

Probabilità e Statistica (10/09/2011)

(Ing. Civile - Trasporti - Amb. Terr., Roma; esame da 3-4 crediti: esercizi 1,2,3,4)
(esame da 6 crediti: il punteggio massimo si ottiene risolvendo correttamente 5 esercizi)

1. Da un lotto, contenente 1 pezzo buono e 1 difettoso, si effettuano tre estrazioni con restituzione. Definiti gli eventi $E_i =$ "l'i-mo pezzo estratto è difettoso", $i = 1, 2, 3$, calcolare la probabilità condizionata $\alpha = P(E_1 \vee E_2 \mid E_1 \vee E_2 \vee E_3)$. Posto inoltre $X = |E_1| + |E_2| + |E_3|$ e indicando con m e σ la previsione e lo scarto quadratico medio di X , calcolare la probabilità $p = P(|X - m| > 2\sigma)$.

$$\alpha = \qquad p =$$

2. Con riferimento all'esercizio precedente, posto $U = |E_1| + |E_2|$, $V = |E_2| + |E_3|$, calcolare la varianza del numero aleatorio $U - V$ e la covarianza di U, V .

$$\text{Var}(U - V) = \qquad \text{Cov}(U, V) =$$

3. La densità congiunta di un vettore aleatorio continuo (X, Y) è $f(x, y) = kxy$, per $(x, y) \in Q = [2, 4] \times [2, 4]$, con $f(x, y) = 0$ altrove. Calcolare la costante k e la mediana M del numero aleatorio X ; inoltre, stabilire se X e Y sono stocasticamente indipendenti.

$$k = \qquad M = \qquad \text{stoc. indep.}?$$

4. La densità congiunta di un vettore aleatorio (X, Y) è $f(x, y) = \frac{1}{12\pi} e^{-\frac{(x-5)^2}{18} - \frac{(y-3)^2}{8}}$. Calcolare la probabilità condizionata $p = P[(X \leq 8, Y \leq 5) \mid (5 \leq X \leq 11, 3 \leq Y \leq 7)]$ e lo scarto quadratico medio σ_Z del numero aleatorio $Z = X + Y$.

$$p = \qquad \sigma_Z =$$

5. Con riferimento all'esercizio precedente, calcolare la funzione caratteristica del numero aleatorio Z . (ricordiamo che per una distribuzione normale standard si ha $\varphi(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$ e che un numero aleatorio X con distribuzione normale di parametri m, σ si può rappresentare come $X = \sigma X_{0,1} + m$, dove $X_{0,1}$ ha una distribuzione normale standard)

$$\varphi_Z(t) =$$

6. Dato un numero aleatorio continuo $X \geq 0$, con densità $f(x) = 9xe^{-3x}$, $x \geq 0$ e con $f(x) = 0$ altrove, Calcolare, per ogni $x > 0$, la funzione di sopravvivenza $S(x)$ e la funzione di rischio $h(x)$. Fissati inoltre $x > 0, x_0 > 0$, stabilire se vale $P(X > x + x_0 \mid X > x_0) = P(X > x)$.

$$S(x) = \qquad h(x) = \qquad P(X > x + x_0 \mid X > x_0) = P(X > x) ?$$

7. La distribuzione iniziale di un numero aleatorio Θ è normale standard. Le componenti di un campione casuale (X_1, \dots, X_n) , subordinatamente ad ogni fissato valore θ di Θ , hanno una distribuzione normale con valor medio θ e scarto standard $\sigma = \frac{1}{3}$. Indicando con \mathbf{x} un campione osservato (x_1, \dots, x_n) , con $x_1 + \dots + x_n = 0$, siano m_n e σ_n la previsione e lo scarto quadratico medio di $\Theta \mid \mathbf{x}$. Calcolare la probabilità $p = P[(-\sigma_n \leq \Theta \leq \sigma_n) \mid \mathbf{x}]$ e stabilire per quali valori di n l'ampiezza dell'intervallo $[m_n - \sigma_n, m_n + \sigma_n]$ è minore di $\frac{1}{5}$.

$$p = \qquad n \in$$

1. Gli eventi sono stocasticamente indipendenti, con $P(E_i) = P(E_i^c) = \frac{1}{2}, i = 1, 2, 3$; allora (utilizzando le formule di De Morgan)

$$\alpha = \frac{P[(E_1 \vee E_2) \wedge (E_1 \vee E_2 \vee E_3)]}{P(E_1 \vee E_2 \vee E_3)} = \frac{P(E_1 \vee E_2)}{P(E_1 \vee E_2 \vee E_3)} = \frac{1 - P(E_1^c)P(E_2^c)}{1 - P(E_1^c)P(E_2^c)P(E_3^c)} = \frac{6}{7}.$$

Inoltre $X \in \{0, 1, 2, 3\}$, con $X \sim B(3, \frac{1}{2})$; quindi $\mathbb{P}(X) = \frac{3}{2}$, $\sigma = \frac{\sqrt{3}}{2}$, da cui segue: $m - 2\sigma = \frac{3}{2} - \sqrt{3} < 0$, $m + 2\sigma = \frac{3}{2} + \sqrt{3} > 3$. Allora l'evento $(m - 2\sigma \leq X \leq m + 2\sigma)$ è certo; quindi $p = P(|X - m| > 2\sigma) = 0$.

(Nota: applicando la disuguaglianza di Cebicev, si avrebbe $p \leq \frac{1}{4}$)

2. Gli eventi sono stocasticamente indipendenti, quindi $Cov(|E_i|, |E_j|) = 0, i \neq j$; inoltre $Cov(|E_i|, |E_i|) = Var(|E_i|) = \frac{1}{4}$. Allora

$$Var(U - V) = Var(|E_1| - |E_3|) = Var(|E_1|) + Var(|E_3|) - 2Cov(|E_1|, |E_3|) = \frac{1}{2}.$$

Inoltre: $Cov(U, V) = Cov(|E_1| + |E_2|, |E_2| + |E_3|) =$

$$= Cov(|E_1|, |E_2|) + Cov(|E_1|, |E_3|) + Cov(|E_2|, |E_2|) + Cov(|E_2|, |E_3|) = Var(|E_2|) = \frac{1}{4}.$$

3. Si ha:

$$k \int_2^4 dx \int_2^4 xydy = \dots = k \int_2^4 (8x - 2x)dx = \dots = 36k = 1;$$

pertanto: $k = \frac{1}{36}$. Inoltre

$$f_1(x) = \frac{1}{36} \int_2^4 xydy = \dots = \frac{x}{6}, 2 \leq x \leq 4,$$

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

$$\int_2^M \frac{x}{6} dx = \frac{M^2 - 4}{12} = \frac{1}{2}, 2 < M < 4;$$

ovvero: $M^2 = 10$, $2 < M < 4$, da cui segue: $M = \sqrt{10} \simeq 3.1628$. Infine

$$f_2(y) = \frac{1}{36} \int_2^4 xydx = \dots = \frac{y}{6}, 2 \leq y \leq 4,$$

con $f_2(y) = 0$ altrove. Osservando che $f(x, y) = f_1(x)f_2(y)$, segue che X e Y sono stocasticamente indipendenti.

4. Si ha

$$f_1(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy = \frac{1}{3\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-5)^2}{18}}, \quad f_2(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dx = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-3)^2}{8}},$$

con $f(x, y) = f_1(x)f_2(y)$. Pertanto $X \sim N_{5,3}(x), Y \sim N_{3,2}(y)$, con X, Y stocasticamente indipendenti; allora, osservando che $\Phi(0) = 0.5, \Phi(1) \simeq 0.8413, \Phi(2) \simeq 0.9772$, segue

$$\begin{aligned} p &= P[(X \leq 8, Y \leq 5) | (5 \leq X \leq 11, 3 \leq Y \leq 7)] = \frac{P[(X \leq 8, Y \leq 5) \wedge (5 \leq X \leq 11, 3 \leq Y \leq 7)]}{P(5 \leq X \leq 11, 3 \leq Y \leq 7)} = \\ &= \frac{P(5 \leq X \leq 8, 3 \leq Y \leq 5)}{P(5 \leq X \leq 11, 3 \leq Y \leq 7)} = \frac{P(5 \leq X \leq 8)P(3 \leq Y \leq 5)}{P(5 \leq X \leq 11)P(3 \leq Y \leq 7)} = \\ &= \frac{[\Phi_{5,3}(8) - \Phi_{5,3}(5)][\Phi_{3,2}(5) - \Phi_{3,2}(3)]}{[\Phi_{5,3}(11) - \Phi_{5,3}(5)][\Phi_{3,2}(7) - \Phi_{3,2}(3)]} = \frac{[\Phi(1) - \Phi(0)]^2}{[\Phi(2) - \Phi(0)]^2} \simeq \frac{(0.8413 - 0.5)^2}{(0.9772 - 0.5)^2} \simeq 0.5116. \end{aligned}$$

Inoltre: $\sigma_Z = \sqrt{Var(X) + Var(Y)} = \sqrt{9 + 4} = \sqrt{13}$.

5. Si ha: $\varphi_Z(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(t)$, con $X = 3X_{0,1} + 5, Y = 2Y_{0,1} + 3$; pertanto

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= \mathbb{P}(e^{itX}) = \mathbb{P}(e^{it(3X_{0,1}+5)}) = e^{5it} \mathbb{P}(e^{i(3t)X_{0,1}}) = e^{5it} e^{-\frac{9t^2}{2}} = e^{5it - \frac{9t^2}{2}}; \\ \varphi_Y(t) &= \mathbb{P}(e^{itY}) = \mathbb{P}(e^{it(2Y_{0,1}+3)}) = e^{3it} \mathbb{P}(e^{i(2t)Y_{0,1}}) = e^{3it} e^{-2t^2} = e^{3it - 2t^2}; \\ \varphi_Z(t) &= \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(t) = e^{5it - \frac{9t^2}{2}} \cdot e^{3it - 2t^2} = e^{8it - \frac{13t^2}{2}}. \end{aligned}$$

(Nota: $Z \sim N_{8, \sqrt{13}}$)

6. Per ogni $x > 0$, si ha

$$\begin{aligned} S(x) &= P(X > x) = \int_x^{+\infty} 9te^{-3t} dt = [3t(-e^{-3t})]_x^{+\infty} + \int_x^{+\infty} 3e^{-3t} dt = 3xe^{-3x} + e^{-3x} = (3x+1)e^{-3x}, \\ h(x) &= \frac{f(x)}{S(x)} = -\frac{S'(x)}{S(x)} = -\frac{3e^{-3x} - 3(3x+1)e^{-3x}}{(3x+1)e^{-3x}} = \frac{9x}{3x+1}. \end{aligned}$$

Inoltre, $P(X > x+x_0 | X > x_0) \neq P(X > x)$ in quanto la distribuzione non è esponenziale; infatti

$$\begin{aligned} P(X > x+x_0 | X > x_0) &= \frac{P(X > x+x_0)}{P(X > x_0)} = \frac{S(x+x_0)}{S(x_0)} = \frac{(3x+3x_0+1)e^{-3x-3x_0}}{(3x_0+1)e^{-3x_0}} = \\ &= \frac{(3x+3x_0+1)e^{-3x}}{(3x_0+1)} = \left(1 + \frac{3x}{3x_0+1}\right) e^{-3x} \neq (3x+1)e^{-3x} = P(X > x). \end{aligned}$$

7. Si ha $m_0 = \bar{x} = 0, \sigma_0 = 1$; quindi

$$\Theta | \mathbf{x} \sim N_{m_n, \sigma_n}, \quad m_n = \frac{\frac{1}{\sigma_0^2} \cdot m_0 + \frac{n}{\sigma^2} \cdot \bar{x}}{\frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}} = 0, \quad \frac{1}{\sigma_n^2} = \frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{n}{\sigma^2} = 1 + 9n.$$

Allora

$$p = P[(-\sigma_n \leq \Theta \leq \sigma_n) | \mathbf{x}] = \Phi_{0, \sigma_n}(\sigma_n) - \Phi_{0, \sigma_n}(-\sigma_n) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) - 1 \simeq 0.6826;$$

inoltre, l'ampiezza dell'intervallo $[m_n - \sigma_n, m_n + \sigma_n]$ è $2\sigma_n = \frac{2}{\sqrt{1+9n}} < \frac{1}{5}$ per $n > 11$.

Nota:

$$\begin{aligned} P[(m_n - \sigma_n \leq \Theta \leq m_n + \sigma_n) | \mathbf{x}] &= P\left[-\frac{1}{\sqrt{1+9n}} \leq \Theta \leq \frac{1}{\sqrt{1+9n}} \mid \mathbf{x}\right] = \\ &= P(-1 \leq \Theta \leq 1) = P(m_0 - \sigma_0 \leq \Theta \leq m_0 + \sigma_0) \simeq 0.6826. \end{aligned}$$