Laurea Triennale in Informatica, Università di Roma Tor Vergata

# Calcolo delle Probabilità e Statistica (ed insegnamenti mutuati)

Anno accademico: 2019-2020. Titolare del corso: Claudio Macci

### Simulazione 1

### Esercizio 1.

Un'urna ha 2 palline bianche, 3 rosse e 5 nere. Si estraggono a caso 3 palline, una alla volta e senza reinserimento.

- D1) Trovare la densità discreta della variabile aleatoria X che conta il numero di palline nere estratte
- D2) Calcolare la probabilità di estrarre la sequenza di colori (bianco, nero, rosso) sapendo di aver estratto una pallina nera.
- D3) Calcolare la probabilità di estrarre la sequenza di colori (rosso, rosso, rosso) sapendo di non aver estratto nessuna pallina nera.

#### Esercizio 2.

Abbiamo un'urna con 3 palline con i numeri 1,2,3. Si estraggono a caso in blocco 2 palline e vengono sostituite con due palline aventi entrambe il numero 2, le quali vengono reinserite nell'urna. Infine si estrae una pallina a caso dall'urna.

D4) Calcolare la probabilità di estrarre una pallina con il numero 2 (nell'estrazione finale di una pallina singola).

## Esercizio 3.

Siano  $p_1, p_2 \in (0, 1)$  arbitrariamente fissati. Consideriamo la seguente densità congiunta discreta:  $p_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = (1 - p_1)^{x_1} p_1 (1 - p_2)^{x_2} p_2$  per  $x_1, x_2 \ge 0$  interi.

D5) Calcolare  $P(X_2 \ge kX_1)$  per  $k \ge 0$  intero.

D6) Calcolare  $P(X_1 = k | X_1 + X_2 = 2)$  per  $k \in \{0, 1, 2\}$ .

# Esercizio 4.

Sia X una variabile aleatoria con distribuzione uniforme su (-b, b), con b > 0.

D7) Trovare la densità continua di Y = b - |X|.

D8) Calcolare  $\mathbb{E}[Y]$ .

### Esercizio 5.

Poniamo  $\Phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$ .

- D9) Sia X una variabile aleatoria Normale con media b > 0 e varianza b. Dire per quale valore di b si ha  $P(X > 0) = \Phi(2)$ .
- D10) Sia  $\{X_n : n \ge 1\}$  una successione di variabili aleatorie i.i.d. (indipendenti e identicamente distribuite), con distribuzione uniforme su  $(0, \sqrt{12})$ . Calcolare, al variare di x > 0,

$$\lim_{n \to \infty} P\left(-2x < \frac{X_1 + \dots + X_n - \frac{n\sqrt{12}}{2}}{\sqrt{n}} < x\right)$$

esprimendo il risultato con la funzione  $\Phi(y)$  per qualche  $y \geq 0$ .

Cenno alle soluzioni (Ogni segnalazione di errori o sviste (sempre possibili) è gradita)

### Esercizio 1.

D1) Per la teoria della distribuzione ipergeometrica si ha  $p_X(k) = \frac{\binom{5}{k}\binom{5}{3-k}}{\binom{10}{3}}$  per  $k \in \{0, 1, 2, 3\}$ , da cui segue  $p_X(0) = p_X(3) = \frac{1}{12}$  e  $p_X(1) = p_X(2) = \frac{5}{12}$ .

D2) Sia E l'evento che si riferisce alla sequenza di colori indicata. La probabilità richiesta è P(E|X=1) da cui segue  $P(E|X=1) = \frac{P(E \cap \{X=1\})}{P(X=1)} = \frac{P(E)}{P(X=1)} = \frac{(2/10)(5/9)(3/8)}{5/12} = \frac{1/24}{5/12} = \frac{1}{10}$ .

D3) Sia F l'evento che si riferisce alla sequenza di colori indicata. La probabilità richiesta è P(F|X=0) da cui segue  $P(F|X=0) = \frac{P(F) \cap \{X=0\}}{P(X=0)} = \frac{P(F)}{P(X=0)} = \frac{(3/10)(2/9)(1/8)}{1/12} = \frac{1/120}{1/12} = \frac{1}{10}$ .

Osservazione: la probabilità P(F|X=0) coincide con quella che si ottiene considerando l'urna senza palline nere; infatti si ha  $\frac{\binom{3}{3}\binom{2}{0}}{\binom{5}{3}} = \frac{1}{10}$ .

# Esercizio 2.

D4) Abbiamo 3 possibili modi di estrarre due palline in blocco, tutti equiprobabili:  $\{1,2\},\{1,3\},\{2,3\}$ . Sia E l'evento di interesse e per la formula delle probabilità totali si ha

$$\begin{split} P(E) &= P(E|\{1,2\})P(\{1,2\}) + P(E|\{1,3\})P(\{1,3\}) + P(E|\{2,3\})P(\{2,3\}) \\ &= \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2+3+2}{9} = \frac{7}{9}. \end{split}$$

## Esercizio 3.

D5) Si ha  $P(X_2 \ge kX_1) = p_1 p_2 \sum_{x_1=0}^{\infty} (1-p_1)^{x_1} \sum_{x_2=kx_1}^{\infty} (1-p_2)^{x_2}$ , da cui segue

$$P(X_2 \ge kX_1) = p_1 p_2 \sum_{x_1=0}^{\infty} (1 - p_1)^{x_1} \frac{(1 - p_2)^{kx_1}}{1 - (1 - p_2)}$$
$$= p_1 \sum_{x_1=0}^{\infty} [(1 - p_1)(1 - p_2)^k]^{x_1} = \frac{p_1}{1 - (1 - p_1)(1 - p_2)^k}.$$

Osservazione: il risultato che abbiamo trovato al variare di k è in accordo con quel che accade per k=0 (si ha  $P(X_2 \ge kX_1) = P(X_2 \ge 0) = 1$ ) e per  $k \to \infty$  (si ha  $P(X_2 \ge kX_1) \to P(X_1 = 0) = (1-p_1)^0 p_1 = p_1$ ).

D6) Si ha 
$$P(X_1 = k | X_1 + X_2 = 2) = \frac{P(\{X_1 = k\} \cap \{X_1 + X_2 = 2\})}{P(X_1 + X_2 = 2)} = \frac{P(\{X_1 = k\} \cap \{X_2 = 2 - k\})}{P(X_1 + X_2 = 2)}$$
, da cui segue

$$P(X_1 = k | X_1 + X_2 = 2) = \frac{(1 - p_1)^k p_1 (1 - p_2)^{2 - k} p_2}{\sum_{j=0}^2 (1 - p_1)^j p_1 (1 - p_2)^{2 - j} p_2}$$

$$= \frac{(1 - p_1)^k (1 - p_2)^{2 - k}}{\sum_{j=0}^2 (1 - p_1)^j (1 - p_2)^{2 - j}} = \begin{cases} \frac{(1 - p_2)^2}{(1 - p_2)^2 + (1 - p_2)(1 - p_1) + (1 - p_1)^2} & \text{per } k = 0 \\ \frac{(1 - p_2)^2 + (1 - p_2)(1 - p_1)}{(1 - p_2)^2 + (1 - p_2)(1 - p_1) + (1 - p_1)^2} & \text{per } k = 1 \\ \frac{(1 - p_1)^2}{(1 - p_2)^2 + (1 - p_2)(1 - p_1) + (1 - p_1)^2} & \text{per } k = 2. \end{cases}$$

#### Esercizio 4.

D7) Si ha P(0 < Y < b) = 1, e quindi  $F_Y(y) = 0$  per  $y \le 0$  e  $F_Y(y) = 1$  per  $y \ge b$ . Per  $y \in (0,b)$ , sfruttando la simmetria di  $f_X(x) = \frac{1}{b-(-b)} 1_{(-b,b)}(x) = \frac{1}{2b} 1_{(-b,b)}(x)$  rispetto a x=0, si ha  $F_Y(y) = P(b-|X| \le y) = P(|X| \ge b-y) = 2P(X > b-y) = 2\int_{b-y}^b \frac{1}{2b} dx = 2\frac{[x]_{x=b-y}^{x=b}}{2b} = \frac{b-(b-y)}{b} = \frac{y}{b}$ . Quindi la densità continua richiesta è  $f_Y(y) = \frac{1}{b} 1_{(0,b)}(y)$ ; in particolare Y ha distribuzione uniforme su (0,b).

D8) Avendo notato nella risposta alla domanda precedente che Y ha distribuzione uniforme, si può subito dire che  $\mathbb{E}[Y] = \frac{b}{2}$ .

Osservazione: si poteva rispondere a questa domanda anche senza tenere conto della risposta alla domanda precedente; infatti (tenendo conto che in quel che segue si ha un integrando simmetrico e un intervallo simmetrico) si ha

$$\begin{split} \mathbb{E}[Y] &= \mathbb{E}[b - |X|] = b - \mathbb{E}[|X|] = b - \int_{-b}^{b} |x| \frac{1}{2b} dx \\ &= b - 2 \int_{0}^{b} \frac{x}{2b} dx = b - \frac{2}{2b} [x^{2}/2]_{x=0}^{x=b} = b - \frac{b^{2} - 0^{2}}{2b} = b - \frac{b}{2} = \frac{b}{2}. \end{split}$$

Esercizio 5.

D9) Si ha

$$\Phi(2) = P(X > 0) = P\left(\frac{X - b}{\sqrt{b}} > \frac{0 - b}{\sqrt{b}}\right) = 1 - \Phi(-\sqrt{b}) = 1 - (1 - \Phi(\sqrt{b})) = \Phi(\sqrt{b})$$

da cui segue  $\sqrt{b} = 2$  e quindi b = 4.

D10) Osserviamo che  $\mathbb{E}[X_1] = \frac{\sqrt{12}}{2}$  e  $\mathrm{Var}[X_1] = \frac{(\sqrt{12})^2}{12} = 1$ . Allora, per il teorema limite centrale, si ha

$$\lim_{n \to \infty} P\left(-2x < \frac{X_1 + \dots + X_n - \frac{n\sqrt{12}}{2}}{\sqrt{n}} < x\right) = \Phi(x) - \Phi(-2x).$$

Infine, per far apparire  $\Phi$  con argomenti positivi, il valore limite si riscrive come segue:

$$\Phi(x) - \Phi(-2x) = \Phi(x) - (1 - \Phi(2x)) = \Phi(x) + \Phi(2x) - 1.$$