di ripartizione di  $Z$ , per ogni  $z > 0$  si ha

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P\left(T \leq \frac{z}{2}\right) = G\left(\frac{z}{2}\right) = 1 - e^{-z} - ze^{-z};$$

quindi

$$F'_Z(z) = f_Z(z) = \dots = ze^{-z}, \quad z \geq 0,$$

con  $f_Z(z) = 0$  altrove (distribuzione Gamma di parametri  $c = 2, \lambda = 1$ ). Allora

$$S_Z(z) = P(Z > z) = 1 - F_Z(z) = 1 - (1 - e^{-z} - ze^{-z}) = e^{-z} + ze^{-z}, \quad z \geq 0;$$

pertanto

$$h_Z(z) = \frac{f_Z(z)}{S_Z(z)} = \frac{ze^{-z}}{e^{-z} + ze^{-z}} = \frac{z}{1+z}, \quad z \geq 0.$$

7. Osservando che  $\Theta \sim N_{m_0, \sigma_0}$ , con  $m_0 = 0, \sigma_0 = 2$ , e che  $\bar{x} = \frac{x_1 + \dots + x_6}{6} = 0$ , segue

$$\beta(\theta | \mathbf{x}) = k(\mathbf{x})\beta(\theta)\alpha(\mathbf{x} | \theta) = k(\mathbf{x})N_{0,2}(\theta)N_{\theta,1}(x_1) \cdots N_{\theta,1}(x_6) = \dots = N_{m_6, \sigma_6}(\theta),$$

con

$$m_6 = \frac{\frac{1}{\sigma_0^2} m_0 + \frac{6}{\sigma^2} \bar{x}}{\frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{6}{\sigma^2}} = 0, \quad \frac{1}{\sigma_6^2} = \frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{6}{\sigma^2} = \frac{1}{4} + 6 = \frac{25}{4};$$

quindi:  $\Theta | \mathbf{x} \sim N_{0, \frac{2}{5}}$ . Allora

$$\begin{aligned} p &= P\left(-\frac{4}{5} \leq \Theta \leq \frac{4}{5} \mid \mathbf{x}\right) = \Phi_{0, \frac{2}{5}}\left(\frac{4}{5}\right) - \Phi_{0, \frac{2}{5}}\left(-\frac{4}{5}\right) = \\ &= \Phi(2) - \Phi(-2) = 2\Phi(2) - 1 \simeq 2 \times 0.9772 - 1 = 0.9544. \end{aligned}$$