

- ▷ **Esercizio 2b.14** Sia  $(X, Y)$  un vettore aleatorio di densità congiunta  $f(x, y) = e^{-y}$  per  $0 < x < y$ . Trovare la densità di  $X$ , di  $Y$  e di  $(X, Z)$ , dove  $Z = Y - X$ .
- ▷ **Esercizio 2b.15** Siano  $X$  e  $Y$  indipendenti e uniformemente distribuite in  $[0, 1]$ . Trovare la densità di  $Z = \frac{\max(X, Y)}{\min(X, Y)}$ .
- ▷ **Esercizio 2b.17** Siano  $X, Y$  e  $Z$  indipendenti ed esponenziali di parametro  $\lambda$ . Trovare la densità di  $Z - X$  condizionata da  $X < Z < Y$ .
- ▷ **Esercizio 2b.18** (II prova in itinere a.a. 2011-12)  
 Si consideri il vettore aleatorio  $(X, Y)$  con densità congiunta:

$$f(x, y) = \begin{cases} x + y & \text{se } 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

- (i) Trovare le densità di  $X$  e  $Y$ . Risultano v.a. indipendenti?
- (ii) Calcolare  $E(X), E(Y), Var(X), Var(Y)$  e  $Cov(X, Y)$ .
- (iii) Calcolare  $P(Y - 4X^2 > 0)$ .
- (iv) Trovare la densità di  $Z = X + Y$  e calcolare:
  - (a)  $P(\ln(X + Y) < 0)$ ;
  - (b) il quantile di  $Z$  di ordine  $1/3$ , cioè il valore  $q$  per cui  $P(Z \leq q) = 1/3$  .

## SOLUZIONI Esercizi 2b.14, 2b.15, 2b.17, 2b.18

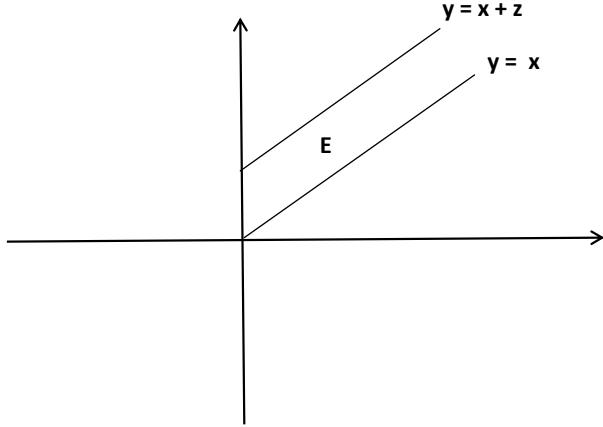
### ▷ Esercizio 2b.14

Si ha:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} dy e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}}(x, y) = \\ &= \int_x^{+\infty} e^{-y} dy = \left[ -e^{-y} \right]_x^{+\infty} = e^{-x}, \text{ se } x > 0. \\ f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} dx e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}}(x, y) = \\ &= \int_0^y e^{-y} dx = ye^{-y}, \text{ se } y > 0. \end{aligned}$$

Inoltre, se  $Z = Y - X$ , risulta quasi certamente  $Z \geq 0$  e, per  $z \geq 0$ :

$$P(Z \leq z) = P(Y - X \leq z) = \int \int_E e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}}(x, y) dx dy,$$

**Figura 9**

dove  $E = \{(x, y) : 0 < x < y, y \leq x + z\}$  è l'insieme indicato in figura 9.

Allora, per  $z \geq 0$  :

$$P(Z \leq z) = \int_0^{+\infty} dx \int_x^{x+z} dy e^{-y} = \int_0^{+\infty} dx \left[ -e^{-y} \right]_x^{x+z} = \dots = 1 - e^{-z}$$

e quindi  $Z$  ha distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda = 1$ .

Consideriamo ora la trasformazione  $g : (X, Y) \rightarrow (X, Z)$

$$\begin{cases} X = X \\ Z = Y - X \end{cases}, \quad \text{oppure} \quad \begin{cases} X = X \\ Y = X + Z \end{cases}$$

con

$$J_{g^{-1}}(x, z) = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}, \quad \det J_{g^{-1}}(x, z) = 1.$$

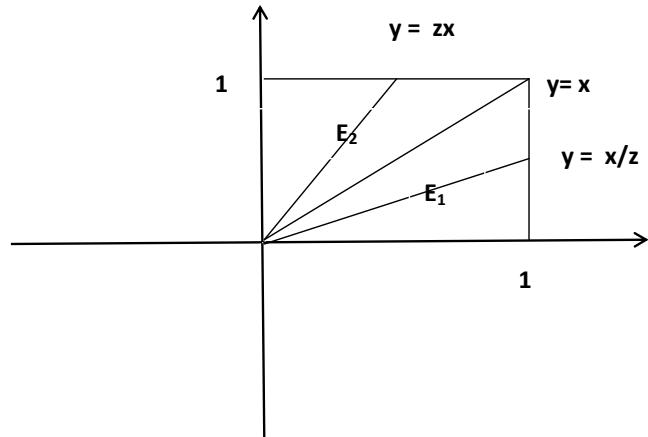
Allora, la densità di  $(X, Z)$  è :

$$f_{(X, Z)}(x, z) = f(x, x+z) \cdot 1 = e^{-(x+z)} \mathbf{1}_{\{0 < x < x+z\}}(x, z) = e^{-(x+z)}, \quad \text{per } x, z > 0.$$

### ▷ Esercizio 2b.15

Siano  $X$  e  $Y$  v.a. indipendenti ed uniformemente distribuite in  $(0, 1)$ . Ci proponiamo di calcolare la densità di  $Z = \frac{\max(X, Y)}{\min(X, Y)}$ .

Con riferimento alla figura 10, risulta  $Z = X/Y$  su  $E_1 = \{(x, y) : y \leq x\}$ , mentre  $Z = Y/X$  su  $E_2 = \{(x, y) : y \geq x\}$ .

**Figura 10**

Ovviamente risulta  $Z \geq 1$ . Se  $z \geq 1$ , si ha:

$$\begin{aligned}
 P(Z \leq z) &= \int \int_{E_1 \cap \{x \leq zy\}} dx dy + \int \int_{E_2 \cap \{y \leq zx\}} dx dy = \\
 &\int_0^1 dx \int_{x/z}^x dy + \int_0^1 dy \int_{y/z}^y dx = \int_0^1 dx (x - x/z) + \int_0^1 dy (y - y/z) = \\
 &= (1 - 1/z) \int_0^1 x dx + (1 - 1/z) \int_0^1 y dy = (1 - 1/z), \quad z \geq 1.
 \end{aligned}$$

Allora, La densità di  $Z$  è  $f_Z(z) = \frac{d}{dz}P(Z \leq z) = \frac{1}{z^2}$ , per  $z \geq 1$ , altrimenti è zero.



## ▷ Esercizio 2b.17

Siano  $X, Y$  e  $Z$  indipendenti ed esponenziali di parametro  $\lambda$ , e poniamo  $U = Z - X$ ; occorre calcolare  $P(U \leq u | X < Z < Y) =$

$$= P(U \leq u | 0 < U < Y - X) = P(U \leq u | 0 < U < V) = \frac{P(U \leq u, 0 < U < V)}{P(0 < U < V)}$$

dove abbiamo posto  $V = Y - X$ .

Cominciamo col calcolare la densità congiunta di  $(U, V)$ ; si ha:

$$\begin{aligned} P(U \leq u, V \leq v) &= P(Z - X \leq u, Y - X \leq v) = \\ &= P(Y \leq v + X, Z \leq u + X, X \geq 0) = \int_0^{+\infty} dx \int_0^{v+x} dy \int_0^{u+x} dz \lambda^3 e^{-\lambda(x+y+z)} \\ &= \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx \int_0^{v+x} \lambda e^{-\lambda y} dy \int_0^{u+x} \lambda e^{-\lambda z} dz = \\ &= \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx \int_0^{v+x} \lambda e^{-\lambda y} dy \left(1 - e^{-\lambda(u+x)}\right) \\ &= \dots = 1 - \frac{1}{2}e^{-\lambda u} + \frac{1}{3}e^{-\lambda(u+v)} := F(u, v). \end{aligned}$$

Quindi, la densità di  $(U, V)$  è data da:

$$f_{(U,V)}(u, v) = \frac{\partial^2 F}{\partial u \partial v}(u, v) = \frac{1}{3}\lambda^2 e^{-\lambda(u+v)}, \quad u, v \in \mathbb{R}.$$

Allora:

$$P(U \leq u, 0 < U < V) = \int_0^u ds \int_u^v dt \frac{1}{3}\lambda^2 e^{-\lambda(s+t)} = \dots = \frac{1}{6}(1 - e^{-2\lambda u}).$$

Inoltre:

$$\begin{aligned} P(0 < U < V) &= \int_0^{+\infty} ds \int_u^{+\infty} dt \frac{1}{3}\lambda^2 e^{-\lambda(s+t)} = \\ &= \frac{1}{3} \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda u} du \int_u^{+\infty} \lambda e^{-\lambda v} dv = \frac{1}{3} \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda u} e^{-\lambda u} du = \dots = \frac{1}{6} \end{aligned}$$

Infine:

$$\frac{P(U \leq u, 0 < U < V)}{P(0 < U < V)} = \frac{\frac{1}{6}(1 - e^{-2\lambda u})}{\frac{1}{6}} = 1 - e^{-2\lambda u}, \quad \text{per } u > 0.$$

## ▷ Esercizio 2b.18

(i) Si ha:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbf{1}_{(0,1)^2}(x, y) \cdot (x + y) dy$$

Dunque, per  $x \notin (0, 1)$  risulta  $f_X(x) = 0$ , mentre per  $x \in (0, 1)$  si ottiene:

$$f_X(x) = \int_0^1 (x + y) dy = x + \frac{1}{2}$$

Analogamente:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^1 (x + y) dx & \text{se } y \in (0, 1) \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases} = \begin{cases} y + \frac{1}{2} & \text{se } y \in (0, 1) \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Pertanto,  $X$  e  $Y$  hanno stessa legge, ma non sono indipendenti, in quanto  $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ .

(ii)

$$E(X) = E(Y) = \int_0^1 t(t + \frac{1}{2}) dt = \frac{7}{12}$$

$$E(X^2) = E(Y^2) = \int_0^1 t^2(t + \frac{1}{2}) dt = \frac{5}{12}$$

da cui  $Var(X) = Var(Y) = \frac{5}{12} - (\frac{7}{12})^2 = \frac{11}{144}$  ;

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_0^1 dx \int_0^1 xy(x + y) dy = \int_0^1 x dx \int_0^1 (yx + y^2) dy = \\ &= \int_0^1 x dx \left[ xy^2/2 + y^3/3 \right]_{y=0}^{y=1} = \\ &= \int_0^1 x dx (x^2/2 + x/3) = \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

Infine  $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{1}{3} - (\frac{7}{12})^2 = -\frac{1}{144}$  .

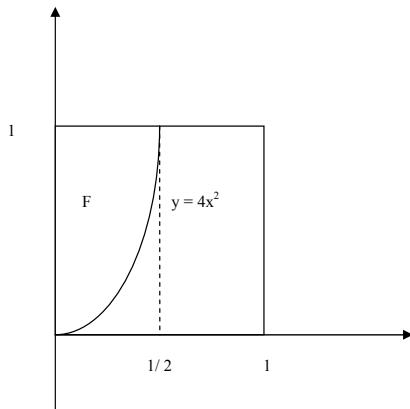
(iii) Si ha:

$$P(Y > 4X^2) = \int \int_F (x + y) dx dy$$

dove  $F$  è l'insieme indicato in Figura 11.

Esplicitando il calcolo, si ottiene:

$$P(Y > 4X^2) = \int_0^{1/2} dx \int_{4x^2}^1 (x + y) dy = \int_0^{1/2} dx \left[ xy + \frac{y^2}{2} \right]_{y=4x^2}^{y=1} =$$

**Figura 11**

$$= \int_0^{1/2} \left( \frac{1}{2} + x - 4x^3 - 8x^4 \right) dx = \dots = \frac{21}{80}$$

(iv) Per  $z \in (0, 2)$ , la densità di  $Z = X + Y$  è data dalla formula:

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx = \\ &= \int_0^1 \mathbf{1}_{(0,1)}(z-x) \cdot (x+z-x) dx = \int_0^1 \mathbf{1}_{(z-1,z)}(x) \cdot z dx \end{aligned}$$

Pertanto:

se  $z \in (0, 1)$ , si ottiene:

$$f_Z(z) = \int_0^z z dx = z^2$$

se  $z \in (1, 2)$ , si ottiene:

$$f_Z(z) = \int_{z-1}^1 z dx = z(2-z)$$

In conclusione:

$$f_Z(z) = \begin{cases} 0 & \text{se } z \leq 0 \\ z^2 & \text{se } z \in (0, 1) \\ z(2-z) & \text{se } z \in (1, 2) \\ 0 & \text{se } z \geq 2 \end{cases}$$

- (a)  $P(\ln(X + Y) < 0) = P(Z \in (0, 1)) = \int_0^1 z^2 dz = \frac{1}{3}$  .  
(b) Il quantile di  $Z$  di ordine  $\alpha = \frac{1}{3}$  è  $q_\alpha = 1$ ; infatti  $P(Z \leq 1) = \frac{1}{3}$ .