

Correzione esonero del 16 novembre 1994

Esercizio 1

Punto 1

Attraverso il teorema della probabilità totale, possiamo scrivere

$$F_{\eta}(y) = P\{\eta \leq y\} = P\{\eta \leq y | \xi = -1\}P\{\xi = -1\} + P\{\eta \leq y | \xi = +1\}P\{\xi = +1\}$$

$$P\{\xi = -1\} = P\{\xi = +1\} = \frac{1}{2} \quad \text{come affermano i dati del problema}$$

Ricordando che $\eta = \xi + \zeta$, scriviamo

$$F_{\eta}(y) = \frac{1}{2}P\{-1 + \zeta \leq y\} + \frac{1}{2}P\{1 + \zeta \leq y\} = \frac{1}{2}P\{\zeta \leq y + 1\} + \frac{1}{2}P\{\zeta \leq y - 1\} = \frac{1}{2}F_{\zeta}(y + 1) + \frac{1}{2}F_{\zeta}(y - 1)$$

Da questa espressione otteniamo

$$f_{\eta}(y) = \frac{d}{dy}F_{\eta}(y) = \frac{1}{2}f_{\zeta}(y + 1) + \frac{1}{2}f_{\zeta}(y - 1)$$

ovvero

$$f_{\eta}(y) = \frac{1}{4}\alpha e^{-\alpha|y+1|} + \frac{1}{4}\alpha e^{-\alpha|y-1|}$$

Punto 2

$$P\{\xi = +k, \eta \leq y\} = P\{\eta \leq y | \xi = k\}P\{\xi = k\}$$

Per $k = +1$ si ottiene

$$P\{\xi = 1, \eta \leq y\} = P\{\eta \leq y | \xi = +1\}P\{\xi = +1\} = \frac{1}{2}P\{1 + \xi \leq y\} = \frac{1}{2}P\{\xi \leq y - 1\} = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{y-1} \frac{1}{2}\alpha e^{-\alpha|z|} dz$$

Qui bisogna discutere il caso in cui $y - 1 > 0$ o $y - 1 < 0$

Se $y < 1$

$$P\{\xi = 1, \eta \leq y\} = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{y-1} \frac{1}{2}\alpha e^{+\alpha z} dz = \frac{1}{4} e^{+\alpha z} \Big|_{-\infty}^{y-1} = \frac{1}{4} e^{+\alpha(y-1)}$$

Se $y > 1$

$$P\{\xi = 1, \eta \leq y\} = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2} \alpha e^{+\alpha z} dz + \frac{1}{2} \int_0^{y-1} \frac{1}{2} \alpha e^{-\alpha z} dz = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \left(-\frac{1}{2} e^{-\alpha z} \right)_0^{y-1} = \frac{1}{2} - \frac{1}{4} e^{-\alpha(y-1)}$$

Perciò

$$P\{\xi = 1, \eta \leq y\} = \begin{cases} \frac{1}{4} e^{\alpha(y-1)} & y < 1 \\ \frac{1}{2} - \frac{1}{4} e^{-\alpha(y-1)} & y > 1 \end{cases}$$

Procedendo con i calcoli in maniera analoga per $\xi = -1$ si ottiene

$$P\{\xi = -1, \eta \leq y\} = \begin{cases} \frac{1}{4} e^{\alpha(y+1)} & y < -1 \\ \frac{1}{2} - \frac{1}{4} e^{-\alpha(y+1)} & y > -1 \end{cases}$$

Punto 3

Scriviamo formalmente il problema a posteriori

$$P\{\xi = 1, \eta > 0\} = \frac{P\{\eta > 0 | \xi = 1\} P\{\xi = 1\}}{P\{\eta > 0\}} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{P\{\eta > 0\}} \cdot (1 - P\{1 + \xi < 0\}) =$$

$$\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{P\{\eta > 0\}} \left(1 - \int_{-\infty}^{-1} \frac{1}{2} \alpha e^{\alpha z} dz \right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1 - \frac{1}{2} e^{-\alpha}}{P\{\eta > 0\}}$$

$$P\{\xi = -1, \eta > 0\} = \frac{P\{\eta > 0 | \xi = -1\} P\{\xi = -1\}}{P\{\eta > 0\}} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{P\{\eta > 0\}} \cdot (1 - P\{\xi - 1 < 0\}) =$$

$$\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{P\{\eta > 0\}} \left(1 - \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2} \alpha e^{\alpha z} dz - \int_0^1 \frac{1}{2} \alpha e^{-\alpha z} dz \right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{P\{\eta > 0\}} \cdot \left(1 - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} e^{-\alpha} - \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{\frac{1}{2} e^{-\alpha}}{P\{\eta > 0\}}$$

Scriviamo ora

$$P\{\xi = 1, \eta > 0\} - P\{\xi = -1, \eta > 0\} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1 - \frac{1}{2} e^{-\alpha}}{P\{\eta > 0\}} - \frac{1}{2} \cdot \frac{\frac{1}{2} e^{-\alpha}}{P\{\eta > 0\}} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{P\{\eta > 0\}} \cdot (1 - e^{-\alpha}) > 0 \quad \text{sempre}$$

Allora $\xi = +1$ è più probabile.

Punto 4

$$P\{1R|1T\} = P\{\eta > 0 | \xi = -1\} = P\{-1 + \xi > 0\} = P\{\xi > 1\} = \int_1^{+\infty} \frac{\alpha}{2} e^{-\alpha z} dz = \frac{1}{2} e^{-\alpha}$$

$$P\{-1R|1T\} = P\{\eta < 0 | \xi = 1\} = P\{1 + \xi < 0\} = P\{\xi < -1\} = \int_{-\infty}^{-1} \frac{\alpha}{2} e^{\alpha z} dz = \frac{1}{2} e^{-\alpha}$$

Esercizio 2

Punto 1

Risolviamo il punto 1 con il metodo della funzione di distribuzione cumulativa.

Se

$$y > 1 \Rightarrow P\{y \leq g(x)\} = 1 \Rightarrow F_{\eta}(y) = 1$$

Se

$$y < 1 \Rightarrow P\{y \leq g(x)\} = P\{x < y - 1\} + P\{x > 1 - y\} \Rightarrow F_{\eta}(y) = F_{\xi}(y - 1) + 1 - F_{\xi}(1 - y)$$

con

$$g(x) = \begin{cases} x + 1 & x < 0 \\ 1 - x & x > 0 \end{cases}$$

Quindi

$$F_{\eta}(y) = \begin{cases} F_{\xi}(y - 1) + 1 - F_{\xi}(1 - y) & y < 1 \\ 1 & y > 0 \end{cases}$$

e

$$f_{\eta}(y) = \begin{cases} f_{\xi}(y - 1) + f_{\xi}(1 - y) & y < 1 \\ 0 & y > 0 \end{cases}$$

Dal momento che x è distribuita uniformemente tra $-a$ e $+a$,

$$f_{\eta}(y) = \frac{1}{2a} [u(x + a) - u(x - a)] = \begin{cases} \frac{1}{2a} & -a \leq x \leq a \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

essendo $u(x)$ la funzione gradino unitario.

$$f_{\xi}(y - 1) = \begin{cases} \frac{1}{2a} & 1 - a \leq y \leq 1 + a \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

$$f_{\xi}(1-y) = \begin{cases} \frac{1}{2a} & 1-a \leq y \leq 1+a \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

Sia $f_{\xi}(1-y)$ che $f_{\xi}(y-1)$ sono definite per $1-a \leq y \leq 1+a$.

Allora

$$f_{\eta}(y) = \begin{cases} \frac{1}{2a} + \frac{1}{2a} = \frac{1}{a} & 1-a \leq y \leq 1+a, \quad y < 1 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

ovvero

$$f_{\eta}(y) = \begin{cases} \frac{1}{a} & 1-a \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

perché y è comunque sempre minore di 1

Punto 2

$$\begin{aligned} E[\eta] &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f_{\xi}(x)dx = \int_{-a}^0 (x+1)\frac{1}{2a}dx + \int_0^a (1-x)\frac{1}{2a}dx = \\ &= \frac{1}{2a} \left[\left(\frac{x^2}{2} + x \right)_{-a}^0 + \left(-\frac{x^2}{2} + x \right)_{0}^a \right] = \frac{1}{2a} (2a - a^2) = \frac{1}{2} (2 - a) \end{aligned}$$

$$E[\eta] = \frac{1}{2} (2 - a) = 0 \Rightarrow a = 2$$

Esercizio 3

Sia N_1 il numero di palline nel sacchetto 1, N_2 quello del sacchetto 2, N_{1b} il numero di palline blu del sacchetto 1 e N_{2b} quello del sacchetto 2.

Allora ho che gli eventi A e B sono indipendenti se:

$$\begin{aligned} P\{B|A\} &= P\{B\} \\ P\{B\} &= \frac{\text{numero totale di palline blu}}{\text{numero totale di palline}} = \frac{N_{1b} + N_{2b}}{N_1 + N_2} \end{aligned}$$

$$P\{B|A\} = \frac{N_{1b}}{N_1}$$

$$\frac{N_{1b} + N_{2b}}{N_1 + N_2} = \frac{N_{1b}}{N_1}$$

$$N_{1b} \cdot N_1 + N_1 \cdot N_{2b} = N_1 \cdot N_{1b} + N_2 \cdot N_{1b}$$

$$N_1 \cdot N_{2b} = N_2 \cdot N_{1b}$$

ovvero dividendo per $N_1 \cdot N_2$

$$\frac{N_{1b}}{N_1} = \frac{N_{2b}}{N_2}$$

Esercizio 4

Punto 1

L'operazione di condizionamento corrisponde al restringimento dello spazio ambiente, quindi ad un aumento del valore della probabilità dell'evento.

L'uguaglianza si ottiene quando gli eventi A ed M sono indipendenti. Infatti, in questo caso,

$$P\{A|M\} = \frac{P\{A, M\}}{P\{M\}} = \frac{P\{A\} \cdot P\{M\}}{P\{M\}} = P\{A\}$$

Punto 2

I due metodi a disposizione sono il metodo della funzione di distribuzione ed il metodo del teorema fondamentale. Nel primo metodo, per ogni valore di y si determinano quali sono gli intervalli della x per cui $y \leq g(x)$ e si scrive l'espressione di $F_\eta(y) = P\{x \in D | y \leq g(x)\}$. La funzione $f_\eta(y)$ si può poi ottenere per derivazione da $F_\eta(y)$.

Nel secondo metodo, per un dato y si risolve l'equazione $y = g(x)$, determinando un certo numero di zeri x_1, x_2, \dots, x_m .

Allora

$$f_\eta(y) = \sum_{i=1}^m \frac{F_\eta(y)}{|g'(x_i)|}$$