

**n°1**  $X \sim P(\lambda)$ ,  $Y \sim P(\lambda)$ ,  $Z \sim P(\lambda)$  indipendenti.

a) La funzione di probabilità condizionata di  $X$  data  $X+Y=n$  è:

$$\forall k \geq 0: p(k, n) = \underset{X|X+Y}{P(X=k | X+Y=n)} \stackrel{\substack{\text{def} \\ \text{di} \\ \text{prob.} \\ \text{condizionata}}}{=} \frac{P(X=k, X+Y=n)}{P(X+Y=n)};$$

$$P(X=k, X+Y=n) = P(X=k, k+Y=n) = P(X=k, Y=n-k) =$$

$$\stackrel{\substack{X \text{ e } Y \\ \text{indipendenti}}}{=} P(X=k) P(Y=n-k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{n-k}}{(n-k)!} = e^{-2\lambda} \frac{\lambda^n}{k!(n-k)!}$$

Ricordo:  $P(X=k) = \begin{cases} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} & \text{se } k \geq 0 \\ 0 & \text{se } k < 0 \end{cases}$  per ogni  $k \geq 0$  e  $n > k$ .

Quindi  $p(k, n) = \underset{X|X+Y}{P(X=k | X+Y=n)} =$

$$= \frac{e^{-2\lambda} \frac{\lambda^n}{k!(n-k)!}}{e^{-2\lambda} \frac{(2\lambda)^n}{n!}} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot \frac{1}{2^n} = \binom{n}{k} \frac{1}{2^n}$$

poiché  $X+Y \sim P(2\lambda)$  è la somma di due v.p. di Poisson indipendenti ciascuna di parametro  $\lambda$ .

La legge condizionale di  $X$  dato  $X+Y=n$  è una legge binomiale  $\mathcal{B}(n, \frac{1}{2})$

Il valore atteso di  $X$  dato  $X+Y=n$  è quindi:

$$E(X|X+Y=n) = n \cdot \frac{1}{2} = \frac{n}{2}$$

[Ricordo: se  $T \sim \mathcal{B}(n, p)$  allora  $E(T) = np$ ]

$$b) \operatorname{cov}(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))] \text{ se}$$

$$E(X) < +\infty \text{ e } E(Y) < +\infty;$$

$$\operatorname{cov}(X, Y) \stackrel{\text{PROPOSIZIONE}}{=} E(XY) - E(X)E(Y) \text{ se } E(X) < +\infty \text{ e } E(Y) < +\infty$$

$$\operatorname{cov}(A+B, C) = E((A+B)C) - E(A+B)E(C) =$$

$$= E(AC + BC) - E(A+B)E(C) =$$

$$= \underbrace{E(AC)} + \underbrace{E(BC)} - \underbrace{E(A)E(C)} - \underbrace{E(B)E(C)} =$$

$$= \underbrace{E(AC) - E(A)E(C)} + \underbrace{E(BC) - E(B)E(C)} =$$

$$= \underbrace{\operatorname{cov}(A, C)} + \underbrace{\operatorname{cov}(B, C)}$$

□



$$c) \operatorname{cov}(X+Y, X+Z) = \operatorname{cov}(X, X) + \operatorname{cov}(X, Z) + \operatorname{cov}(Y, X) + \operatorname{cov}(Y, Z);$$

$$\operatorname{cov}(X, Z) = 0 = \operatorname{cov}(Y, X) = \operatorname{cov}(Y, Z) \quad [\text{v.p. indipendenti}]$$

$$\text{Quindi } \operatorname{cov}(X+Y, X+Z) = \operatorname{cov}(X, X) = V(X) = \lambda$$

n°2

STIPENDIO

	27-29	29-31	31-33	33-35	≥ 35	TOT
GR. 1	6	11	16	14	13	60
GR. 2	5	9	8	6	2	30
TOT	11	20	24	20	15	90

$$\alpha = 0.05$$

$$n = 90$$

$X$ : v.p. che descrive la classe di stipendio

$Y$ : v.p. che descrive il gruppo

$$r = 5 \quad j = 1, \dots, 5 \quad X = (X_1, \dots, X_5)$$

$$s = 2 \quad k = 1, 2 \quad Y = (Y_1, Y_2)$$

$$\chi^2_0 = \sum_{\substack{j=1, \dots, 5 \\ k=1, 2}} \frac{\left( N_{jk} - \frac{N_{j \cdot} \cdot N_{\cdot k}}{n} \right)^2}{\frac{N_{j \cdot} \cdot N_{\cdot k}}{n}} =$$

$$\begin{aligned}
&= \left( 6 - \frac{11 \times 60}{80} \right)^2 + \left( 5 - \frac{11 \times 30}{80} \right)^2 + \\
&\quad + \left( 11 - \frac{20 \times 60}{80} \right)^2 + \left( 9 - \frac{20 \times 30}{80} \right)^2 \\
&\quad + \left( 16 - \frac{24 \times 60}{80} \right)^2 + \left( 8 - \frac{24 \times 30}{80} \right)^2 \\
&\quad + \left( 14 - \frac{20 \times 60}{80} \right)^2 + \left( 6 - \frac{20 \times 30}{80} \right)^2 \\
&\quad + \left( 13 - \frac{15 \times 60}{80} \right)^2 + \left( 2 - \frac{15 \times 30}{80} \right)^2 =
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 0.2425 + 0.4848 + 0.4083 + 0.8167 + \\
&\quad + 0 + 0 + 0.0333 + 0.0667 + 0.9 + 1.8 = \\
&= 4.752.
\end{aligned}$$

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



$$\chi^2_{1-0.05,4} = \chi^2_{0.95,4} = 9.48773$$

Poiché  $4.752 < 9.48773$  si accetta  $H_0$ , quindi il gruppo e lo stipendio sono indipendenti.

**n°3** PROPOSIZIONE: (Disuguaglianza di Markov)

Se  $X$  è v.a. che non è mai negativa, allora per ogni  $a > 0$ :

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$$

DIM.: Supponiamo  $X$  v.a. assolutamente continua con p.d.f.  $f$

$$E(X) := \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} x f(x) dx =$$

$$= \underbrace{\int_0^a x f(x) dx}_{\geq 0} + \int_a^{\infty} x f(x) dx \geq \int_a^{\infty} x f(x) dx$$

$$\geq \int_a^{\infty} a f(x) dx = a \int_a^{\infty} f(x) dx = a P(X \geq a)$$

Quindi  $\frac{E(X)}{a} \geq P(X \geq a) \quad \square$

