

Cognome:..... Nome:.....

Corso di Laurea:.....

Numero di CFU:.....(solo per SPRS)

Probabilità (SIGA- SPRS)
Prof. L.Beghin

II esonero + recupero del I esonero
19-1-2009

1) Un giocatore ha di fronte due urne: l'urna T ha 4 palline rosse e 2 bianche, mentre l'urna C ne ha 2 rosse e 4 bianche.

Per decidere da quale urna estrarre tira una moneta e poi estrae, con ripetizione, sempre dalla stessa urna: se esce testa da T, se esce croce da C.

Si determini:

i) la probabilità di ottenere pallina rossa all' i -esima estrazione, per $i = 1, 2, \dots$

ii) la probabilità che sia uscita T, se nelle prime due estrazioni è uscita una pallina rossa.

iii) FACOLTATIVO: Se nelle prime due estrazioni è uscita pallina rossa, qual'è la probabilità che esca rossa anche alla terza?

II° ESONE
CORRITO 1

2) Sia data la v.a. X con funzione di ripartizione

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 1 \\ 1 - \frac{1}{x} & x > 1 \end{cases}$$

i) Trovare con i due metodi conosciuti la distribuzione della seguente trasformazione di X :

$$Y = \ln X$$

ii) Calcolare il valor medio di Y e la sua varianza.

3) SOLO per corso da 8 CFU

Siano X_i v.a. indipendenti, tutte con la seguente funzione di densità:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{e^{-x}}{2} & x < 0 \\ \frac{e^{-x}}{2} & x \geq 0 \end{cases}$$

Si studi la convergenza in probabilità, per $n \rightarrow \infty$, della successione

$$Z_n = \frac{2}{\frac{X_1^2}{n} + \dots + \frac{X_n^2}{n}}$$

19-1-2008

SOLUZIONI

1) "E_i" = "i-esima pallina estratta"
 R = rossa B = bianca

$$\begin{aligned}
 (i) \quad P(E_i=R) &= P(E_i=R, T) + P(E_i=R, C) \\
 &= \frac{1}{2} P(E_i=R|T) + \frac{1}{2} P(E_i=R|C) \\
 &= \frac{1}{2} \cdot \frac{4}{6} + \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{6} = \frac{1}{3} + \frac{1}{6} = \frac{3}{6} = \frac{1}{2} \quad \text{th}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (ii) \quad P(T | E_1=R, E_2=R) &= \frac{P(E_1=R, E_2=R, T)}{P(E_1=R, E_2=R)} \\
 &= \frac{P(E_1=R, E_2=R|T) \cdot P(T)}{P(E_1=R, E_2=R|T) \cdot P(T) + P(E_1=R, E_2=R|C) \cdot P(C)} \\
 &= \frac{P(E_1=R|T) P(E_2=R|T)}{P(E_1=R|T) P(E_2=R|T) + P(E_1=R|C) P(E_2=R|C)} \\
 &= \frac{\left(\frac{2}{3}\right)^2}{\left(\frac{2}{3}\right)^2 + \left(\frac{1}{3}\right)^2} = \frac{4}{5}
 \end{aligned}$$

*anche solo
 basta con
 ripetizione*

(iii) FACOLTATIVO

$$P(E_3=R | E_1=E_2=R) = \frac{P(E_1=R, E_2=R, E_3=R)}{P(E_1=R, E_2=R)}$$

$$\begin{aligned} \text{Numeratore} &= P(E_1=R, E_2=R, E_3=R|T)P(T) + \\ &+ P(E_1=R, E_2=R, E_3=R|C)P(C) = \\ &= \frac{1}{2} \left[P(E_i=R|T)^3 + P(E_i=R|C)^3 \right] = \frac{1}{2} \left[\left(\frac{2}{3}\right)^3 + \left(\frac{1}{3}\right)^3 \right] = \frac{1}{6} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{Denominatore} &= P(E_1=R, E_2=R|T)P(T) + P(E_1=R, E_2=R|C)P(C) \\ &= \frac{1}{2} \left[P(E_i=R|T)^2 + P(E_i=R|C)^2 \right] = \frac{1}{2} \left[\left(\frac{2}{3}\right)^2 + \left(\frac{1}{3}\right)^2 \right] = \frac{5}{18} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow P(E_3=R | E_1=E_2=R) = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{5}{18}} = \frac{3}{5}$$

2) $X \in (1, +\infty)$ p.c. e ha densità

$$f_X(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 1 \\ \frac{1}{x^2} & x > 1 \end{cases}$$

II° ESERCIZIO
COMPLETO!

i) Applicando il teorema per le densità di funzioni continue con $Y = \ln X = L(X)$ e

$$X = h(Y) = e^Y \text{ che}$$

$$f_Y(z) = \frac{1}{e^{2z}} \cdot e^z = e^{-z} \quad \text{per } z \in (0, +\infty)$$

quindi $Y \sim \text{Exp}(1)$

oppure alternativamente, per $z > 0$,

$$\begin{aligned} F_Y(z) &= P(Y < z) = P(\ln X < z) = P(X < e^z) \\ &= F_X(e^z) = 1 - \frac{1}{e^z} = 1 - e^{-z} \end{aligned}$$

(i) Il v.v. di Y è

$$E(Y) = \int_0^{+\infty} y e^{-y} dy = \Gamma(2) = 1$$

ovvero (direttamente per il fatto che $Y \sim \text{Exp}(1)$) $EY = \frac{1}{\lambda} = 1$

oppure $E(\ln(X)) = \int_1^{+\infty} \ln x \cdot \frac{1}{x^2} dx$

$$= \int_0^{+\infty} z \cdot \frac{1}{e^{2z}} \cdot e^z dz = \int_0^{+\infty} z e^{-z} dz = 1$$

$$\begin{aligned} \ln x &= z \\ x &= e^z \\ dx &= e^z dz \end{aligned}$$

Analogamente per la $V(Y)$

$$E(Y^2) = \int_0^{+\infty} y^2 e^{-y} dy = \Gamma(3) = 2$$

oppure $E(\ln(X)^2) = \int_1^{+\infty} (\ln x)^2 \frac{1}{x^2} dx = \int_0^{+\infty} z^2 \frac{1}{e^{2z}} e^z dz = \Gamma(3) = 2$

$$\Rightarrow V(Y) = 2 - 1 = 1$$

3) (solo per PCFU) Si spiega il teorema delle cov per funzioni continue di successi: infatti

$$\bar{Z}_n = \frac{2}{\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n}} = \rho \left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n} \right)$$

dove ρ è una funzione continua. Quindi per la LGN

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{n} \xrightarrow{P} E(X_i^2)$$

$$E(X_i^2) = \int_{-\infty}^0 x^2 \frac{e^x}{2} dx + \int_0^{+\infty} x^2 \frac{e^{-x}}{2} dx = \frac{2}{2} \Gamma(3) = 2$$

| $\frac{2}{2} \cdot \frac{2}{2} = 1$ |

Cognome:..... Nome:.....

Corso di Laurea:.....

Numero di CFU:.....(solo per SPRS)

Probabilità (SIGA- SPRS)
Prof. L.Beghin

II appello
11-2-2009

1) In una città ci sono tre ristoranti che indichiamo con A, B e C. Se ci sono n clienti che scelgono a caso e indipendentemente a quale recarsi, qual'è la probabilità che nessuno dei tre ristoranti resti vuoto?

2) Sia (X, Y) una v.a. doppia con funzione di densità congiunta

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} ke^{-\lambda y} & 0 \leq x \leq y \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

- i) Calcolare la costante k.
- ii) Determinare le funzioni di densità marginali delle due variabili X e Y.
- iii) SOLO per corso da 8 CFU: Determinare la densità condizionata della Y data la X.

3) SOLO per corso da 8 CFU

Siano X_i v.a. indipendenti con identica distribuzione per ogni i . Supponiamo inoltre che esse abbiano media 0 e varianza 1. Si studi la convergenza in distribuzione della successione

$$Y_n = \frac{(X_1 + \dots + X_n)^2}{n}$$

SOLUZIONI:

$$1) P(\text{nessun ristor. vuoto}) = 1 - 3P(n \text{ clienti in A}) - 3 \sum_{k=1}^{n-1} P(k \text{ clienti in A}, (n-k) \text{ clienti in B})$$

$$= 1 - 3 \sum_{k=1}^n P(k \text{ clienti in A}, (n-k) \text{ clienti in B})$$

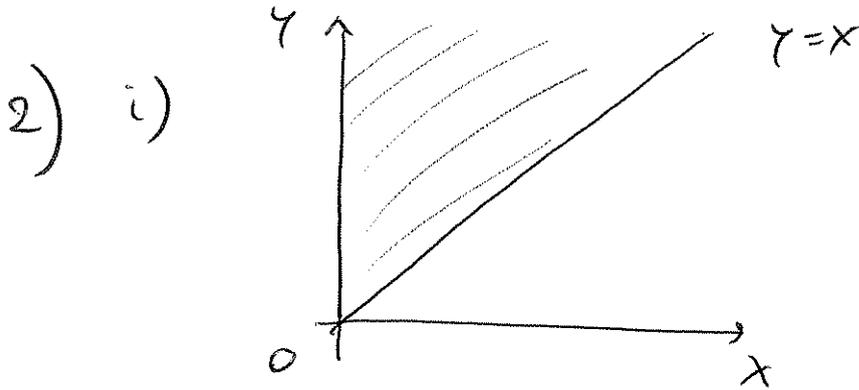
$$= 1 - 3 \left[\sum_{k=1}^n \binom{n}{k} \frac{1}{3^k} \frac{1}{3^{n-k}} \right] = 1 - \frac{1}{3^{n-1}} \sum_{k=1}^n \binom{n}{k}$$

Applico il teorema binomiale: $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} e^k b^{n-k} = (e+b)^n$

$$\Rightarrow P(\text{nessun voto vuoto}) = 1 - \frac{1}{3^{n-1}} \left[\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} - 1 \right] \quad (2)$$

↓
Termine per $k=0$

$$= 1 - \frac{1}{3^{n-1}} [2^n - 1]$$



Devo trovare la costante k per la quale $\iint_{x,y} f_{x,y}(x,y) dx dy = 1$

$$\Rightarrow k \int_0^{+\infty} e^{-\lambda y} \left(\int_0^y dx \right) dy = k \int_0^{+\infty} y e^{-\lambda y} dy$$

$\lambda y = z$
 $y = \frac{z}{\lambda} \quad dy = \frac{dz}{\lambda}$

$$= \frac{k}{\lambda} \int_0^{+\infty} \frac{z}{\lambda} e^{-z} dz = \frac{k}{\lambda^2} \Gamma(2) = \frac{k}{\lambda^2} = 1 \Rightarrow k = \lambda^2$$

oppure poiché $\lambda \int_0^{+\infty} y e^{-\lambda y} dy = E(Y)$ per $Y \sim \text{Exp}(\lambda)$

allora $\int_0^{+\infty} y e^{-\lambda y} dy = \frac{E(Y)}{\lambda} = \frac{1}{\lambda^2}$

ii) $f_{x,y}(x,y) = \lambda^2 e^{-\lambda y} \mathbb{1}_{\{0 \leq x \leq y\}}$

$$f_x(x) = \lambda^2 \int_x^{+\infty} e^{-\lambda y} dy = \lambda \left[-e^{-\lambda y} \right]_x^{+\infty} = \lambda e^{-\lambda x} \quad x > 0$$

$$X \sim \text{Exp}(\lambda)$$

$$f_y(y) = \lambda^2 e^{-\lambda y} \int_0^y dx = \lambda^2 e^{-\lambda y} y \quad y > 0$$

ovvero $= \frac{1}{\Gamma(2)} \lambda^2 y^{2-1} e^{-\lambda y} \Rightarrow Y \sim \text{Gamma}(2, \lambda)$

$$(a) \quad f_{Y|X}(y|x) = \frac{d^2 e^{-dy} \mathbb{1}_{\{0 \leq x \leq y\}}}{d e^{-dx} \mathbb{1}_{\{x > 0\}}}$$

(3)

$$= d e^{-d(\gamma-x)} \mathbb{1}_{\{\gamma \geq x\}}$$

$$\left[\text{Verifica: } d \int_x^{+\infty} e^{-d(\gamma-x)} d\gamma = d \int_0^{+\infty} e^{-dz} dz = 1 \right]$$

$$3) \quad Y_n = \left(\frac{S_n}{\sqrt{n}} \right)^2$$

Studio la cov. i.d. di $\frac{S_n}{\sqrt{n}}$

Applico il T.L.C. poiché le v.e. X_i sono i.i.d con $\mu=0$ e $\sigma^2=1$.

$$E(S_n) = n E(X_i) = 0$$

$$V(S_n) = n V(X_i) = n$$

$$\Rightarrow \frac{S_n - 0}{\sqrt{n}} \xrightarrow{d} Z \sim N(0,1)$$

Poiché il quadrato è una funzione continua

$$Y_n \xrightarrow{d} Z^2 \sim \chi_1^2$$

Le distrib. di Z^2 è una chi-quadrato con 1 grado di lib.

Infatti $W = Z^2$ ($W \geq 0$ p.c.)

$$F_W(w) = P(Z^2 < w) = P(-\sqrt{w} < Z < \sqrt{w}) \quad w > 0$$

$$= 2 \int_0^{\sqrt{w}} \frac{e^{-z^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dz$$

$$\Rightarrow f_W(w) = \frac{d}{dw} F_W(w) = \frac{2}{2} \frac{1}{\sqrt{w}} \frac{e^{-w/2}}{\sqrt{2\pi}} = \frac{w^{-1/2} e^{-w/2}}{\sqrt{2\pi}} = \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{1}{2}} w^{\frac{1}{2}-1} e^{-w/2}}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)}$$