

Probabilità e Statistica (10/9/2015)

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

1. Dati due numeri aleatori X, Y , stocasticamente indipendenti e con uguale distribuzione di Poisson, di parametro $\lambda = 1$, sia $U = X + aY, V = aX - Y$. Calcolare la probabilità condizionata $\alpha = P(X + Y > 0 | X + Y < 2)$ e la covarianza di U, V .

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

2. Un autoveicolo percorre in andata e ritorno un tratto di strada, impiegando un tempo aleatorio (in ore) X in andata e Y nel ritorno. La densità congiunta del vettore aleatorio (X, Y) è $f(x, y) = k(x - y)$, per $(x, y) \in Q = [2, 3] \times [1, 2]$, con $f(x, y) = 0$ altrove. Calcolare la costante k ; inoltre, indicando con Z il tempo aleatorio totale di percorrenza, calcolare la previsione m di Z e la probabilità p dell'evento $(Z > 4)$.

$$k = \qquad \qquad \qquad m = \qquad \qquad \qquad p =$$

3. Con riferimento all'esercizio precedente, calcolare la funzione di ripartizione F_1 di X e il valore x_0 tale che $P(X > x_0) = 2P(X \leq x_0)$.

$$F_1(x) = \qquad \qquad \qquad x_0 =$$

4. Dati 3 eventi A, B, C , indipendenti ed equiprobabili di probabilità p , con $0 < p < 1$, sia $X = |A| - |B|$ e $Y = |B| - |C|$. Determinare: (i) il valore di p tale che la covarianza di X e Y sia minima; (ii) il coefficiente di correlazione ρ di X, Y .

$$p = \qquad \qquad \qquad \rho =$$

5. La densità congiunta di un vettore aleatorio (X, Y) è $f(x, y) = \frac{1}{8\pi} e^{-\frac{(x-1)^2 + (y+1)^2}{8}}$. Calcolare la funzione caratteristica del numero aleatorio $Z = X - Y$ e la probabilità p dell'evento condizionato $(Z > 2 + 4\sqrt{2} | Z > 2 + 2\sqrt{2})$.

(ricordiamo che per una distribuzione normale $N_{m,\sigma}$ si ha $\varphi(t) = e^{imt - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$).

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

6. Un sistema S è costituito da tre dispositivi in parallelo d_1, d_2, d_3 , messi in funzione nello stesso istante. I tempi aleatori di durata dei tre dispositivi, X_1, X_2, X_3 , sono indipendenti e con distribuzione esponenziale di parametro $\lambda = 1$. Sia T il tempo aleatorio di durata fino al guasto di S . Calcolare la previsione μ_T e la funzione di rischio $h_T(t)$.

$$\mu = \qquad \qquad \qquad h_T(t) =$$

7. Tizio e Caio estraggono, senza restituzione, tutte le palline da un'urna che ne contiene 2 bianche e 4 nere. Tizio effettua le prime 3 estrazioni e Caio le ultime 3; chi estrae più palline bianche vince un premio. Definiti gli eventi $A =$ "Tizio vince il premio", $B =$ "Caio vince il premio", $E_i =$ "l' i -ma pallina estratta è bianca", $i = 1, \dots, 6$, calcolare la probabilità α che nè Tizio nè Caio vincano il premio; inoltre, calcolare la probabilità condizionata β che Tizio vinca il premio, supposto che uno dei due vinca il premio; infine stabilire se gli eventi E_1, \dots, E_6 sono scambiabili.

(indicare con X il numero aleatorio di palline bianche estratte da Tizio)

$$\alpha = \qquad \qquad \qquad \beta = \qquad \qquad \qquad E_1, \dots, E_6 \text{ scambiabili?}$$

Soluzioni della prova scritta del 10/9/2015.

1. Si ha $X \in \{0, 1, \dots\}, Y \in \{0, 1, \dots\}, X + Y \in \{0, 1, \dots\}$, con $P(X = h) = P(Y = h) = \frac{e^{-1}}{h!}, P(X = h, Y = k) = P(X = h)P(Y = k) = \frac{e^{-2}}{h!k!}, h = 0, 1, \dots, k = 0, 1, \dots$; allora

$$\begin{aligned} \alpha &= \frac{P(X + Y > 0, X + Y < 2)}{P(X + Y < 2)} = \frac{P(X + Y = 1)}{P(X + Y = 0) + P(X + Y = 1)} = \\ &= \frac{P(X = 0, Y = 1) + P(X = 1, Y = 0)}{P(X = 0, Y = 0) + P(X = 0, Y = 1) + P(X = 1, Y = 0)} = \frac{e^{-2} + e^{-2}}{e^{-2} + e^{-2} + e^{-2}} = \frac{2}{3}. \end{aligned}$$

Inoltre, osservando che $Var(X) = Var(Y) = \lambda = 1, Cov(X, Y) = Cov(Y, X) = 0$, segue

$$\begin{aligned} Cov(U, V) &= Cov(X + aY, aX - Y) = aCov(X, X) - Cov(X, Y) + a^2Cov(Y, X) - aCov(Y, Y) = \\ &= a[Var(X) - Var(Y)] = a(1 - 1) = 0. \end{aligned}$$

In alternativa: $\mathbb{P}(X) = \mathbb{P}(Y) = \lambda = 1, \mathbb{P}(X^2) = \mathbb{P}(Y^2) = Var(X) + [\mathbb{P}(X)]^2 = \lambda + \lambda^2 = 2, \mathbb{P}(XY) = \mathbb{P}(X)\mathbb{P}(Y) = 1, Cov(U, V) = \mathbb{P}(UV) - \mathbb{P}(U)\mathbb{P}(V)$, con $\mathbb{P}(UV) = \mathbb{P}(aX^2 - XY + a^2XY - aY^2) = a^2 - 1; \mathbb{P}(U) = \mathbb{P}(X) + a\mathbb{P}(Y) = 1 + a, \mathbb{P}(V) = a\mathbb{P}(X) - \mathbb{P}(Y) = a - 1; \mathbb{P}(U)\mathbb{P}(V) = a^2 - 1 = \mathbb{P}(UV)$; pertanto: $Cov(U, V) = \mathbb{P}(UV) - \mathbb{P}(U)\mathbb{P}(V) = 0$.

2. Si ha

$$\int_2^3 \int_1^2 k(x - y) dx dy = \dots = k\left(\frac{9}{2} - \frac{9}{2} - 2 + 3\right) = 1;$$

pertanto: $k = 1$. Inoltre

$$m = \mathbb{P}(Z) = \mathbb{P}(X + Y) = \int_2^3 \int_1^2 (x + y)(x - y) dx dy = \dots = \int_2^3 \left(x^2 - \frac{7}{3}\right) dx = \dots = 4.$$

Infine

$$p = P(Z > 4) = \int_2^3 dx \int_{4-x}^2 (x - y) dy = \dots = \int_2^3 \left(-6x + 6 + \frac{3}{2}x^2\right) dx = \dots = \frac{1}{2}.$$

3. Si ha $X \in [2, 3]$; quindi $P(X \leq x) = F_1(x) = 0$ per ogni $x \leq 2$; $P(X \leq x) = F_1(x) = 1$ per ogni $x \geq 3$; inoltre, per $x \in (2, 3)$ si ha

$$\begin{aligned} P(X \leq x) &= F_1(x) = P(X \leq x, 1 \leq Y \leq 2) = \int_2^x \int_1^2 (u - y) du dy = \\ &= \int_2^x \left[uy - \frac{y^2}{2}\right]_1^2 dy = \int_2^x \left(u - \frac{3}{2}\right) du = \frac{x^2}{2} - \frac{3}{2}x + 1. \end{aligned}$$

Allora, osservando che $P(X > x_0) + P(X \leq x_0) = 3P(X \leq x_0) = 1$, segue $P(X \leq x_0) = F_1(x_0) = \frac{1}{3}$; quindi: $\frac{x_0^2}{2} - \frac{3x_0}{2} + 1 = \frac{1}{3}$, con $x_0 \in [2, 3]$, da cui si ottiene: $x_0 = \frac{9 + \sqrt{33}}{6}$.

4. Si ha $\mathbb{P}(X) = P(A) - P(B) = 0$, $\mathbb{P}(Y) = P(B) - P(C) = 0$; inoltre, ricordando che $|A||B| = |AB|$ e che $|A||A| = |A|$, si ottiene

$$XY = (|A| - |B|)(|B| - |C|) = |A||B| - |A||C| - |B||B| + |B||C| = |AB| - |AC| - |B| + |BC|,$$

con $\mathbb{P}(XY) = p^2 - p$; pertanto $Cov(X, Y) = \mathbb{P}(XY) = p^2 - p \geq -\frac{1}{4}$, corrispondente a $p = \frac{1}{2}$. Inoltre $Var(X) = Var(|A|) + Var(|B|) = Var(|B|) + Var(|C|) = Var(Y) = 2p(1 - p)$; allora $\rho = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{-p(1-p)}{2p(1-p)} = -\frac{1}{2}$, $\forall p \in (0, 1)$.

5. Si ha: $f_1(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-1)^2}{8}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y+1)^2}{8}} dy = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-1)^2}{8}}$,

$$f_2(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \dots = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y+1)^2}{8}}, \text{ con } f(x, y) = f_1(x)f_2(y).$$

Pertanto: $X \sim N_{1,2}(x)$, $Y \sim N_{-1,2}(y)$, con X, Y stocasticamente indipendenti e con $\varphi_X(t) = e^{it-2t^2}$, $\varphi_Y(t) = e^{-it-2t^2}$; allora

$$\varphi_Z(t) = \mathbb{P}(e^{itZ}) = \mathbb{P}(e^{it(X-Y)}) = \mathbb{P}(e^{itX})\mathbb{P}(e^{i(-t)Y}) = \varphi_X(t)\varphi_Y(-t) = e^{2it-4t^2}.$$

Quindi Z ha una distribuzione normale con parametri $m = 2$, $\sigma = 2\sqrt{2}$. Allora, osservando che $\Phi(1) \simeq 0.8413$, $\Phi(2) \simeq 0.9772$, segue

$$p = P(Z > 2 + 4\sqrt{2} \mid Z > 2 + 2\sqrt{2}) = \frac{P(Z > 2 + 4\sqrt{2})}{P(Z > 2 + 2\sqrt{2})} = \frac{1 - \Phi_{2,2\sqrt{2}}(2 + 4\sqrt{2})}{1 - \Phi_{2,2\sqrt{2}}(2 + 2\sqrt{2})} = \frac{1 - \Phi(2)}{1 - \Phi(1)} \simeq \frac{1 - 0.9772}{1 - 0.8413} \simeq 0.1437.$$

6. Si ha $T = \max \{X_1, X_2, X_3\}$; quindi $(T \leq t) = (X_1 \leq t, X_2 \leq t, X_3 \leq t)$. Allora, fissato $t > 0$, si ha: $P(T \leq t) = P(X_1 \leq t, X_2 \leq t, X_3 \leq t) = P(X_1 \leq t)P(X_2 \leq t)P(X_3 \leq t) = (1 - e^{-t})(1 - e^{-t})(1 - e^{-t}) = (1 - e^{-t})^3 = F_T(t)$. Pertanto $f_T(t) = F'_T(t) = 3e^{-t}(1 - e^{-t})^2$ e, ricordando che $\int_0^{+\infty} \lambda t e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda}$, segue:

$$\mu = \int_0^{+\infty} 3te^{-t}(1 - e^{-t})^2 dt = 3 \int_0^{+\infty} te^{-t} dt - 3 \int_0^{+\infty} 2te^{-2t} dt + \int_0^{+\infty} 3te^{-3t} dt = 3 - \frac{3}{2} + \frac{1}{3} = \frac{11}{6}.$$

Infine, osservando che $S_T(t) = 1 - F_T(t) = e^{-t}(3 - 3e^{-t} + e^{-2t})$, si ha

$$h_T(t) = \frac{f_T(t)}{S_T(t)} = \frac{3e^{-t}(1 - e^{-t})^2}{e^{-t}(3 - 3e^{-t} + e^{-2t})} = \frac{3 - 6e^{-t} + 3e^{-2t}}{3 - 3e^{-t} + e^{-2t}} = \frac{3e^{2t} - 6e^t + 3}{3e^{2t} - 3e^t + 1}.$$

7. Si ha $X = |E_1| + |E_2| + |E_3| \in \{0, 1, 2\}$, $A = (X = 2)$, $B = (X = 0)$; inoltre $X \sim H(6, 3, \frac{1}{3})$.

$$\alpha = P(A^c B^c) = P(X \leq 1, X \geq 1) = P(X = 1) = \frac{\binom{2}{1} \binom{4}{2}}{\binom{6}{3}} = \frac{3}{5}.$$

Inoltre, osservando che $P(X = 2) = \frac{\binom{2}{2} \binom{4}{1}}{\binom{6}{3}} = \frac{1}{5}$, segue

$$\beta = P(A \mid A \vee B) = P[(X = 2) \mid (X = 2) \vee (X = 0)] = \frac{P(X = 2)}{1 - P(X = 1)} = \frac{\frac{1}{5}}{1 - \frac{3}{5}} = \frac{1}{2}.$$

Infine, gli eventi E_1, \dots, E_6 sono scambiabili, con

$$P(E_i) = P(E_1) = \frac{1}{3}, P(E_{i_1} E_{i_2}) = P(E_1 E_2) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{5} = \frac{1}{15}, P(E_{i_1} \dots E_{i_h}) = 0, h = 3, 4, 5, 6.$$