

ES 1

Indichiamo con  $X$  la variabile aleatoria definita come:

$X = 0$  se un passegger non si presenta

$X = 1$  se un passegger si presenta.

Quindi  $X \sim B(1, p)$ , ovvero è una v.a. di Bernoulli di parametro  $p = \frac{2}{3}$ .

Sono poi definite le seguenti variabili aleatorie:

$Y = X_1 + X_2 + X_3 + X_4$ , che determina quanti passeggeri si presentano per il volo con 3 posti,

$Z = X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5 + X_6 + X_7$ , che determina quanti passeggeri si presentano per il volo con 5 posti,

dove le  $X_i$  sono indipendenti ed equiprobabilmente con la  $X$  di sopra.

Ne segue che  $Y \sim B(4, p)$  e  $Z \sim B(7, p)$ .

Infine, la probabilità che un passegger che ha prenotato non trovi posto è:

$P\{Y \geq 4\}$  per il volo con 3 posti,

$P\{Z \geq 6\}$  per il volo con 5 posti.

Si trova

$$P\{Y \geq 4\} = P\{Y=4\} = \binom{4}{4} \left(\frac{2}{3}\right)^4 \left(\frac{1}{3}\right)^0 = \frac{2^4}{3^4}$$

$$P\{Z \geq 6\} = P\{Z=6\} + P\{Z=7\} =$$

$$= \binom{7}{6} \left(\frac{2}{3}\right)^6 \left(\frac{1}{3}\right)^1 + \binom{7}{7} \left(\frac{2}{3}\right)^7 \left(\frac{1}{3}\right)^0 =$$

$$= 7 \cdot \frac{2^6}{3^6} \cdot \frac{1}{3} + \frac{2^7}{3^7} = \frac{2^6}{3^6} \left(\frac{7}{3} + \frac{2}{3}\right) = \frac{2^6}{3^5}$$

Quindi  $P\{Z \geq 6\} > P\{Y \geq 4\}$  essendo  
 $\frac{2^6}{3^5} > \frac{2^4}{3^4}$ , ed è più probabile non trovare  
posto in un volo a 5 posti.

ES. 2 (i) La funzione  $F_\vartheta$  è continua, crescente ma non  
strettamente, e derivabile per  $x \in \mathbb{R} \setminus \{0, 1\}$ .  
La densità di una v.o.  $X$  con  $F_\vartheta$  funzione di ripartizione  
è quindi data da  $f_\vartheta(x) = F'_\vartheta(x) \quad \forall x \in \mathbb{R} \setminus \{0, 1\}$ ,  
e il valore in  $\{0, 1\}$  può essere fissato arbitrariamente.  
Si trova quindi

$$f_\vartheta(x) = \begin{cases} (\vartheta+1)x^\vartheta, & \text{se } 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Per i momenti scriviamo

$$E[X^k] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k f_\vartheta(x) dx = \int_0^1 (\vartheta+1)x^{\vartheta+k} dx < +\infty, \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

$$\text{Inoltre } E[X^k] = \frac{\vartheta+1}{\vartheta+k+1} x^{\vartheta+k+1} \Big|_0^1 = \frac{\vartheta+1}{\vartheta+k+2}, \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

(ii) Ponendo  $\vartheta=1$  si trova che  $E[X_i] = \frac{2}{3}$  e  
 $\text{Var}(X_i) = E[X_i^2] - (E[X_i])^2 = \frac{2}{4} - \frac{4}{9} = \frac{1}{18}$ , per  
ogni  $X_i$ ,  $i=1, \dots, 90$ .

Quindi  $P\{X_1 + \dots + X_{90} \geq 55\} =$

$$= P\left\{ \frac{X_1 + \dots + X_{90} - 90 \cdot E[X_i]}{\sqrt{90 \cdot \text{Var}(X_i)}} \geq \frac{55 - 90 \cdot E[X_i]}{\sqrt{90 \cdot \text{Var}(X_i)}} \right\} \sim$$

essendo il Teo del Limite Centrale con  $Y \sim N(0, 1)$

$$\begin{aligned} &\sim P \left\{ Y \geq \frac{55 - 90 \cdot \frac{2}{3}}{\sqrt{90 \cdot \frac{1}{18}}} \right\} = P \left\{ Y \geq \frac{55 - 60}{\sqrt{5}} \right\} = \\ &= P \left\{ Y \geq -\sqrt{5} \right\} = 1 - P \left\{ Y \leq -\sqrt{5} \right\} = \\ &= 1 - \Phi(-\sqrt{5}) = 1 - (1 - \Phi(\sqrt{5})) = \Phi(\sqrt{5}) \sim \\ &\sim \Phi(2.24) \sim 0.987 \end{aligned}$$

(iii) Il metodo dei momenti si applica ponendo  
 anzitutto  $E[X_i] = \bar{x}$ . Da queste si  
 trova  $\frac{\theta+1}{\theta+2} = \frac{3}{4} \Leftrightarrow 4\theta + 4 = 3\theta + 6$   
 $\Leftrightarrow \theta = 2$ . Quindi la stima è  $\tilde{\theta} = 2$ , che  
 è compatibile con le richieste  $\theta > 0$ .

---

ES. 3 (i) Va utilizzato un test unilaterale sulla varianza di un campione Gaussiano.

L'ipotesi è  $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2 = 4$ ,  $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2 = 4$

e, date le regioni critiche

$$C = \left\{ \frac{(n-1) \bar{\sigma}^2}{\sigma_0^2} > \chi_{(1-\alpha, n-1)}^2 \right\}$$

con  $\bar{\sigma}$  = deviazione standard campionaria,  $\alpha$  = livello del test,

$n$  = cardinalità del campione,

e  $\chi_{(1-\alpha, n-1)}^2$  =  $(1-\alpha)$ -quantile di una v.a. con densità chi-quadrato con  $n-1$  gradi di libertà,

il test è accettato al livello  $\alpha$  se

$$\frac{(n-1) \bar{\sigma}^2}{\sigma_0^2} \leq \chi_{(1-\alpha, n-1)}^2$$

Usando  $\bar{\sigma} = 2.3 \text{ cm}^3$ ,  $\sigma_0 = 2 \text{ cm}^3$ ,  $\alpha = 0.1$ ,  $n = 25$

e  $\chi^2_{(0.9, 24)} \sim 33.2$ , si trova

$$\frac{(n-1) \bar{\sigma}^2}{\sigma_0^2} = \frac{24 \cdot 5.29}{4} = 31.74 < 33.2 \sim \chi^2_{(0.9, 24)}$$

e quindi il test va accettato.

(ii) Il p-value per questo tipo di test è

$$\bar{\omega} = 1 - F_{\chi^2_{(n-1)}} \left( \frac{(n-1) \bar{\sigma}^2}{\sigma_0^2} \right)$$

Usando i dati si saprà, tranne  $\bar{\sigma}$ , troviamo che dobbiamo risolvere l'equazione

$$0.05 = 1 - F_{\chi^2_{(24)}} \left( \frac{24 \cdot \bar{\sigma}^2}{4} \right) = 1 - F_{\chi^2_{(24)}} (6 \bar{\sigma}^2)$$

$$\Leftrightarrow F_{\chi^2_{(24)}} (6 \bar{\sigma}^2) = 0.95$$

$$\Leftrightarrow 6 \bar{\sigma}^2 \sim 36.415$$

$$\Leftrightarrow \bar{\sigma}^2 \sim 6.069$$

$$\Leftrightarrow \bar{\sigma} \sim 2.46$$

### ES. 3 (vecchio programma)

(i) La matrice di transizione completa risulta essere

$$P = \begin{pmatrix} 2/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

(ii) Se  $X_0=2$  è distribuita come  $(0 \ 1 \ 0 \ 0)$ , dunque

$X_1$  è distribuita come  $(0 \ 1 \ 0 \ 0)P = (1 \ 0 \ 0 \ 0)$

$X_2$  è distribuita come  $(1 \ 0 \ 0 \ 0)P = (\frac{2}{3} \ \frac{1}{3} \ 0 \ 0)$

$X_3$  è distribuita come  $(\frac{2}{3} \ \frac{1}{3} \ 0 \ 0)P = (\frac{7}{9} \ \frac{2}{9} \ 0 \ 0)$

(iii) Dobbiamo trovare le soluzioni  $(a, b, c, d)$  con  
 $a, b, c, d \geq 0$  e  $a+b+c+d=1$ , del sistema

$$(a \ b \ c \ d)P = (a \ b \ c \ d) \iff$$

$$\iff \begin{cases} \frac{2}{3}a + b = a \\ \frac{1}{3}a + \frac{1}{2}c = b \\ \frac{1}{2}c = c \\ d = d \end{cases} \iff \begin{cases} b = \frac{1}{3}a \\ c = 0 \\ d = d \end{cases}$$

Le soluzioni sono quindi  $(\frac{3}{4} \ \frac{1}{4} \ 0 \ 0)$ ,

$(0 \ 0 \ 0 \ 1)$ , e tutte le combinazioni:

$(\frac{3}{4}\lambda \ \frac{1}{4}\lambda \ 0 \ \mu)$  con  $\lambda + \mu = 1$ ,  $\lambda, \mu \geq 0$ .