

**Ingegneria Informatica**  
**Appello 11 giugno 2018**

**Esercizio** Il primo piano di un parcheggio multipiano è composto da 64 posti macchina, disposti su 8 righe (numerare da 1 a 8) e 8 colonne (contrassegnate dalle lettere da A a H). Ad una certa ora 15 macchine sono arrivate e hanno occupato altrettanti posti. Calcolare la probabilità che:

- la riga 1 o la colonna E siano completamente occupate,
- tutte le macchine arrivate sono disposte su una riga ed una colonna,
- 8 macchine siano posizionate su una riga e 2 su un'altra riga.

**Soluzione**

- Sia  $O_i$  l'evento "la  $i$ -esima riga occupata" e analogamente per le colonne:

$$\mathbb{P}(O_1 \cup O_E) = \mathbb{P}(O_1) + \mathbb{P}(O_E) - \mathbb{P}(O_1 \cap O_E) = \frac{2 \binom{56}{7} - 1}{\binom{64}{15}}$$

•

$$\mathbb{P}(1 \text{ riga e } 1 \text{ colonna}) = \frac{64}{\binom{64}{15}}$$

•

$$\mathbb{P}(1 \text{ riga e } 2 \text{ su un'altra riga}) = \frac{8 \cdot 7 \cdot \binom{8}{2} \binom{54}{5}}{\binom{64}{15}}$$

dove  $8 \cdot 7$  sono i modi di scegliere le righe e  $\binom{8}{2}$  i modi per scegliere le colonne per le 2 macchine.

**Esercizio** Sia  $X$  una v.a. con la seguente funzione di densità:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda}{x^{\lambda+1}} & x > 1, \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

$\lambda > 0$ .

- Si calcoli la distribuzione della v.a.  $Y = (\log X)^2$ .
- Si calcoli il valore atteso di  $\mathbb{E}(Y)$ .
- Fornire un confine superiore per  $\mathbb{P}(|Y - \frac{2}{\lambda^2}| > a)$ , per  $a > 0$ .

**Soluzione**

- $Y = (\log X)^2 \in (0, \infty)$  q.c.  $y = g(x) = (\log x)^2$  dunque  $x = \log(y) = g^{-1}(y) = e^{\sqrt{y}}$  dunque

$$\frac{d}{dy} h(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{\sqrt{y}}$$

e

$$f_Y(y) = f_X(e^{\sqrt{y}}) \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{\sqrt{y}} = \frac{\lambda}{2\sqrt{y}} e^{-\lambda\sqrt{y}} 1_{\{y>0\}}.$$

Oppure

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y \leq 0 \\ ? & y > 0 \end{cases}$$

e

$$F_Y(y) = \mathbb{P}(Y < y) = \mathbb{P}((\log X)^2 < y) = \lambda \int_1^{e^{\sqrt{y}}} x^{-\lambda-1} dx = -x^{-\lambda} \Big|_1^{e^{\sqrt{y}}} = 1 - e^{-\lambda\sqrt{y}}$$

dunque

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda\sqrt{y}} & y > 0 \end{cases}$$

•

$$\mathbb{E}(Y) = \int_0^\infty y \frac{d}{dy} F_Y(y) dy = \frac{\lambda}{2} \int_0^\infty \sqrt{y} e^{-\lambda\sqrt{y}} dy$$

con il cambiamento di variabile  $w = \lambda\sqrt{y}$  si ottiene

$$\mathbb{E}(Y) = \frac{\lambda}{2} \frac{2}{\lambda^2} \int_0^\infty \frac{w^2}{\lambda} e^{-w} dw = \frac{1}{\lambda^2} \Gamma(3) = \frac{2}{\lambda^2}.$$

•

$$\mathbb{P}\left(\left|Y - \frac{2}{\lambda^2}\right| > a\right) \leq \frac{\text{Var}(Y)}{a^2} = \frac{\frac{24}{\lambda^4} - \frac{4}{\lambda^4}}{a^2} = \frac{20}{a^2 \lambda^4},$$

infatti

$$\mathbb{E}(Y^2) = \int_0^\infty y^2 \frac{\lambda}{2\sqrt{y}} e^{-\lambda\sqrt{y}} dy = \frac{\lambda}{2} \int_0^\infty y^{3/2} e^{-\lambda y} dy = \frac{\lambda}{2} \frac{2}{\lambda^2} \int_0^\infty \frac{w^4}{\lambda^3} e^{-w} dw = \frac{\Gamma(5)}{\lambda^4} = \frac{24}{\lambda^4}$$

dove si è usato il cambio di variabile  $w = \lambda\sqrt{y}$ .

**Esercizio** Sia  $\{X_n\}_{n \geq 1}$  una successione di variabili aleatorie indipendenti, ciascuna con distribuzione esponenziale di parametro 1. Siano

$$Y_n = \max\{X_1, \dots, X_n\}, \quad Z_n = Y_n - \log n.$$

Determinare:

- (1) il supporto di  $Z_n$ ,
- (2) la funzione di ripartizione di  $Z_n$  giustificando tutti i passaggi,
- (3) studiare la convergenza in distribuzione di  $Z_n$ .

**Soluzione** Si ha che  $F_n(x) = 0$  per ogni  $x < -\log n$ . Per ogni  $x \geq -\log n$  si ha

$$\begin{aligned} F_n(x) &= \mathbb{P}(Y_n \leq x + \log n) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{k=1}^n \{X_k \leq x + \log n\}\right) \\ &= [\mathbb{P}(X_k \leq x + \log n)]^n \\ &= [1 - \exp\{-x - \log n\}]^n \\ &= \left(1 - \frac{e^{-x}}{n}\right)^n. \end{aligned}$$

Dunque la successione  $F_n$  converge in ogni punto di  $\mathbb{R}$  verso la funzione  $F$  continua e crescente definita da:

$$F(x) = \exp\{e^{-x}\}.$$

Poichè

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, \quad \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1,$$

$F$  è la funzione di ripartizione di una legge su  $\mathbb{R}$ .

**Esercizio** Si consideri un campione  $X_1, \dots, X_n$  di una legge di densità

$$f_\theta(x) = \begin{cases} \frac{4x^2}{\theta^3 \sqrt{\pi}} e^{-x^2/\theta^2} & x > 0, \\ 0 & x \leq 0, \end{cases}$$

dove il parametro  $\theta$  varia in  $\Theta = \mathbb{R}^+$ . Calcolare lo stimatore di massima verosimiglianza di  $\theta$ .

**Soluzione** Per una osservazione  $x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$ , la funzione di verosimiglianza è

$$L_\theta(x) = \left(\frac{4}{\theta^3}\right)^n \pi^{-n/2} x_1^2 \dots x_n^2 e^{-(x_1^2 + \dots + x_n^2)/\theta^2},$$

se  $x_1, \dots, x_n > 0$  e  $L_\theta(x) = 0$  altrimenti. Dunque

$$\log L_\theta(x) = -3n \log \theta - \frac{x_1^2 + \dots + x_n^2}{\theta^2} + f(x_1, \dots, x_n).$$

dove  $f(x_1, \dots, x_n)$  non dipende da  $\theta$ . Quindi

$$\frac{d}{d\theta} \log L_\theta(x) = -3\frac{n}{\theta} + \frac{2}{\theta^3}(x_1^2 + \dots + x_n^2).$$

Il valore in cui si annulla la derivata di  $\theta \rightarrow \log L_\theta(x)$  è

$$\sqrt{\frac{2}{3n}(x_1^2 + \dots + x_n^2)}$$

quindi lo stimatore di massima verosimiglianza è

$$\hat{\theta} = \sqrt{\frac{2}{3n}(x_1^2 + \dots + x_n^2)}.$$

### Domande di teoria

- (1) Dare la definizione di uguaglianza, uguaglianza quasi certa, uguaglianza in distribuzione ed indipendenza per due variabili aleatorie  $X$  e  $Y$ .
- (2) Dimostrare che l'uguaglianza di due variabili aleatorie implica l'uguaglianza in distribuzione e che non vale il viceversa, ossia che l'uguaglianza in distribuzione non implica l'uguaglianza.
- (3) Data la variabile aleatoria doppia  $(X, Y)$  dare la definizione di distribuzione di probabilità di  $Y$  condizionata ad  $X = x$ , nel caso discreto e continuo. Cosa succede se le due variabili aleatorie  $X$  e  $Y$  sono indipendenti?

Dimostrare la proprietà di continuità della probabilità per successioni monotone di eventi successioni non-monotone (ma convergenti) di eventi N.B. Fornire tutti i dettagli delle dimostrazioni

Enunciare la disuguaglianza di Cebicev. Dare la definizione di convergenza in probabilità e di convergenza in media  $r$ -esima. Dimostrare la relazione tra convergenza in probabilità e convergenza in media  $r$ -esima. N.B. Fornire tutti i dettagli delle dimostrazioni