

## Compito scritto di Calcolo delle probabilità 1<sup>a</sup> UD

---

1. Nel lontano Far West due pistoleri,  $A$  e  $B$ , si sfidano a duello.  $A$  centra il bersaglio con una probabilità  $p_A$ , mentre  $B$  colpisce l'avversario con probabilità  $p_B$ . I duellanti concordano di lanciare una moneta (opportunamente sbilanciata) per stabilire chi per primo inizi. Sotto quali condizioni su  $p_A$  e  $p_B$  è possibile scegliere la moneta in modo che i duellanti abbiano la stessa probabilità di vincere?

Sia  $p$  la probabilità lanciando una moneta che inizi  $A$ . Allora la probabilità che  $A$  vinca è data da

$$\Pr(A \text{ vinca} | A \text{ inizia}) = \frac{p_A}{p_A + p_B - p_A p_B}$$

e

$$\Pr(B \text{ vinca} | A \text{ inizia}) = \frac{(1 - p_A)p_B}{p_A + p_B - p_A p_B}$$

e quindi

$$\Pr(A \text{ vinca}) = \frac{p p_A + (1 - p)(1 - p_B)p_A}{p_A + p_B - p_A p_B}$$

ed analogamente

$$\Pr(B \text{ vinca}) = \frac{p(1 - p_A)p_B + (1 - p)p_B}{p_A + p_B - p_A p_B}$$

Se vogliamo che abbiano la stessa probabilità dobbiamo porre

$$p p_A + (1 - p)(1 - p_B)p_A = p(1 - p_A)p_B + (1 - p)p_B$$

da cui

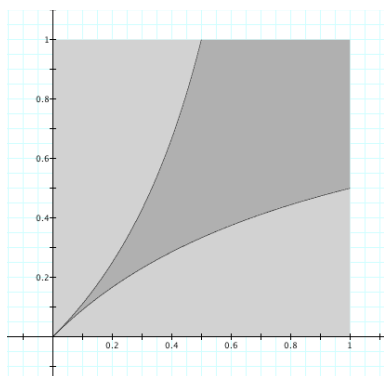
$$p = \frac{p_B - p_A + p_A p_B}{2 p_A p_B}$$

con le ovvie condizioni che  $0 \leq p \leq 1$ , cioè

$$p_B - p_A + p_A p_B \geq 0, \quad \frac{p_B - p_A + p_A p_B}{2 p_A p_B} \leq 1$$

che si possono scrivere sinteticamente

$$\frac{p_A}{1 + p_A} \leq p_B \leq \frac{p_A}{1 - p_A}$$



2. Siano le variabili casuali  $X$  e  $Y$  indipendenti,  $X$  con distribuzione geometrica di parametro  $p$  e  $Y$  con distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda$ . Calcolare la probabilità che l'equazione (in  $t$ )  $t^2 + 2\sqrt{X}t + Y = 0$  abbia radici reali.

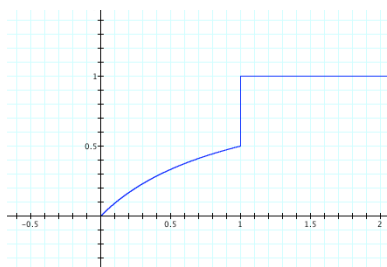
[ $\mathbb{P}(X = k) = p(1-p)^k$  con  $k = 0, 1, 2, \dots$ ]

3. Date le variabili casuali  $X$  e  $Y$ , indipendenti e distribuite esponenzialmente di parametro  $\lambda$ , trovare la distribuzioni di probabilità della variabile casuale

$$U = \frac{X}{\max\{X, Y\}}$$

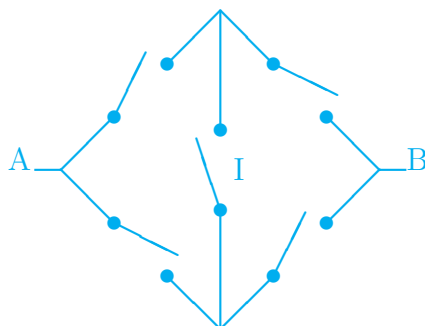
Risulta  $\mathbb{P}(U = 1) = \mathbb{P}(X \geq Y) = \frac{1}{2}$  e  $\mathbb{P}(0 \leq U \leq 1) = 1$ . Inoltre per  $0 < t < 1$  abbiamo che  $\mathbb{P}(U \leq t) = \mathbb{P}(X \leq tY)$ , cioè

$$\mathbb{P}(X \leq tY) = \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda x} e^{-\frac{\lambda}{t}x} dx = \int_0^\infty e^{-(1+\frac{1}{t})x} dx = \frac{t}{1+t}$$



4. In un'urna ci sono  $r$  palline bianche ed  $s$  palline nere. In  $n$  estrazioni, con reimbu-solamento, sia  $E_j$  l'evento che la pallina estratta alla  $j$ -esima estrazione è bianca; sia inoltre  $F_k$  l'evento che siano state estratte esattamente  $k$  palline bianche. Mostrare che  $\mathbb{P}(E_j | F_k) = k/n$ .

5. Dato il seguente circuito elettrico



in cui ogni interruttore ha probabilità  $p$  di essere aperto in modo indipendente dagli altri, calcolare la probabilità che un segnale inviato in  $A$  venga ricevuto in  $B$ . Sapendo che il segnale è ricevuto in  $B$ , calcolare la probabilità che l'interruttore  $I$  sia aperto.

Sia  $F$  l'evento: il segnale passa da  $A$  a  $B$ ; sia  $E$  l'evento: l'interruttore  $I$  è aperto. Sia  $A_1$  l'evento: il ramo superiore è chiuso, e sia  $A_2$  l'evento: il ramo inferiore è chiuso: evidentemente si ha

$$E \cap F = E \cap (A_1 \cup A_2)$$

da cui

$$\mathbb{P}(E \cap F) = \mathbb{P}(E)[\mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_2) - \mathbb{P}(A_1)\mathbb{P}(A_2)] = p(1-p)^2[2 - (1-p)^2]$$

Sia  $B_1$  l'evento: almeno uno dei due interruttori a sinistra di  $I$  è chiuso; ed analogamente sia  $B_2$  l'evento: almeno uno dei due interruttori a destra di  $I$  è chiuso. È chiaro che si ha

$$\mathbb{P}(B_1) = \mathbb{P}(B_2) = 2(1-p) - (1-p)^2$$

e d'altro canto abbiamo

$$\bar{E} \cap F = \bar{E} \cap B_1 \cap B_2$$

da cui

$$\mathbb{P}(\bar{E} \cap F) = \mathbb{P}(\bar{E})\mathbb{P}(B_1)\mathbb{P}(B_2) = (1-p)^3(1+p)^2$$

e quindi

$$\mathbb{P}(F) = (1-p)^2[p(2 - (1-p)^2) + (1-p)(1+p)^2]$$

ed ancora

$$\mathbb{P}(E | F) = \frac{p(1 + 2p - p^2)}{1 + 2p + p^2 - 2p^3}$$