

n°1 $X_i \sim \mathcal{B}(1, p) \quad \forall i=1 \dots 4$

$$S = X_1 + X_2 + X_3 + X_4$$

a) La funzione di probabilità condizionata di X_i dato $S=2$ è:

$$p_{X_i|S}(k, 2) = P(X_i = k | S = 2) \quad \forall i=1 \dots 4$$

Supponiamo $i=1$ (gli altri casi sono identici)

Poiché $X_1 \sim \mathcal{B}(1, p)$, X_1 può assumere solo valori 0 e 1 con probabilità $(1-p)$ e p

$$P(X_1=1)=p \quad \text{e} \quad P(X_1=0)=1-p, \quad p \in [0, 1]$$

Quindi per $i=1$ e $k=1$ si ha:

$$P(X_1=1 | S=2) = \frac{P(X_1=1, S=2)}{P(S=2)}$$

$$S = X_1 + X_2 + \dots + X_4 \sim \mathcal{B}(4, p)$$

[S è la somma di 4 v.a. di Bernoulli indipendenti di parametro p , quindi è binomiale di parametri $(4, p)$]

$$P(S=2) = \binom{4}{2} p^2 (1-p)^{4-2}$$

$$P(X_1=1, S=2) = P(X_1=1, X_2+X_3+X_4=2-1) \stackrel{\text{indip}}{=} \\ = P(X_1=1) P(\underbrace{X_2+X_3+X_4=2-1}_{\sim b(3,p)}) = p \cdot \binom{3}{2-1} p^{2-1} (1-p)^{3-2+1} =$$

$$= \binom{3}{2-1} p^2 (1-p)^{4-2} \quad \text{per } 2 \geq 1. \quad \left[\text{Se } 2=0 \text{ la probabilità condizionale vale } 0 \right]$$

$$\text{Quindi } P(X_1=1 | S=2) = \frac{\binom{3}{2-1} p^2 (1-p)^{4-2}}{\binom{4}{2} p^2 (1-p)^{4-2}} =$$

$$= \frac{\binom{3}{2-1}}{\binom{4}{2}} = \frac{2}{4}$$

$$P(X_1=0 | X_1+X_2+X_3+X_4=2) = \frac{P(X_1=0, S=2)}{P(S=2)}$$

$$P(X_1=0, X_1+X_2+X_3+X_4=2) = P(X_1=0, X_2+X_3+X_4=2) = \\ \stackrel{\text{indip}}{=} P(X_1=0) P(\underbrace{X_2+X_3+X_4=2}_{\sim b(3,p)}) = (1-p) \binom{3}{2} p^2 (1-p)^{3-2} =$$

$$= \binom{3}{2} p^2 (1-p)^{4-2}$$

Quindi

$$P(X_1=0 | X_1+X_2+X_3+X_4=2) = \frac{\binom{3}{2} p^2 (1-p)^{4-2}}{\binom{4}{2} p^2 (1-p)^{4-2}} =$$

$$= \frac{\binom{3}{2}}{\binom{4}{2}} = \frac{4-2}{4} = 1 - \frac{2}{4}$$

Quindi la legge condizionale di X_1 dato $S=2$ è di Bernoulli: $b\left(1, \frac{2}{4}\right)$

b) Il valore atteso di una v.p. $X \sim b(1, p)$ è $E(X) = p$; quindi il valore atteso della legge condizionale di X_1 dato $S=2$ è $\frac{2}{4}$;

$$c) Z = X_1 + X_2; \quad S = X_1 + \dots + X_4$$

$$P_{Z|S}(k, 2) = P(Z=k | S=2)$$

$$\therefore \dots \quad P(Z=k | S=2) = \frac{P(Z=k, S=2)}{P(S=2)}$$

$$\text{Se } 2 \geq k \text{ si ha: } P(X_1 + X_2 = k, X_1 + \dots + X_4 = 2) =$$

$$= P(X_1 + X_2 = k, X_3 + X_4 = 2 - k) \stackrel{\text{indip}}{=} P(X_1 + X_2 = k) P(X_3 + X_4 = 2 - k)$$

$\sim b(2, p) \qquad \qquad \sim b(2, p)$

$$= \binom{2}{k} p^k (1-p)^{2-k} \binom{2}{2-k} p^{2-k} (1-p)^{2-(2-k)} =$$

$$= \binom{2}{k} \binom{2}{2-k} p^2 (1-p)^{4-2}$$

Quindi se $k > 2$: $P(Z=k | S=2) = 0$

$$\text{se } k \leq 2: P(Z=k | S=2) = \frac{\binom{2}{k} \binom{2}{2-k} p^2 (1-p)^{4-2}}{\binom{4}{2} p^2 (1-p)^{4-2}} =$$

$$= \frac{\binom{2}{k} \binom{2}{2-k}}{\binom{4}{2}}.$$

n°2

	Categorie						TOT
	1	2	3	4	5	6	
Gr 1	85	36	71	21	45	32	300
Gr 2	53	26	43	18	32	28	200
TOT	148	62	114	39	77	60	500

$$n = 500 \quad \alpha = 0.05.$$

$X = \text{v.p. che descrive le categorie } X = (x_1, \dots, x_6) \quad r=6$

$Y = \text{v.p. che descrive il gruppo } Y = (y_1, y_2) \quad s=2$

$$D_0 = \sum_{\substack{j=1..6 \\ k=1,2}} \frac{\left(N_{jk} - \frac{N_{j.} \cdot N_{.k}}{n} \right)^2}{\frac{N_{j.} \cdot N_{.k}}{n}} =$$

$$\begin{aligned}
&= \left(95 - \frac{148 \times 300}{500} \right)^2 + \left(53 - \frac{148 \times 200}{500} \right)^2 + \\
&+ \left(36 - \frac{62 \times 300}{500} \right)^2 + \left(26 - \frac{62 \times 200}{500} \right)^2 + \\
&+ \left(71 - \frac{114 \times 300}{500} \right)^2 + \left(43 - \frac{114 \times 200}{500} \right)^2 + \\
&+ \left(21 - \frac{33 \times 300}{500} \right)^2 + \left(18 - \frac{33 \times 200}{500} \right)^2 + \\
&+ \left(45 - \frac{77 \times 300}{500} \right)^2 + \left(32 - \frac{77 \times 200}{500} \right)^2 + \\
&+ \left(32 - \frac{60 \times 300}{500} \right)^2 + \left(28 - \frac{60 \times 200}{500} \right)^2 =
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 0.4329 + 0.6493 + 0.0382 + 0.0581 + \\
&+ 0.0888 + 0.1482 + 0.2461 + 0.3652 + \\
&+ 0.0312 + 0.0468 + 0.4444 + 0.6867 = \\
&= \underline{\underline{3.2304}}
\end{aligned}$$

$$\begin{cases} \text{Se } D_0 \leq \chi^2_{1-\alpha, (2-1)(5-1)} & \text{si accetta } H_0 \\ \text{Se } D_0 > \chi^2_{1-\alpha, (2-1)(5-1)} & \text{si rifiuta } H_0 \end{cases}$$

$$\chi^2_{1-\alpha, (2-1)(5-1)} = \chi^2_{0.95, 5} = 11.0705$$

Poiché $3,2304 < 11.0705$ si accetta H_0 .

1103 TEOREMA DI POISSON:

Sia $\lambda > 0$ e siano assegnate le v.a. binomiali: $X_n \sim b(n, \frac{\lambda}{n})$ per ogni $n \in \mathbb{N}$. Se le $p_{X_n}(k)$ sono le rispettive pf, si ha:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} p_{X_n}(k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \quad \forall k \geq 0$$

DIM. Deve essere $\frac{\lambda}{n} \leq 1$. Fissiamo $k \geq 0$:

$$p_{X_n}(k) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} =$$

$$= \frac{n(n-1) \cdots (n-k+1)}{k!} \cdot \frac{\lambda^k}{n^k} \cdot \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k} =$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} \cdot \frac{n \cdot n^{k-1} \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right)}{n^k} \cdot \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k} =$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k};$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{X_n}(k) = \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{1}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k} =$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad \square$$