

CP110 - Probabilità 1

Soluzioni Tutorato 9

DOCENTE: PROF. PIETRO CAPUTO

TUTORI: SARA CAFFARELLI E DAVIDE MACERA

Esercizio 1

$$\int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = \int_0^2 \int_0^{+\infty} cye^{-xy} dx dy = c \int_0^2 [-e^{-xy}]_0^{+\infty} dy = c \int_0^2 dy = 2c,$$

quindi $c = \frac{1}{2}$ e $f(x, y) = \frac{1}{2}ye^{-xy}\mathbb{1}_{[0, \infty) \times [0, 2]}(x, y)$. Le densità marginali di X e Y sono

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \frac{1}{2} \int_0^2 ye^{-xy} \mathbb{1}_{[0, \infty)}(x) dy = \frac{1}{2} \mathbb{1}_{[0, \infty)}(x) \left(\left[-\frac{ye^{-xy}}{x} \right]_0^2 + \int_0^2 \frac{e^{-xy}}{x} dy \right) = \\ &= \frac{1}{2} \mathbb{1}_{[0, \infty)}(x) \left(-\frac{2}{x}e^{-2x} + \left[-\frac{e^{-xy}}{x^2} \right]_0^2 \right) = \frac{1}{2} \left(-\frac{2}{x}e^{-2x} + \frac{1 - e^{-2x}}{x^2} \right) \mathbb{1}_{[0, \infty)}(x), \\ f_Y(y) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} ye^{-xy} \mathbb{1}_{[0, 2]}(y) dy = \frac{1}{2} y \left[-\frac{e^{-xy}}{y} \right]_0^{+\infty} \mathbb{1}_{[0, 2]}(y) = \frac{1}{2} \mathbb{1}_{[0, 2]}(y). \end{aligned}$$

Esercizio 2

1.

$$\int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 cx(1-x)y dx dy = c \int_0^1 y dy \cdot \int_0^1 x(1-x) dx = c \left[\frac{y^2}{2} \right]_0^1 \cdot \left[\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_0^1 = \frac{1}{12},$$

quindi $c = 12$ e $f(x, y) = 12x(1-x)y \mathbb{1}_{[0, 1] \times [0, 1]}(x, y)$. Per calcolare i valori attesi e le varianze ci servono le densità marginali.

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \int_0^1 12x(1-x)y \mathbb{1}_{[0, 1]}(x) dy = 12x(1-x) \mathbb{1}_{[0, 1]}(x) \int_0^1 y dy = \\ &= 12x(1-x) \mathbb{1}_{[0, 1]}(x) \frac{1}{2} = 6x(1-x) \mathbb{1}_{[0, 1]}(x); \end{aligned}$$

$$f_Y(y) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx = \int_0^1 12x(1-x)y \mathbb{1}_{[0, 1]}(y) dx = 12y \mathbb{1}_{[0, 1]}(y) \int_0^1 x(1-x) dx = 2y \mathbb{1}_{[0, 1]}(y).$$

Quindi

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\mathbb{R}} xf_X(x) dx = 6 \int_0^1 x^2(1-x) dx = \frac{1}{2},$$

$$\mathbb{E}[X^2] = \int_{\mathbb{R}} x^2 f_X(x) dx = 6 \int_0^1 x^3(1-x) dx = \frac{6}{20} \implies \text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 = \frac{1}{20},$$

$$\mathbb{E}[Y] = \int_{\mathbb{R}} y f_Y(y) dy = 2 \int_0^1 y^2 dy = \frac{2}{3},$$

$$\mathbb{E}[Y^2] = \int_{\mathbb{R}} y^2 f_Y(y) dy = 2 \int_0^1 y^3 dy = \frac{1}{2} \implies \text{Var}[Y] = \mathbb{E}[Y^2] - \mathbb{E}[Y]^2 = \frac{1}{18}.$$

2. $f(x, y) = cy\mathbb{1}_{[0,y] \times [0,1]}(x, y)$.

$$\int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^y cy dx dy = c \int_0^1 y^2 dy = \frac{c}{3},$$

quindi $c = 3$ e $f(x, y) = 3y\mathbb{1}_{[0,y] \times [0,1]}(x, y)$. Per calcolare i valori attesi e le varianze ci servono le densità marginali.

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \int_{\mathbb{R}} 3y\mathbb{1}_{[0,y] \times [0,1]}(x, y) dy = \int_{\mathbb{R}} 3y\mathbb{1}_{[0,1] \times [x,1]}(x, y) dy = \\ &= 3 \cdot \mathbb{1}_{[0,1]}(x) \int_x^1 y dy = 3 \cdot \mathbb{1}_{[0,1]}(x) \left[\frac{y^2}{2} \right]_x^1 = \frac{3}{2}(1 - x^2)\mathbb{1}_{[0,1]}(x); \\ f_Y(y) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx = \int_{\mathbb{R}} 3y\mathbb{1}_{[0,y] \times [0,1]}(x, y) dx = 3y\mathbb{1}_{[0,1]}(y) \int_0^y dx = 3y\mathbb{1}_{[0,1]}(y). \end{aligned}$$

Quindi

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X] &= \int_{\mathbb{R}} x f_X(x) dx = \frac{3}{2} \int_0^1 x(1 - x^2) dx = \frac{3}{8}, \\ \mathbb{E}[X^2] &= \int_{\mathbb{R}} x^2 f_X(x) dx = \frac{3}{2} \int_0^1 x^2(1 - x^2) dx = \frac{1}{5} \implies \text{Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 = \frac{19}{320}, \\ \mathbb{E}[Y] &= \int_{\mathbb{R}} y f_Y(y) dy = 3 \int_0^1 y^3 dy = \frac{3}{4}, \\ \mathbb{E}[Y^2] &= \int_{\mathbb{R}} y^2 f_Y(y) dy = 3 \int_0^1 y^4 dy = \frac{3}{5} \implies \text{Var}[Y] = \mathbb{E}[Y^2] - \mathbb{E}[Y]^2 = \frac{3}{80}. \end{aligned}$$

3.

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy &= \int_{\mathbb{R}^2} ce^{-x^2+xy-\frac{y^2}{2}} dx dy = c\sqrt{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{\frac{y^2}{4}-\frac{y^2}{2}} dy = c\sqrt{\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{y^2}{4}} dy = \\ &= c\sqrt{\pi}\sqrt{4\pi} = 2c\pi, \end{aligned}$$

quindi $c = \frac{1}{2\pi}$ e $f(x, y) = \frac{1}{2\pi}e^{-x^2+xy-\frac{y^2}{2}}$. Le densità marginali di X e Y sono

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2\pi} e^{-x^2+xy-\frac{y^2}{2}} dy = \frac{1}{2\pi} \sqrt{2\pi} e^{\frac{x^2}{2}-x^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \\ f_Y(y) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx = \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2\pi} e^{-x^2+xy-\frac{y^2}{2}} dx = \frac{1}{2\pi} \sqrt{\pi} e^{-\frac{y^2}{4}} = \frac{1}{\sqrt{4\pi}} e^{-\frac{y^2}{4}}. \end{aligned}$$

Quindi $X \sim N(0, 1)$ (da cui $\mathbb{E}[X] = 0$ e $\text{Var}[X] = 1$) e $Y \sim N(0, 2)$ (da cui $\mathbb{E}[Y] = 0$ e $\text{Var}[Y] = 2$).

Esercizio 3

- (a) Se le righe (prima colonna) sono i valori che può assumere X_1 e le colonne (prima riga) quelli che può assumere X_2 , abbiamo

		0	1			0	1
senza reinserimento:	0	$\frac{14}{39}$	$\frac{10}{39}$	con reinserimento:	0	$\frac{64}{169}$	$\frac{40}{169}$
	1	$\frac{10}{39}$	$\frac{5}{39}$		1	$\frac{40}{169}$	$\frac{25}{169}$

- (b) Se le righe (prima colonna) sono i valori che può assumere il vettore (X_1, X_2) e le colonne (prima riga) quelli che può assumere X_3 , abbiamo

			0	1				0	1
senza reinserimento:	(0,0)		$\frac{28}{143}$	$\frac{70}{429}$	con reinserimento:	(0,0)		$\frac{512}{2197}$	$\frac{320}{2197}$
	(0,1)		$\frac{70}{429}$	$\frac{40}{429}$		(0,1)		$\frac{320}{2197}$	$\frac{200}{2197}$
	(1,0)		$\frac{70}{429}$	$\frac{40}{429}$		(1,0)		$\frac{320}{2197}$	$\frac{200}{2197}$
	(1,1)		$\frac{40}{429}$	$\frac{5}{143}$		(1,1)		$\frac{200}{2197}$	$\frac{125}{2197}$

Esercizio 4 Vedi la soluzione dell'esercizio 4 all'indirizzo http://www.mat.uniroma3.it/users/caputo/didattica/cp110/2013/sol_esame2_2013.pdf.

Esercizio 5

1. Le densità marginali di X e Y sono tra loro uguali perchè la densità congiunta è una funzione simmetrica in X e Y : $\forall x, y \in [0, \infty)$, $f_{X,Y}(x, y) = f_{Y,X}(y, x)$. Di conseguenza gli integrali fatti rispetto alle due variabili coincidono.
2. Integriamo, ad esempio, rispetto alla y . Effettuando la sostituzione $u = 1 + x + y$, $du = dy$, otteniamo:

$$\begin{aligned}
 f_X(x) &= f_Y(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\alpha(\alpha+1)}{(1+x+y)^{\alpha+2}} \mathbb{1}_{[0,\infty)}(x) \mathbb{1}_{[0,\infty)}(y) dy = \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\alpha(\alpha+1)}{u^{\alpha+2}} \mathbb{1}_{[0,\infty)}(x) \mathbb{1}_{[x+1,\infty)}(u) du = \alpha(\alpha+1) \int_{x+1}^{\infty} u^{-(\alpha+2)} \mathbb{1}_{[0,\infty)}(x) du = \\
 &= \alpha(\alpha+1) \frac{u^{-(\alpha+1)}}{-(\alpha+1)} \mathbb{1}_{[0,\infty)}(x) \Big|_{u=x+1}^{\infty} = \alpha(x+1)^{-(\alpha+1)} \mathbb{1}_{[0,\infty)}(x).
 \end{aligned}$$

Quindi se $t \geq 0$

$$\begin{aligned}
 F_X(t) &= F_Y(t) = \int_{-\infty}^t \alpha(x+1)^{-(\alpha+1)} \mathbb{1}_{[0,\infty)}(x) dx = \int_0^t \alpha(x+1)^{-(\alpha+1)} dx = \\
 &= -(x+1)^{-\alpha} \Big|_0^t = \left(1 - \frac{1}{(1+t)^\alpha}\right),
 \end{aligned}$$

mentre se $t < 0$, $F_Y(t) = 0$. Dunque $F_X(t) = F_Y(t) = \left(1 - \frac{1}{(1+t)^\alpha}\right) \mathbb{1}_{[0,\infty)}(t)$.

Esercizio 6

1. Se le righe (prima colonna) sono i valori che può assumere X e le colonne (prima riga) quelli che può assumere Y , abbiamo

	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	$\frac{1}{36}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{24}$	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	0	0	0	0
5	0	0	0	0	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	0	0
6	0	0	0	0	0	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

(Si ottengono le varie probabilità nella tabella svolgendo conti del tipo $\mathbb{P}(X = 3, Y = 4) = \mathbb{P}(X = 3|Y = 4)\mathbb{P}(Y = 4) = \frac{2}{3} \cdot \frac{3}{36} = \frac{2}{36}$.)

2. Se le righe (prima colonna) sono i valori che può assumere X e le colonne (prima riga) quelli che può assumere Y , abbiamo

	1	2	3	4	5	6
1	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$
2	0	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$
3	0	0	$\frac{3}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$
4	0	0	0	$\frac{4}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$
5	0	0	0	0	$\frac{5}{36}$	$\frac{1}{36}$
6	0	0	0	0	0	$\frac{6}{36}$

3. Se le righe (prima colonna) sono i valori che può assumere X e le colonne (prima riga) quelli che può assumere Y , abbiamo

	1	2	3	4	5	6
1	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$
2	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$
3	0	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$
4	0	0	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{2}{36}$
5	0	0	0	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$
6	0	0	0	0	0	$\frac{1}{36}$

Esercizio 7 Il tempo di primo successo su prove indipendenti con probabilità di successo p è una geometrica di parametro p , X_1 . Notiamo che il numero di prove tra il primo e il secondo successo è ancora una geometrica di parametro p , che chiamiamo X_2 , ed è indipendente da X_1 (proprietà di perdita della memoria della geometrica). Quindi la densità congiunta sarà semplicemente il prodotto delle densità individuali:

$$p_{X_1, X_2}(i, j) = \mathbb{P}(X_1 = i, X_2 = j) = \mathbb{P}(X_1 = i)\mathbb{P}(X_2 = j) = p(1-p)^{i-1}p(1-p)^{j-1} = p^2(1-p)^{i+j-2}$$

per ogni $i, j \geq 1$.

Esercizio 8 Sia $0 \leq X \leq n$ il numero aleatorio di cavie su cui l'aspirina fa effetto e sia \bar{x} la percentuale della popolazione generale su cui l'aspirina fa effetto. Per il teorema di De Moivre-Laplace abbiamo che la probabilità di errore di tipo I per il nostro test statistico è

$$\mathbb{P}(X > m | \bar{x} = 0.6) = \mathbb{P}\left(Z > \frac{m - 0.6n}{\sqrt{0.24n}}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{m - 0.6n}{\sqrt{0.24n}}\right) \quad Z \sim N(0, 1)$$

e, analogamente, la probabilità di errore di tipo II è

$$\mathbb{P}(X < m | \bar{x} = 0.8) = \mathbb{P}\left(Z < \frac{m - 0.8n}{\sqrt{0.16n}}\right) = \Phi\left(\frac{m - 0.8n}{\sqrt{0.16n}}\right) \quad Z \sim N(0, 1)$$

Quindi, per avere le probabilità degli errori di tipo I e II entrambe minori di 0,1 bisogna trovare m, n tali che

$$\begin{cases} \Phi\left(\frac{m - 0.8n}{\sqrt{0.16n}}\right) < 0.1 \\ \Phi\left(\frac{m - 0.6n}{\sqrt{0.24n}}\right) > 0.9 \end{cases} \implies \begin{cases} \frac{m - 0.8n}{\sqrt{0.16n}} < -1.28 \\ \frac{m - 0.6n}{\sqrt{0.24n}} > 1.28 \end{cases}$$

cioè $0.6n + 1.28\sqrt{0.24n} < m < 0.8n - 1.28\sqrt{0.16n}$. Per far sì che esistano gli n, m che ci interessano, basta quindi avere (per “lasciare spazio a m ”)

$$0.6n + 1.28\sqrt{0.24n} + 1 < 0.8n - 1.28\sqrt{0.16n} \implies 0.2n - 1.28(\sqrt{0.24n} + \sqrt{0.16n})\sqrt{n} - 1 > 0.$$

Svolgendo i calcoli otteniamo quindi

$$n > \left(\frac{1.139 + \sqrt{1.293 + 0.8}}{0.4} \right)^2 \simeq 41.787.$$

Quindi il minimo numero di cavi da prendere in modo da poter fissare una soglia per cui sia l'errore di tipo I che quello di tipo II siano < 0.1 è

$$n = \left\lceil \left(\frac{1.139 + \sqrt{1.293 + 0.8}}{0.4} \right)^2 \right\rceil = 42,$$

dove con $\lceil k \rceil$ si denota la *parte intera superiore* di k , ossia il più piccolo intero h tale che $h \geq k$.

Esercizio 9 La variabile aleatoria Z che stiamo cercando è una variabile discreta a valori in $\{0, 1\} \times \{0, 1\}$. Perciò, per descriverla, basta associare a ciascuno degli elementi $\{0, 0\}, \{0, 1\}, \{1, 0\}, \{1, 1\}$ la sua probabilità. Seguendo il suggerimento, assegniamo al vettore $\{0, 1\}$ probabilità 0. Per far sì che si verifichi la condizione sulle marginali, Z deve soddisfare:

$$\begin{cases} \mathbb{P}_Z(\{1, 0\}) + \mathbb{P}_Z(\{1, 1\}) = p \\ \mathbb{P}_Z(\{0, 1\}) + \mathbb{P}_Z(\{1, 1\}) = q \\ \mathbb{P}_Z(\{1, 0\}) + \mathbb{P}_Z(\{0, 1\}) + \mathbb{P}_Z(\{0, 0\}) + \mathbb{P}_Z(\{1, 1\}) = 1 \end{cases}$$

Applicando $\mathbb{P}_Z(X \leq Y) = 1$, cioè $\mathbb{P}_Z(\{1, 0\}) = 0$, otteniamo dal sistema che $\mathbb{P}_Z(\{1, 1\}) = p$, $\mathbb{P}_Z(\{0, 1\}) = q - p$ e $\mathbb{P}_Z(\{0, 0\}) = 1 - q - p$. Di fatto questa è l'unica variabile aleatoria tale da soddisfare entrambe le condizioni. Abbiamo che $\mathbb{P}_Z(X \neq Y) = q - p$. Notiamo, infine, che, prendendo una v.a. \tilde{Z} tale da soddisfare il sistema sopra, ma con $\mathbb{P}_{\tilde{Z}}(\{1, 0\}) = \epsilon > 0$, allora $\mathbb{P}_{\tilde{Z}}(X \neq Y) = q - p + \epsilon > \mathbb{P}_Z(\{0, 1\})$, quindi la Z che abbiamo definito prima è l'accoppiamento ottimale.