

# Tutorato di CP1 del 20 Maggio 2002

Dr. Luca Di Persio

## Esercizio 1

Sia  $(X, Y)$  una v.a. , bidimensionale, a valori in  $\mathbb{R}^2$  ed avente funzione di densità :

$$p(x, y) \equiv \begin{cases} \frac{cy}{1+y^2} & 0 \leq y \leq 1, y^2 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Determinare:

- La costante  $c$ .
- Trovare le distribuzioni marginali.
- Dire se le v.a.  $X$  ed  $Y$  sono o meno dipendenti.

## Esercizio 2

La durata di un componente elettronico è una v.a. esponenziale di parametro  $\lambda$  essendo questo il valore preso da un certo elemento  $\Lambda$ , che quindi influenza il funzionamento del componente stesso, ma sul quale non è possibile alcun controllo e che, quindi, consideriamo come un v.a. che supponiamo seguire una distribuzione  $U(0, 1)$ . Indicato con  $Y$  il tempo di vita del componente si risponda alle seguenti domande:

- Qual' è la densità congiunta delle v.a.  $Y$  e  $\Lambda$  ?
- Qual' è la legge di  $Y$  ?
- La v.a.  $Y$  ha speranza matematica finita ?

## Esercizio 3

Sia  $(X, Y)$  una coppia di v.a. dotata di densità congiunta:

$$f(x, y) \equiv \begin{cases} \alpha x & (x, y) \in S \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

essendo  $S \equiv \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : 1 \leq x + y \leq 3, -1 \leq y - x \leq 1\}$ . Si risolvano i seguenti punti:

- Stabilire il valore del parametro  $\alpha$  affinché  $f(x, y)$  sia effettivamente una funzione di densità.

- b) Si calcolino le funzioni di ripartizione, marginali, delle v.a.  $X$  ed  $Y$  rispettivamente.
- c) Si dica se le v.a.  $X$  ed  $Y$  sono tra di loro indipendenti.
- d) Si determini la probabilità che la coppia  $(X, Y)$  prenda valori nella zona del piano reale  $A \equiv \{(x, y) \in [0, +\infty) \times [1, 2]\}$ .
- e) Si determini la probabilità dell'evento  $\{Y \geq 1\}$  sapendo che si è verificato l'evento  $\{X \geq 1\}$ .

### Soluzione Esercizio 1

Per la determinazione della costante  $c$  basta osservare che:

$$\begin{aligned} 1 &= \int_0^1 \int_0^1 p(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_{y^2}^1 \frac{cy}{1+y^2} dx dy = \int_0^1 \frac{cy(1-y^2)}{1+y^2} dy = \\ &= c \left( \log 2 - \frac{1}{2} \right) \rightarrow c = \left( \log 2 - \frac{1}{2} \right)^{-1} \end{aligned}$$

Per quanto riguarda le distribuzioni marginali della  $X$  e della  $Y$ , otteniamo subito:

$$p_X(x) = \begin{cases} \int_0^{\sqrt{x}} p(x, y) dy = \int_0^{\sqrt{x}} \frac{cy}{1+y^2} dy = \frac{c}{2} \log(1+x) & x \in [0, 1] \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Mentre la marginale della v.a.  $Y$  sarà:

$$p_Y(y) = \begin{cases} \int_{y^2}^1 p(x, y) dx = c \frac{y(1-y^2)}{1+y^2} & y \in [0, 1] \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Ne viene che le due v.a.  $X$  ed  $Y$  sono dipendenti non essendo rispettata la condizione  $p_X(x)p_Y(y) = p(x, y)$ .

### Soluzione Esercizio 2

Il testo del problema ci dice che  $Y$  è una v.a. esponenziale di parametro  $\lambda$  fissato una volta che tale valore lo si sia estratto con distribuzione  $U(0, 1)$ , quindi:

$$f_{Y|\Lambda}(y | \lambda) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda y} & y > 0 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

mentre, ovviamente, per la v.a.  $\Lambda$  si ha :

$$f_\Lambda(\lambda) = \begin{cases} 1 & \lambda \in (0, 1) \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Poiché la densità congiunta della coppia  $(Y, \Lambda)$  è il prodotto delle densità  $f_{Y|\Lambda}$  e  $f_\Lambda$ , avremo :

$$f_{(Y, \Lambda)}(y, \lambda) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda y} & \lambda \in (0, 1), y > 0 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Per rispondere al punto (b) basta calcolare:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{(Y, \Lambda)}(y, \lambda) d\lambda = \begin{cases} \int_0^1 \lambda e^{-\lambda y} d\lambda & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

Si può procedere integrando per parti così da ottenere:

$$\begin{aligned} \int_0^1 \lambda e^{-\lambda y} d\lambda &= -\frac{\lambda}{y} e^{-\lambda y} \Big|_0^1 + \int_0^1 \frac{1}{y} e^{-\lambda y} d\lambda = \\ &= -\frac{1}{y} e^{-y} - \left( \frac{1}{y^2} e^{-\lambda y} \Big|_0^1 \right) = \\ &= -\frac{1}{y} e^{-y} - \frac{1}{y^2} e^{-y} + \frac{1}{y^2} \end{aligned}$$

Infine, per quanto riguarda il terzo punto, la v.a.  $Y$  ha speranza finita sse:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} |y| f_Y(y) dy < +\infty$$

Se  $y \leq 0$  non vi sono problemi essendo ivi la densità della v.a. identicamente nulla, nel caso  $y > 0$ , ricordando che:

$$\lim_{y \rightarrow 0^+} \frac{1 - e^{-y}}{y} = 1$$

otteniamo che la funzione integranda è limitata nell'intorno dell'origine, tuttavia il termine  $\left(\frac{1}{y}\right)^\alpha$  è integrabile in  $(0, \delta)$ ,  $\delta > 0$  sse  $\alpha > 1$ , dunque  $Y$  non ha speranza matematica finita.

### Soluzione Esercizio 3

La risposta al primo quesito è standard e si ha:

$$\begin{aligned} 1 &= \int_S f(x, y) dx dy = \alpha \left[ \int_0^2 x \left( \int_{-1}^1 dy \right) dx + \int_1^2 x \left( \int_{x-1}^{3-x} dy \right) dx \right] = \\ &= \alpha \left[ \int_0^1 2x^2 dx + \int_1^2 (4x - 2x^2) dx \right] = 2\alpha \end{aligned}$$

da cui:  $\alpha = \frac{1}{2}$ . La marginale della v.a.  $X$  sarà

$$f_X(x) \equiv \begin{cases} \frac{1}{2} \int_{1-x}^{1+x} x dy = x^2 & x \in [0, 1] \\ \frac{1}{2} \int_{x-1}^{3-x} x dy = 2x - x^2 & x \in [1, 2] \\ 0 & x \notin [0, 2] \end{cases}$$

mentre per la v.a.  $Y$  otteniamo:

$$f_Y(y) \equiv \begin{cases} \frac{1}{2} \int_{1-y}^{1+y} x dx = y & y \in [0, 1] \\ \frac{1}{2} \int_{y-1}^{3-y} x dx = 2 - y & y \in [1, 2] \\ 0 & y \notin [0, 2] \end{cases}$$

Avendo calcolato le marginali di entrambe le v.a.  $X$  ed  $Y$  possiamo facilmente dedurre come esse non siano indipendenti, infatti la condizione  $f_{X,Y}(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$  non è rispettata. La risposta al punto (d) si risolve in:

$$\mathbb{P}(\{(X, Y) \in A\}) = \int_A \frac{x}{2} dx dy = \int_1^2 \left( \int_1^{3-x} \frac{x}{2} dy \right) dx = \frac{1}{3}$$

Infine per risolvere l'ultimo quesito calcoliamo innanzitutto:

$$\mathbb{P}(\{X \geq 1\}) = \int_1^2 (2x - x^2) dx = \frac{2}{3}$$

da cui posso ricavare che:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\{Y \geq 1 \mid X \geq 1\}) &= \\ &= \frac{\mathbb{P}(\{Y \geq 1, X \geq 1\})}{\mathbb{P}(\{X \geq 1\})} = \frac{\mathbb{P}(\{(X, Y) \in A\})}{\mathbb{P}(\{X \geq 1\})} = \frac{1/3}{2/3} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$