Corso di Laurea in Informatica, Università di Roma "Tor Vergata" Statistica per la ricerca sperimentale e tecnologica (A.A. 2004-2005)

Dott. Claudio Macci

Esonero del 27 Maggio 2005

Esercizio 1. Siano X e Y due v.a. con densità congiunta discreta definita come segue: $p_{(X,Y)}(-1,1) = p_{(X,Y)}(-1,0) = p_{(X,Y)}(0,0) = p_{(X,Y)}(1,0) = p_{(X,Y)}(1,1) = \frac{1}{5}$.

- D1) Trovare le densità marginali di $X \in Y$.
- D2) Calcolare Cov(X, Y).
- D3) Dire se X e Y sono indipendenti.

Esercizio 2. Sia X una v.a. con distribuzione uniforme sull'intervallo [-1,1].

- D4) Calcolare $P(\frac{1}{4} < X < \frac{1}{2})$.
- D5) Calcolare $\mathbb{E}[X]$ e Var[X].

Un processo di Poisson (N_t) di intensità $\lambda = 10$ conta il numero delle telefonate ricevute da un centralino nel tempo. In generale T_n indica l'istante (aleatorio) in cui arriva la n-sima telefonata (ed è noto che T_1 ha distribuzione esponenziale di parametro λ).

- D6) Calcolare $P(N_1 = 2)$, cioè la probabilità che al tempo t = 1 siano arrivate esattamente 2 telefonate.
- D7) Calcolare $P(T_1 > 5)$, cioè la probabilità che la prima telefonata sia arrivata dopo l'istante t = 5.
- D8) Calcolare $P(3 < T_1 < 5)$, cioè la probabilità che la prima telefonata sia arrivata dopo l'istante t = 3 e prima dell'istante t = 5.
- D9) Calcolare $\mathbb{E}[T_1 + X]$.

Sia Y una v.a. con densità f_Y definita come segue: $f_Y(t) = 2t$ per 0 < t < 1; $f_Y(t) = 0$ altrimenti. D10) Calcolare P(Y > 1/2|Y < 1).

Esercizio 3. Si estrae un campione di 100 individui da una popolazione normale di media μ incognita e varianza $\sigma^2 = 144$. La media dei valori osservati dal campione è $\overline{x}_n = 50$.

D11) Trovare l'intervallo di confidenza per μ al livello $1 - \alpha = 0.95$.

Sia X una v.a. con distribuzione $N(\mu = 50, \sigma^2 = 144)$ (dunque si può pensare che X sia il valore di un'osservazione del campione nel caso in cui $\mu = 50$).

D12) Calcolare P(44 < X < 62).

Cenno alle soluzioni (Ogni segnalazione di errori o sviste (sempre possibili) è gradita)

Esercizio 1.

D1) Le densità marginali di X e Y sono le seguenti:

$$p_X(-1) = p_{(X,Y)}(-1,1) + p_{(X,Y)}(-1,0) = \frac{1}{5} + \frac{1}{5} = \frac{2}{5}; \ p_X(0) = p_{(X,Y)}(0,0) = \frac{1}{5}; \ p_X(1) = p_{(X,Y)}(1,1) + p_{(X,Y)}(1,0) = \frac{1}{5} + \frac{1}{5} = \frac{2}{5};$$

$$p_{X,Y}(1,1) + p_{X,Y}(1,0) = \frac{1}{5} + \frac{1}{5} = \frac{3}{5}; \ p_{Y}(1) = p_{(X,Y)}(-1,1) + p_{(X,Y)}(1,0) = \frac{1}{5} + \frac{1}{5} = \frac{3}{5}; \ p_{Y}(1) = p_{(X,Y)}(-1,1) + p_{(X,Y)}(1,1) = \frac{1}{5} + \frac{1}{5} = \frac{2}{5}.$$

- D2) Useremo la formula $\text{Cov}(X,Y) = \mathbb{E}[XY] \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$. Sfruttando le densità marginali di X e Y si ha $\mathbb{E}[X] = -1 \cdot \frac{2}{5} + 0 \cdot \frac{1}{5} + 1 \cdot \frac{2}{5} = 0$ e $\mathbb{E}[Y] = 0 \cdot \frac{3}{5} + 1 \cdot \frac{2}{5} = \frac{2}{5}$. Poi si ha $\mathbb{E}[XY] = \sum_{x=-1}^{1} \sum_{y=0}^{1} xyp_{(X,Y)}(x,y) = \frac{(-1)\cdot 1 + (-1)\cdot 0 + 0\cdot 0 + 1\cdot 0 + 1\cdot 1}{5} = 0$. Quindi Cov(X,Y) = 0. D3) Si può dire subito che non c'è indipendenza perché i punti con densità congiunta positiva non si
- D3) Si può dire subito che non c'è indipendenza perché i punti con densità congiunta positiva non si dispongono su un prodotto cartesiano; infatti $p_{(X,Y)}(0,1)=0$. Questo ci consente di spiegare subito che la densità congiunta non è uguale al prodotto delle densità marginali; infatti basta osservare che $p_{(X,Y)}(0,1)=0$ e $p_X(0)p_Y(1)=\frac{1}{5}\cdot\frac{2}{5}\neq 0$.

Esercizio 2.

- D4) La v.a. X ha densità f_X definita come segue: $f_X(t) = 1/2$ per -1 < t < 1; $f_X(t) = 0$ altrimenti. Quindi si ha $P\left(\frac{1}{4} < X < \frac{1}{2}\right) = \int_{1/4}^{1/2} \frac{1}{2} dt = \frac{1}{2}[t]_{1/4}^{1/2} = \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2} \frac{1}{4}\right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$.
- D5) Per note formule sulla distribuzione uniforme si ha $\mathbb{E}[X] = \frac{1-1}{2} = 0$ e $\mathrm{Var}[X] = \frac{(1-(-1))^2}{12} = \frac{4}{12} = \frac{1}{3}$.
- D6) La v.a. N_1 ha distribuzione di Poisson di parametro $\lambda \cdot 1 = 10$ e quindi $P(N_1 = 2) = \frac{(10)^2}{2}e^{-10} = 50e^{-10}$.
- D7) Basta considerare l'espressione della funzione di distribuzione di T_1 e si ha $P(T_1 > 5) = 1 (1 e^{-10.5}) = e^{-50}$.
- D8) Si considera ancora l'espressione della funzione di distribuzione di T_1 e si ha $P(3 < T_1 < 5) = 1 e^{-10.5} (1 e^{-10.3}) = 1 e^{-50} 1 + e^{-30} = e^{-30} e^{-50}$.
- D9) Per linearità della speranza matematica e tenendo conto i valori attesi delle distribuzioni notevoli (esponenziale e uniforme) si ha $\mathbb{E}[T_1 + X] = \mathbb{E}[T_1] + \mathbb{E}[X] = \frac{1}{10} + 0 = \frac{1}{10}$.
- D10) Per definizione di probabilità condizionata si ha $P(Y > 1/2|Y < 1) = \frac{P(\{Y > 1/2\} \cap \{Y < 1\})}{P(Y < 1)} = \frac{P(1/2 < Y < 1)}{P(Y < 1)} = \frac{\int_{1/2}^{1} 2t dt}{\int_{0}^{1} 2t dt} = \frac{[t^{2}]_{1/2}^{1}}{[t^{2}]_{0}^{1}} = \frac{1^{2} (1/2)^{2}}{1^{2} 0^{2}} = \frac{3}{4}.$

Esercizio 3.

- D11) L'intervallo di confidenza richiesto è $\left[\overline{x}_n \phi_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \overline{x}_n + \phi_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]$. Si ha $\overline{x}_n = 50$, $\sigma = \sqrt{144}$, n = 100; inoltre $1 \frac{\alpha}{2} = 0.975$ segue da $1 \alpha = 0.95$ e quindi $\phi_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1.96$. In conclusione l'intervallo di confidenza richiesto è [47.648, 52.352].
- D12) La probabilità richiesta è $P(44 < X < 62) = \Phi(\frac{62-50}{\sqrt{144}}) \Phi(\frac{44-50}{\sqrt{144}}) = \Phi(1) \Phi(-0.5) = \Phi(1) (1 \Phi(0.5)) = \Phi(1) + \Phi(0.5) 1 = 0.84134 + 0.69146 1 = 0.5328.$

Commenti.

D10) Si verifica che P(Y>1/2|Y<1)=P(Y>1/2). Questa uguaglianza non sorprende se si osserva che P(Y<1)=1.