

Calcolo delle probabilità (Ing. Amb. Terr., V.O. - Roma - 18/7/2006)

1. Tre dispositivi, d_1, d_2, d_3 , sono stati prodotti da tre macchine di qualità differente M_1, M_2, M_3 . Assumendo che gli eventi $E_i = "d_i \text{ è non difettoso}"$, $i = 1, 2, 3$, siano stocasticamente indipendenti e con probabilità rispettive $\frac{2}{3}, \frac{3}{4}, \frac{4}{5}$, calcolare la probabilità p che solo due dei tre dispositivi siano non difettosi, supposto che almeno due siano non difettosi.

$$p =$$

2. La funzione di ripartizione di un numero aleatorio continuo X è $F(x) = 1 - e^{-5x}$, per $x \geq 0$, con $F(x) = 0$, per $x < 0$. Posto $Y = 3X$, calcolare la probabilità α dell'evento condizionato $(Y > 15 | Y > 9)$.

$$\alpha =$$

3. Con riferimento all'esercizio precedente, fissato un valore $y > 0$, calcolare la funzione di sopravvivenza $S_Y(y)$ e la funzione di rischio $h_Y(y)$.

$$S_Y(y) = \qquad h_Y(y) =$$

4. Il codominio di un vettore aleatorio discreto (X, Y) è l'insieme

$$\mathcal{C} = \{(-2, -1), (-2, 1), (0, -1), (0, 0), (0, 1), (2, -1), (2, 1)\}.$$

Posto $P(X = x, Y = y) = p(x, y)$, si assuma: (i) $p(0, 0) = \frac{1}{2}$; (ii) tutti gli altri punti sono equiprobabili. Calcolare la covarianza di X, Y e stabilire se X e Y sono stocasticamente indipendenti.

$$Cov(X, Y) = \qquad X, Y \text{ indipendenti?}$$

5. Il coefficiente di correlazione ρ di due numeri aleatori X, Y è $\frac{1}{3}$. Inoltre, le funzioni caratteristiche di X e Y sono rispettivamente $\varphi_X(t) = e^{it - \frac{t^2}{2}}$ e $\varphi_Y(t) = e^{-\frac{t^2}{8}}$. Calcolare la varianza del numero aleatorio $Z = X - Y$.

$$Var(Z) =$$

6. La densità congiunta di un vettore aleatorio continuo (X, Y) è $f(x, y) = \frac{1}{\pi} e^{-2x^2 - \frac{y^2}{2}}$, $(x, y) \in \mathbb{R}^2$. Calcolare la probabilità p dell'evento $(X > \frac{1}{2}, Y > -1)$.

$$p =$$

Calcolo delle probabilità (Ing. Amb. Terr., V.O. - Roma)

Soluzioni della prova scritta del 18/7/2006.

1. Osservando che

$$(E_1 E_2 E_3^c \vee E_1 E_2^c E_3 \vee E_1^c E_2 E_3) \wedge (E_1 E_2 \vee E_1 E_3 \vee E_2 E_3) = (E_1 E_2 E_3^c \vee E_1 E_2^c E_3 \vee E_1^c E_2 E_3),$$

si ha

$$\begin{aligned} p &= P[(E_1 E_2 E_3^c \vee E_1 E_2^c E_3 \vee E_1^c E_2 E_3) \mid (E_1 E_2 \vee E_1 E_3 \vee E_2 E_3)] = \\ &= \frac{P(E_1 E_2 E_3^c \vee E_1 E_2^c E_3 \vee E_1^c E_2 E_3)}{P(E_1 E_2 \vee E_1 E_3 \vee E_2 E_3)} = \frac{P(E_1 E_2 E_3^c) + P(E_1 E_2^c E_3) + P(E_1^c E_2 E_3)}{P(E_1 E_2 E_3^c) + P(E_1 E_2^c E_3) + P(E_1^c E_2 E_3) + P(E_1 E_2 E_3)} = \\ &= \frac{\frac{2}{3} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{5} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{4}{5} + \frac{1}{3} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{4}{5}}{\frac{2}{3} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{5} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{4}{5} + \frac{1}{3} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{4}{5} + \frac{2}{3} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{4}{5}} = \frac{13}{25}. \end{aligned}$$

2. Si ha

$$\begin{aligned} \alpha &= P(Y > 15 \mid Y > 9) = \frac{P(Y > 15, Y > 9)}{P(Y > 9)} = \frac{P(Y > 15)}{P(Y > 9)} = \\ &= \frac{P(X > 5)}{P(X > 3)} = \frac{1 - F(5)}{1 - F(3)} = \dots = P(X > 2) = e^{-10}. \end{aligned}$$

3. Si ha

$$S_Y(y) = P(Y > y) = P(3X > y) = P\left(X > \frac{y}{3}\right) = S_X\left(\frac{y}{3}\right) = e^{-\frac{5}{3}y}.$$

Inoltre, indicando con g la densità di Y e osservando che $g(y) = -S'_Y(y)$, si ha

$$h_Y(y) = -\frac{S'_Y(y)}{S_Y(y)} = -\frac{-\frac{5}{3}e^{-\frac{5}{3}y}}{e^{-\frac{5}{3}y}} = \frac{5}{3}.$$

(Infatti, Y ha una distribuzione esponenziale di parametro $\lambda = \frac{5}{3}$)

4. Posto $p(x, y) = p$, per $(x, y) \neq (0, 0)$, si ha $\frac{1}{2} + 6p = 1$ e quindi $p = \frac{1}{12}$. Inoltre

$$X \in \{-2, 0, 2\}, \quad Y \in \{-1, 0, 1\}, \quad XY \in \{-2, 0, 2\},$$

con

$$\begin{aligned} P(X = -2) &= P(X = 2) = \frac{1}{6}, & P(X = 0) &= \frac{2}{3}; \\ P(Y = -1) &= P(Y = 1) = \frac{1}{4}, & P(Y = 0) &= \frac{1}{2}; \\ P(XY = -2) &= P(XY = 2) = \frac{1}{6}, & P(XY = 0) &= \frac{2}{3}. \end{aligned}$$

Pertanto $\mathbb{P}(X) = \mathbb{P}(Y) = \mathbb{P}(XY) = 0$ e quindi $Cov(X, Y) = 0$. Inoltre, osservando ad esempio che

$$P(X = 0, Y = 0) = \frac{1}{2} \neq P(X = 0)P(Y = 0) = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{3},$$

segue che X e Y non sono stocasticamente indipendenti.

5. Si ha $Var(Z) = Var(X - Y) = Var(X) + Var(Y) - 2Cov(X, Y)$, inoltre

$$\varphi'_X(t) = (i - t)e^{it - \frac{t^2}{2}}, \quad \varphi'_Y(t) = -\frac{t}{4}e^{-\frac{t^2}{8}};$$

$$\varphi''_X(t) = (i - t)^2 e^{it - \frac{t^2}{2}} - e^{it - \frac{t^2}{2}}, \quad \varphi''_Y(t) = \frac{t^2}{16}e^{-\frac{t^2}{8}} - \frac{1}{4}e^{-\frac{t^2}{8}}.$$

Quindi

$$\varphi'_X(0) = i = i\mathbb{P}(X), \quad \varphi'_Y(0) = 0 = i\mathbb{P}(Y).$$

$$\varphi''_X(0) = i^2 - 1 = -2 = i^2\mathbb{P}(X^2), \quad \varphi''_Y(0) = -\frac{1}{4} = i^2\mathbb{P}(Y^2).$$

Pertanto

$$\mathbb{P}(X) = 1, \quad \mathbb{P}(Y) = 0, \quad \mathbb{P}(X^2) = 2, \quad \mathbb{P}(Y^2) = \frac{1}{4}.$$

Allora

$$Var(X) = \mathbb{P}(X^2) - [\mathbb{P}(X)]^2 = 1, \quad Var(Y) = \mathbb{P}(Y^2) - [\mathbb{P}(Y)]^2 = \frac{1}{4},$$

$$Cov(X, Y) = \rho\sigma_X\sigma_Y = \frac{1}{3} \cdot 1 \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{6},$$

da cui segue $Var(Z) = 1 + \frac{1}{4} - 2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{11}{12}$.

(La stessa conclusione si ottiene osservando direttamente che dalla struttura delle funzioni caratteristiche segue $X \sim N_{1,1}$, $Y \sim N_{0, \frac{1}{2}}$)

6. Si ha

$$f_1(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\pi} e^{-2x^2 - \frac{y^2}{2}} dy = \dots = \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-2x^2}, \quad \forall x,$$

$$f_2(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\pi} e^{-2x^2 - \frac{y^2}{2}} dx = \dots = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}, \quad \forall y,$$

con $f(x, y) = f_1(x)f_2(y)$ per ogni (x, y) . Pertanto X ed Y sono stocasticamente indipendenti; inoltre, X ha una distribuzione normale di parametri $m_1 = 0, \sigma_1 = \frac{1}{2}$, mentre Y ha una distribuzione normale standard. Allora

$$\begin{aligned} p &= P\left(X > \frac{1}{2}, Y > -1\right) = P\left(X > \frac{1}{2}\right) P(Y > -1) = \left[1 - P\left(X \leq \frac{1}{2}\right)\right] [1 - P(Y \leq -1)] = \\ &= \left[1 - \Phi\left(\frac{\frac{1}{2} - 0}{\frac{1}{2}}\right)\right] [1 - \Phi(-1)] = [1 - \Phi(1)]\Phi(1) \simeq (1 - 0.8413) \times 0.8413 \simeq 0.1335. \end{aligned}$$