

C.d.L. in Ingegneria Elettronica e delle Telecomunicazioni
Corso di Metodi Matematici e Probabilistici

Prof. Giovanni Borgioli

PROVA SCRITTA

15/01/2019

COGNOME:

NOME:

N. matricola:

Prova orale:

ESERCIZIO 1 (punti 5):

Risolvere la seguente equazione differenziale:

$$x(y^3 - 2x)y' + y(2x + y^3) = 0 .$$

SOLUZIONE:

$$x^2 + xy^3 = Cy^2 , \quad x \neq 0 .$$

ESERCIZIO 2 (punti 5):

Risolvere il seguente PVI:

$$\frac{d}{dx}\mathbf{y} = \mathbb{A}\mathbf{y} , \quad \mathbf{y}(0) = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} .$$

dove

$$\mathbb{A} = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$$

e la funzione incognita $\mathbf{y} : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}^2$.

SOLUZIONE:

$$\mathbf{y} = e^x \begin{pmatrix} \cos x - \sin x \\ \cos x + \sin x \end{pmatrix} .$$

ESERCIZIO 3 (punti 5):

Si consideri la funzione

$$f(x) = 2 - \frac{x}{2}, \quad x \in [0, 2],$$

la si prolunghi pari nell'intervallo $[-2, 0]$ e se ne calcoli lo sviluppo in serie di Fourier come funzione di periodo 4, i.e.

$$f(x + 4) = f(x), \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

SOLUZIONE:

$$f(x) = \frac{3}{2} + \frac{4}{\pi^2} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\cos\left(\frac{(2n-1)\pi x}{2}\right)}{(2n-1)^2}.$$

ESERCIZIO 4 (punti 5):

Una v.a. X segue una legge di Poisson, $X \sim P(\lambda)$, la cui densità di probabilità è data da

$$f_X(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, \dots, n, \dots$$

Si chiede:

- a) Calcolare il valore di λ per cui $\mathbb{P}(X = 2) = \mathbb{P}(X = 3)$;
- b) calcolare esplicitamente la media e la varianza, illustrandone il procedimento.

SOLUZIONE:

- a) Il valore cercato per λ si ottiene uguagliando

$$\frac{\lambda^2}{2!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^3}{3!} e^{-\lambda},$$

che ammette soluzione per $\lambda = 3$.

- b) per il calcolo della media abbiamo

$$\mathbb{E}[X] = e^{-3} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k 3^k}{k!} = 3e^{-3} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{3^{k-1}}{(k-1)!} = 3.$$

Per il calcolo della varianza, ricordando che $\text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}^2[X]$, abbiamo

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X^2] &= e^{-3} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k^2 3^k}{k!} = 3e^{-3} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k 3^{k-1}}{(k-1)!} = 3e^{-3} \left\{ \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(k-1) 3^{k-1}}{(k-1)!} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{3^{k-1}}{(k-1)!} \right\} \\ &= 3e^{-3} \{3e^3 + e^3\} = 12\end{aligned}$$

e quindi $\text{Var}[X] = 12 - 9 = 3$.

ESERCIZIO 5 (punti 5):

Una v.a. X è distribuita come una normale di media μ e varianza σ^2 , $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Sapendo che $\mathbb{P}(X \leq 0) = 0.02$ e che $\mathbb{P}(X \geq 20) = 0.06$, si calcolino media e varianza.

SOLUZIONE:

Standardizzando la v.a. X , la prima informazione si traduce in

$$0.02 = \mathbb{P}(X \leq 0) = \mathbb{P}\left(Z \leq -\frac{\mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(-\frac{\mu}{\sigma}\right)$$

e quindi

$$z_{0.02} = -\frac{\mu}{\sigma}$$

e, dalle tavole, ricordando che $z_{0.02} = -z_{0.98}$

$$\mu = 2.05 \sigma.$$

Dalla seconda abbiamo

$$0.06 = \mathbb{P}(X \geq 20) = \mathbb{P}\left(Z \geq \frac{20 - \mu}{\sigma}\right) = 1 - \mathbb{P}\left(Z \leq \frac{20 - \mu}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{20 - \mu}{\sigma}\right).$$

e quindi

$$z_{0.94} = \frac{20 + \mu}{\sigma}$$

e, dalle tavole

$$\mu + 1.56 \sigma = 20.$$

Risolvendo il sistema delle due equazioni lineari otteniamo

$$\sigma \simeq 5.54, \quad \mu \simeq 11.38.$$

ESERCIZIO 6 (punti 5):

Sia $f_{XY}(x, y)$ una funzione definita:

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} ke^{(x+y)}, & x, y \in [0, 1] \times [0, 1], \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

Si chiede:

- Calcolare il valore di k in modo che la $f_{XY}(x, y)$ possa rappresentare una densità di probabilità;
- calcolare le densità marginali e valutare l'eventuale indipendenza delle v.a. X e Y ;
- calcolare $\mathbb{P}(X > Y)$.

SOLUZIONE:

a) Per il calcolo di k , si pone

$$1 = k \int_0^1 \int_0^1 e^{(x+y)} dx dy = k \int_0^1 e^x dx \cdot \int_0^1 e^y dy = k(e-1)^2;$$

quindi $k = (e-1)^{-2}$.

b) per le densità marginali abbiamo

$$f_X(x) = (e-1)^{-2} \int_0^1 e^{(x+y)} dy = \frac{e^x}{e-1}, \quad 0 \leq x \leq 1, \text{ e } 0 \text{ altrove};$$

$$f_Y(y) = (e-1)^{-2} \int_0^1 e^{(x+y)} dx = \frac{e^y}{e-1}, \quad 0 \leq y \leq 1, \text{ e } 0 \text{ altrove};$$

come si verifica facilmente $f_{XY}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$, quindi le due v.a. sono indipendenti.

c) Per il calcolo di $\mathbb{P}(X > Y)$ abbiamo

$$\mathbb{P}(X > Y) = (e-1)^{-2} \int_0^1 e^x dx \int_0^x e^y dy = (e-1)^{-2} \int_0^1 (e^{2x} - e^x) dx = \frac{1}{2}.$$