## Probabilità e Statistica (Ing. Amb. Terr. - Latina - 21/9/2004)

(ogni esercizio, risolto correttamente, vale 6 punti)

1. Da un cassetto contenente 5 chiavi, delle quali al massimo una può aprire una serratura, se ne estraggono in blocco 2. Definiti gli eventi  $H = "il \ cassetto \ contiene \ la \ chiave \ che apre la serratura", <math>E = "nessuna \ delle \ 2 \ chiavi \ estratte \ dal \ cassetto \ apre \ la \ serratura", si ponga <math>P(H) = p_0$ ,  $P(H|E) = p_2$ . Calcolare: (i) P(E); (ii) i valori di  $p_0$  tali che  $p_2 > \frac{1}{2}$ .

$$P(E) = p_0 \in$$

2. Un vettore aleatorio (X, Y) ha una distribuzione uniforme nell'insieme di punti  $\mathcal{C} = \{(x, y) : 0 \le x \le 2, 0 \le y \le x(2-x)\}$ . Calcolare: (i) la densità marginale  $f_1(x)$ ; (ii) la funzione di rischio  $h_1(x)$  di X, per ogni  $x \in (0, 2)$ .

$$f_1(x) = h_1(x) =$$

3. Con riferimento all'esercizio precedente, calcolare: (i) la probabilità  $\gamma$  dell'evento condizionato  $(X \ge 1 \mid X \ge Y)$ ; (ii) la densità condizionata  $f_2(y|x)$ , per un fissato  $x \in (0,2)$ .

$$\gamma = f_2(y|x) =$$

4. Siano dati due lotti,  $L_1$  contenente 2 pezzi difettosi e 3 non difettosi ed  $L_2$  contenente 3 pezzi difettosi e 4 non difettosi. Da  $L_1$  si effettuano 2 estrazioni con restituzione ottenendo X pezzi non difettosi; successivamente, si effettuano 3 estrazioni con restituzione da  $L_2$  ottenendo Y pezzi non difettosi. Sia  $E_i$  l'evento "il pezzo estratto nell'i-ma prova è non difettoso",  $i = 1, \ldots, 5$ . Calcolare: (i) la probabilità p che almeno uno dei 5 pezzi estratti sia non difettoso; (ii) la funzione caratteristica del numero aleatorio Z = X + Y.

$$p = \varphi_Z(t) =$$

5. Un sistema S, costituito da due moduli in serie  $M_1, M_2$ , dev'essere utilizzato in un dato intervallo di tempo [0,T].  $M_1$  è formato da 2 dispositivi in parallelo  $D_1, D_2$ , mentre  $M_2$  è formato da 3 dispositivi in parallelo  $D_3, D_4, D_5$ . Definiti gli eventi  $E_i = "il \ dispositivo D_i \ funziona senza guastarsi nell'intervallo <math>[0,T]$ ",  $i=1,\ldots,5$ , e supposto che tali eventi siano indipendenti e tutti di probabilità p=1-q, calcolare la probabilità  $\alpha$  che S funzioni senza guastarsi nell'intervallo [0,T]. Inoltre, indicando con  $X_1, X_2$  i tempi aleatori fino al guasto di  $D_1, D_2$  e supposto che  $X_1, X_2$  siano indipendenti e con distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda = 1$ , calcolare per ogni y > 0 la funzione di sopravvivenza  $S_Y(y)$  del tempo aleatorio Y fino al guasto di  $M_1$  (nota: utilizzare gli eventi  $A_i = (X_i > y)$ , i = 1, 2).

$$\alpha = S_Y(y) =$$

6. Un'urna U di composizione incognita contiene 4 palline, che sono tutte nere (ipotesi H), oppure 1 bianca e 3 nere (ipotesi  $H^c$ ). Da U si effettuano 3 estrazioni senza restituzione ottenendo pallina bianca un numero aleatorio X di volte ( $X \in \{0,1\}$ ). Supposto H ed  $H^c$  equiprobabili e definiti gli eventi:  $E_i = "l'i\text{-ma pallina estratta } e bianca", <math>i = 1, 2, 3$ , calcolare la previsione m e la funzione di ripartizione F di X.

$$m = F(x) =$$

7. La densità iniziale  $\beta(\theta)$  di un parametro aleatorio  $\Theta$  è normale di parametri  $m_0 = 0$ ,  $\sigma_0 = 5$ . Le componenti di un campione casuale  $X = (X_1, X_2, X_3)$  hanno, per ogni fissato valore  $\theta$  di  $\Theta$ , una stessa densità  $f(x|\theta)$  normale di parametri  $m = \theta, \sigma = 1$ . Supposto di aver osservato un campione casuale  $x = (x_1, x_2, x_3) = (-3, 5, 4)$ , calcolare la previsione  $m_3$  e lo scarto quadratico medio  $\sigma_3$  di  $\Theta|x$ .

$$m_3 = \sigma_3 =$$

1. Si ha 
$$P(E|H) = \frac{\binom{1}{0}\binom{4}{2}}{\binom{5}{2}} = \frac{3}{5}$$
,  $P(E|H^c) = 1$ , da cui segue:

$$P(E) = P(E|H)P(H) + P(E|H^c)P(H^c) = \frac{3}{5}p_0 + 1 - p_0 = 1 - \frac{2}{5}p_0.$$

Inoltre

$$p_2 = \frac{P(E|H)P(H)}{P(E|H)P(H) + P(E|H^c)P(H^c)} = \frac{\frac{3}{5}p_0}{1 - \frac{2}{5}p_0} > \frac{1}{2} \iff p_0 > \frac{5}{8}.$$

2. Indicando con k il valore costante (da determinare) della densità congiunta, si ha

$$f_1(x) = \int_0^{x(2-x)} k \, dy = kx(2-x), \quad 0 \le x \le 2,$$

con  $f_1(x) = 0$  altrove. Inoltre

$$\int_0^2 f_1(x)dx = k \int_0^2 x(2-x)dx = \dots = \frac{4}{3}k = 1,$$

da cui segue  $k = \frac{3}{4}$  e quindi  $f_1(x) = \frac{3}{4}x(2-x)$  per  $x \in [0,2]$ , con  $f_1(x) = 0$ , altrove. Infine, fissato  $x \in (0,2)$ , si ha

$$S_1(x) = P(X > x) = \int_x^2 f_1(t)dt = \int_x^2 \frac{3}{4}t(2-t)dt = \dots = \frac{x^3}{4} - \frac{3x^2}{4} + 1,$$

con  $S_1(x) = 0$  per  $x \ge 2$ . Allora, per ogni  $x \in (0, 2)$ , si ha

$$h_1(x) = \frac{f_1(x)}{S_1(x)} = \frac{\frac{3}{4}x(2-x)}{\frac{x^3}{4} - \frac{3x^2}{4} + 1} = \frac{6x - 3x^2}{x^3 - 3x^2 + 4}.$$

3. Si osservi che  $(X \ge 1)$  implica  $(X \ge Y)$ ; pertanto  $(X \ge 1, X \ge Y) = (X \ge 1)$ . Allora

$$\gamma = \frac{P(X \ge 1, X \ge Y)}{P(X > Y)} = \frac{P(X \ge 1)}{P(X > Y)},$$

con

$$P(X \ge 1) = \int_1^2 f_1(x) dx = \int_1^2 \frac{3}{4} x(2-x) dx = \dots = \frac{1}{2},$$

(come si potrebbe anche intuire in base a considerazioni di simmetria) e con

$$P(X \ge Y) = 1 - P(X < Y) = 1 - \int_0^1 dx \int_x^{x(2-x)} \frac{3}{4} dy = \dots = 1 - \frac{1}{8} = \frac{7}{8}.$$

Pertanto:  $\gamma = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{7}{8}} = \frac{4}{7}$ .

Ricordiamo che:  $f_2(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_1(x)}$ ; con  $f(x,y) = \frac{3}{4}$ , per  $(x,y) \in \mathcal{C}$ , e con f(x,y) = 0 altrove. Inoltre, per  $x \in (0,2)$ , si ha:  $(x,y) \in \mathcal{C} \iff 0 \le y \le x(2-x)$ . Pertanto, fissato  $x \in (0,2)$ , si ha

$$f_2(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{x(2-x)}, & 0 \le y \le x(2-x), \\ 0, & \text{altrove.} \end{cases}$$

In conclusione, Y|x ha una distribuzione uniforme nell'intervallo [0, x(2-x)].

4.  $E_1, \ldots, E_5$  sono stocasticamente indipendenti e quindi:

$$p = P(X + Y > 0) = 1 - P(X + Y = 0) = 1 - P(E_1^c \cdots E_5^c) = 1 - P(E_1^c) \cdots P(E_5^c) = \cdots = 1 - (\frac{2}{5})^2 (\frac{3}{7})^3 \simeq 0.9874.$$

Si ha:  $X \sim B(2, \frac{3}{5}), Y \sim B(3, \frac{4}{7});$  quindi

$$\varphi_X(t) = \left(\frac{3}{5}e^{it} + \frac{2}{5}\right)^2, \quad \varphi_Y(t) = \left(\frac{4}{7}e^{it} + \frac{3}{7}\right)^3.$$

Allora, osservando che X e Y sono stocasticamente indipendenti, segue

$$\varphi_Z(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(t) = \left(\frac{3}{5}e^{it} + \frac{2}{5}\right)^2 \left(\frac{4}{7}e^{it} + \frac{3}{7}\right)^3.$$

5. Si ha

$$\alpha = P[(E_1 \vee E_2) \wedge (E_3 \vee E_4 \vee E_5)] = P(E_1 \vee E_2) P(E_3 \vee E_4 \vee E_5) =$$

$$= [1 - P(E_1^c E_2^c)][1 - P(E_3^c E_4^c E_5^c)] = [1 - P(E_1^c) P(E_2^c)][1 - P(E_3^c) P(E_4^c) P(E_5^c)] =$$

$$= (1 - q^2)(1 - q^3) = 1 - q^2 - q^3 + q^5.$$

Inoltre, considerati gli eventi  $A_i = (X_i > y), i = 1, 2, \text{ con } y > 0, \text{ si ha:}$ 

$$P(A_i) = \int_y^{+\infty} e^{-x} dx = e^{-y}, \quad i = 1, 2.$$

Allora

$$S_Y(y) = P(Y > y) = P(A_1 \lor A_2) = \dots = 2e^{-y} - e^{-2y}$$
.

6. Osservando che  $X \in \{0,1\}$  e posto A = (X = 1), si ha

$$X = |E_1| + |E_2| + |E_3| = 0 \cdot |A^c| + 1 \cdot |A|;$$

quindi  $m = P(E_1) + P(E_2) + P(E_3) = P(A)$ . Essendo  $E_1, E_2, E_3$  equiprobabili, con

$$P(E_i) = P(E_1) = P(E_1|H)P(H) + P(E_1|H^c)P(H^c) = 0 \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{8},$$

segue:  $m = \frac{3}{8} = P(A)$ . Inoltre

$$P(X = 1) = P(A) = \frac{3}{8}, \quad P(X = 0) = 1 - P(X = 1) = \frac{5}{8}.$$

Allora

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{5}{8}, & 0 \le x < 1, \\ 1, & x \ge 1. \end{cases}$$

7. La distribuzione finale di  $\Theta$  è normale di parametri  $m_3, \sigma_3$ , con

$$m_3 = \frac{\frac{1}{\sigma_0^2} \cdot m_0 + \frac{3}{\sigma^2} \cdot \overline{x}}{\frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{3}{\sigma^2}}, \quad \frac{1}{\sigma_3^2} = \frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{3}{\sigma^2} = \frac{1}{25} + 3 = \frac{76}{25}, \quad \overline{x} = \frac{x_1 + x_2 + x_3}{3} = 2.$$

Pertanto:  $m_3 = \frac{75}{38}$ ,  $\sigma_3 = \frac{5}{\sqrt{76}}$ .