

Esercitazione 4-12-2017

Esercizio n.1:

Marco attende alla fermata dell'autobus due amici, che viaggiano sulle linee 1 e 2. Quando anche il secondo amico arriva, se ne va con loro. Sia X_i la v.a. "attesa dell'amico sull'autobus i -esimo", per $i = 1, 2$. Supponendo che la densità congiunta del vettore aleatorio (X_1, X_2) sia

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \begin{cases} 3e^{-(x_1+3x_2)}, & x_1, x_2 > 0 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

calcolare:

- i) la densità di probabilità della v.a. "istante in cui se ne vanno"
- ii) il tempo medio di attesa complessiva
- iii) le v.a. X_1 e X_2 sono tra loro indipendenti?

Esercizio n.2:

Siano X e Y v.a. esponenziali di parametri rispettivamente λ e μ , indipendenti tra loro. Siano inoltre $U = \min(X, Y)$ e $V = \max(X, Y)$.

Dimostrare che U e $W = V - U$ sono v.a. indipendenti tra loro.

Esercizio n.3:

Siano U e V v.a. indipendenti e uniformemente distribuite in $(0, 1)$.

- i) Calcolare la distribuzione di probabilità di U^n
- ii) Calcolare la probabilità che V sia minore di U^n

Esercizio n.4:

In un segmento di lunghezza 1 si sceglie un punto di ascissa aleatoria X , con densità

$$f_X(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

Tra i due segmenti così individuati se ne sceglie uno a caso lanciando una moneta regolare.

i) Trovare la distribuzione di probabilità della v.a. Z ="lunghezza del segmento scelto"

ii) Come cambia la soluzione del problema i) se la v.a. X è una *Beta* $(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ ovvero

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} x^{-1/2} (1-x)^{-1/2}, & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

SOLUZIONI

ES.1 si vede es.2 dello SCRITTO 17-2-2016

ES.2 $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ $Y \sim \text{Exp}(\mu)$

$$U = \min(X, Y) \quad V = \max(X, Y)$$

$$W = V - U \in (0, +\infty) \text{ p.c.}$$

$$P(W \geq w, U < u) = P(V - U \geq w, U < u) \quad \text{per } w \geq 0$$

$$= P(V - U \geq w, \min(X, Y) < u, X < Y) +$$

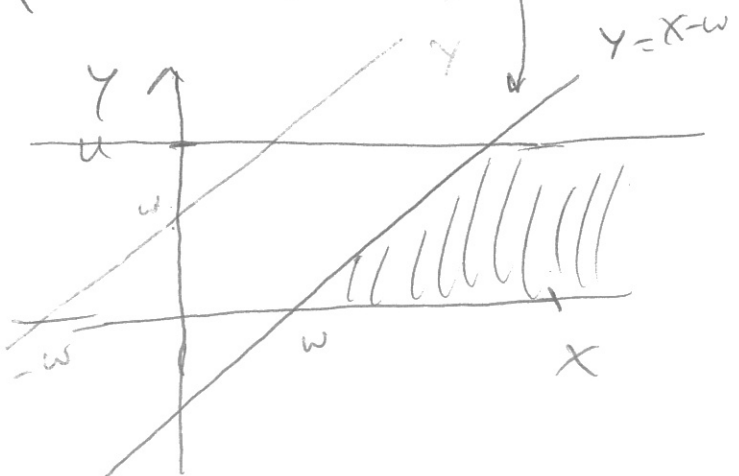
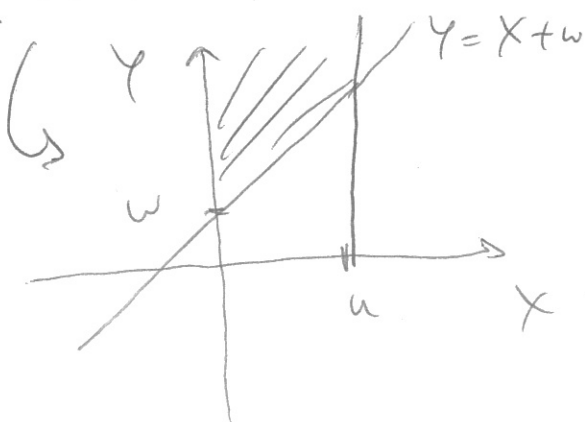
$$+ P(V - U \geq w, \min(X, Y) < u, X \geq Y)$$

$$= P(Y - X \geq w, X < u, \underbrace{X < Y}_{\text{implice}}) + P(\underbrace{X - Y \geq w}_{\text{implice}}, Y < u, \underbrace{X \geq Y}_{\text{implice}})$$

$$\text{poiché } \{Y \geq X + w\} \subset \{Y > X\}$$

$$\text{e } \{X \geq Y + w\} \subset \{X > Y\} \quad \text{per } w \geq 0$$

$$= P(Y \geq X + w, X < u) + P(X \geq Y + w, Y < u)$$



$$= \int_0^u \lambda e^{-\lambda x} \left(\int_{x+w}^{t-w} \mu e^{-\mu y} dy \right) dx + \int_0^y \mu e^{-\mu y} \left(\int_{y+w}^{t-w} \lambda e^{-\lambda x} dx \right) dy$$

↑
 il II° si ottiene dal primo
 scambiando λ con μ

$$= \int_0^y \lambda e^{-\lambda x} \left[-e^{-\mu y} \right]_{x+w}^{t-w} dx + \int_0^y \mu e^{-\mu y} \left[-e^{-\lambda x} \right]_{y+w}^{t-w} dy$$

$$= \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-\mu w} (1 - e^{-(\lambda + \mu)u}) + \frac{\mu}{\lambda + \mu} e^{-\lambda w} (1 - e^{-(\lambda + \mu)u})$$

$$= \frac{\lambda e^{-\mu w} + \mu e^{-\lambda w}}{\lambda + \mu} (1 - e^{-(\lambda + \mu)u})$$

$$P(U \geq w) = \lim_{u \rightarrow t-w} P(W \geq w, U < u) = \frac{\lambda e^{-\mu w} + \mu e^{-\lambda w}}{\lambda + \mu}$$

Invece $P(U < u) = 1 - P(U \geq u) = 1 - P(X \geq u, Y \geq u)$

$$= 1 - P(X \geq u) P(Y \geq u)$$

$$= 1 - e^{-\lambda u - \mu u} = 1 - e^{-(\lambda + \mu)u}$$

Quindi le variabili W e U sono indipendenti

perciò $P(W \geq w, U < u) = P(W \geq w) P(U < u)$

ES. 3 si veda es. 2 (parti i) e ii) SCRITTO 13-9-2012

ES. 4 si veda es. 1 SCRITTO 14-1-2010