Laurea Triennale in Informatica, Università di Roma Tor Vergata

## Calcolo delle Probabilità e Statistica (ed insegnamenti mutuati)

Anno accademico: 2009-2010. Titolare del corso: Claudio Macci

Simulazione 2

Esercizio 1. Un'urna ha 4 palline con i numeri 2,3,4,5. Si estraggono a caso 2 palline in blocco. Sia X la variabile aleatoria che indica la differenza tra il massimo e il minimo tra i due numeri estratti.

- D1) Trovare la densità di X.
- D2) Calcolare  $\mathbb{E}[X]$  e Var[X].

Esercizio 2. Si lancia un dado equo. Se escono i numeri 1 e 2 si lanciano 3 monete eque, altrimenti si lanciano 4 monete eque.

- D3) Calcolare la probabilità di avere esattamente 2 volte testa.
- D4) Calcolare la probabilità di aver ottenuto un numero pari nel lancio del dado sapendo di aver ottenuto esattamente due volte testa.

Esercizio 3. Consideriamo la seguente densità congiunta:  $p_{(X_1,X_2)}(0,1) = p_{(X_1,X_2)}(0,2) = p_{(X_1,X_2)}(1,0) = p_{(X_1,X_2)}(1,0)$  $p_{(X_1,X_2)}(1,2)=\frac{1}{8}$  e  $p_{(X_1,X_2)}(1,1)=\frac{1}{2}.$  D5) Trovare le densità marginali di  $X_1$  e  $X_2$ .

- D6) Trovare la retta di regressione  $X_2 = aX_1 + b$ .

Esercizio 4. Sia X una variabile aleatoria con distribuzione uniforme su (4,16).

- D7) Trovare la densità continua di  $Y = \sqrt{X}$ .
- D8) Calcolare  $P(Y \leq t | X \leq 9)$  al variare di  $t \in \mathbb{R}$ .
- D9) Calcolare  $\mathbb{E}[Y]$ .

Esercizio 5. Sia  $\{X_n:n\geq 1\}$  una successione di variabili aleatorie con densità continua  $f(t) = 3t^2 1_{(0,1)}(t).$ 

D10) Trovare il valore della costante c per cui  $\lim_{n\to\infty} P(|\overline{X}_n - c| \ge \varepsilon) = 0$  per ogni  $\varepsilon > 0$ , dove  $\overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k.$ 

Esercizio 6. Sia X una variabile aleatoria normale di media  $\mu_X = 1$  e varianza  $\sigma_X^2 = 16$ .

- D11) Calcolare P(0 < X < 3).
- Sia Y una variabile uniforme su (0,12) e indipendente da X.
- D12) Calcolare Var[X + Y].

Esercizio 7 (solo per ST-Materiali). Consideriamo una catena di Markov omogenea  $\{X_n : n \geq 0\}$ con matrice di transizione

$$P = \left(\begin{array}{cc} q & 1 - q \\ 1 & 0 \end{array}\right)$$

per  $q \in [0, 1]$ .

- D13) Discutere l'applicabilità del teorema di Markov ed illustrare la sua applicazione per i valori di q per cui è possibile farlo.
- D14) Esiste un valore di q per cui  $\lim_{n\to\infty} p_{i1}^{(n)} = \frac{1}{2}$  per ogni  $i \in \{1,2\}$ ?

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

Esercizio 1. Si ha un modello discreto uniforme sull'insieme dei sottoinsiemi di 2 elementi di  $\{2, 3, 4, 5\}$  costituito da  $\#C_{4,2} = \binom{4}{2} = 6$  elementi.

D1) Si ha 
$$p_X(1) = P(\{\{2,3\},\{3,4\},\{4,5\}\}) = \frac{3}{6}, \ p_X(2) = P(\{\{2,4\},\{3,5\}\}) = \frac{2}{6}, \ p_X(3) = P(\{\{2,5\}\}) = \frac{1}{6}.$$

D2) Si ha 
$$\mathbb{E}[X] = 1 \cdot \frac{3}{6} + 2 \cdot \frac{2}{6} + 3 \cdot \frac{1}{6} = \frac{3+4+3}{6} = \frac{10}{6} = \frac{5}{3} \text{ e Var}[X] = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}^2[X] = 1^2 \cdot \frac{3}{6} + 2^2 \cdot \frac{2}{6} + 3^2 \cdot \frac{1}{6} - (\frac{5}{3})^2 = \frac{3+8+9}{6} - \frac{25}{9} = \frac{10}{3} - \frac{25}{9} = \frac{30-25}{9} = \frac{5}{9}.$$

Esercizio 2. Sia A l'evento "avere esattamente 2 teste" e sia  $E_i$  l'evento di "esce i nel lancio del dado"  $(i \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}).$ 

D3) Per la formula delle probabilità totali si ha 
$$P(A) = \sum_{i=1}^{6} P(A|E_i)P(E_i) = \frac{1}{6}(2\binom{3}{2})(\frac{1}{2})^3 + 4\binom{4}{2}(\frac{1}{2})^4) = \frac{1}{6}(2\frac{3}{8} + 4\frac{6}{16}) = \frac{1}{6}\frac{3+6}{4} = \frac{9}{24} = \frac{3}{8}.$$

D3) Per la formula delle probabilità totali si ha 
$$P(A) = \sum_{i=1}^{3} P(A|E_i)P(E_i) = \frac{1}{6}(2\binom{9}{2})\binom{1}{2}^3 + 4\binom{4}{2}(\frac{1}{2})^4) = \frac{1}{6}(2\frac{3}{8} + 4\frac{6}{16}) = \frac{1}{6}\frac{3+6}{4} = \frac{9}{24} = \frac{3}{8}.$$
D4) Per la formula di Bayes (e per il valore di  $P(A)$  calcolato prima) si ha  $P(E_2 \cup E_4 \cup E_6|A) = P(E_2|A) + P(E_4|A) + P(E_6|A) = \frac{P(A|E_2)P(E_2) + P(A|E_4)P(E_4) + P(A|E_6)P(E_6)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{6}(\binom{3}{2})\binom{1}{2}^3 + 2\binom{4}{2}\binom{1}{2}^4}{\frac{3}{8}} = \frac{1}{2}.$ 

### Esercizio 3.

D5) Si ha 
$$p_{X_1}(0) = p_{(X_1,X_2)}(0,1) + p_{(X_1,X_2)}(0,2) = \frac{2}{8}, p_{X_1}(1) = p_{(X_1,X_2)}(1,0) + p_{(X_1,X_2)}(1,1) + p_{(X_1,X_2)}(1,2) = \frac{1+4+1}{8} = \frac{6}{8} e p_{X_2}(0) = p_{(X_1,X_2)}(1,0) = \frac{1}{8}, p_{X_2}(1) = p_{(X_1,X_2)}(0,1) + p_{(X_1,X_2)}(1,1) = \frac{1+4}{8} = \frac{5}{8}, p_{X_2}(2) = p_{(X_1,X_2)}(0,2) + p_{(X_1,X_2)}(1,2) = \frac{1+1}{8} = \frac{2}{8}.$$

Esercizio 3. 
D5) Si ha 
$$p_{X_1}(0) = p_{(X_1,X_2)}(0,1) + p_{(X_1,X_2)}(0,2) = \frac{2}{8}, \ p_{X_1}(1) = p_{(X_1,X_2)}(1,0) + p_{(X_1,X_2)}(1,1) + p_{(X_1,X_2)}(1,2) = \frac{1+4+1}{8} = \frac{6}{8} \text{ e } p_{X_2}(0) = p_{(X_1,X_2)}(1,0) = \frac{1}{8}, \ p_{X_2}(1) = p_{(X_1,X_2)}(0,1) + p_{(X_1,X_2)}(1,1) = \frac{1+4}{8} = \frac{5}{8}, \ p_{X_2}(2) = p_{(X_1,X_2)}(0,2) + p_{(X_1,X_2)}(1,2) = \frac{1+1}{8} = \frac{2}{8}.$$
D6) Si ha (uso formule semplificate per  $X_1$  perché è a valori in  $\{0,1\}$ )  $\mathbb{E}[X_1] = p_{X_1}(1) = \frac{6}{8} = \frac{3}{4}, \ \text{Var}[X_1] = p_{X_1}(1)(1-p_{X_1}(1)) = \frac{3}{4}(1-\frac{3}{4}) = \frac{3}{16}, \ \mathbb{E}[X_2] = 0\frac{1}{8} + 1\frac{5}{8} + 2\frac{2}{8} = \frac{9}{8}, \ \mathbb{E}[X_1X_2] = (0\cdot 1)\frac{1}{8} + (0\cdot 2)\frac{1}{8} + (1\cdot 0)\frac{1}{8} + (1\cdot 1)\frac{4}{8} + (1\cdot 2)\frac{1}{8} = \frac{6}{8} = \frac{3}{4}, \ \text{Cov}(X_1,X_2) = \mathbb{E}[X_1X_2] - \mathbb{E}[X_1]\mathbb{E}[X_2] = \frac{3}{4} - \frac{3}{4}\frac{9}{8} = \frac{3}{4}(1-\frac{9}{8}) = \frac$ 

# Esercizio 4.

D7) Si ha 
$$P(2 < Y < 4) = 1$$
, da cui segue  $F_Y(y) = 0$  per  $y \le 2$  e  $F_Y(y) = 1$  per  $y \ge 4$ . Per  $2 < y < 4$  si ha  $F_Y(y) = P(\sqrt{X} \le y) = P(X \le y^2) = \int_4^{y^2} \frac{1}{16-4} dt = \left[\frac{t}{12}\right]_{t=4}^{t=y^2} = \frac{y^2-4}{12}$ . Quindi la densità è  $f_Y(y) = \frac{y}{6} \mathbf{1}_{(2,4)}(y)$ .

densità è 
$$f_Y(y) = \frac{g}{6}1_{(2,4)}(y)$$
.

D8) Si ha  $P(Y \le t|X \le 9) = \frac{P(\{Y \le t\} \cap \{X \le 9\})}{P(X \le 9)} = \frac{P(\{Y \le t\} \cap \{Y \le 3\})}{P(Y \le 3)}$ . Tale funzione di  $t$  vale  $0$  per  $t \le 2$  e vale  $1$  per  $t \ge 3$ . Per  $2 < t < 3$  abbiamo  $P(Y \le t|X \le 9) = \frac{P(Y \le t)}{P(Y \le 3)} = \frac{F_Y(t)}{F_Y(9)} = \frac{t^2 - 4}{\frac{3^2 - 4}{5}}$ .

D9) Si ha 
$$\mathbb{E}[Y] = \int_2^4 y \frac{y}{6} dy = \left[\frac{y^3}{18}\right]_{y=2}^{y=4} = \frac{4^3 - 2^3}{18} = \frac{64 - 8}{18} = \frac{56}{18} = \frac{28}{9}$$
.

D10) Per la legge dei grandi numeri si ha  $c=\mathbb{E}[X_n]=\int_0^1t3t^2dt=3[\frac{t^4}{4}]_{t=0}^{t=1}=\frac{3}{4}$ .

### Esercizio 6.

D11) Si ha 
$$P(0 < X < 3) = P(\frac{0-1}{\sqrt{16}} \le \frac{X - \mu_X}{\sigma_X} \le \frac{3-1}{\sqrt{16}}) = \Phi(\frac{1}{2}) - \Phi(-\frac{1}{4}) = \Phi(0.5) - (1 - \Phi(0.25)) = \Phi(0.5) + \Phi(0.25) - 1 = 0.69146 + 0.59871 - 1 = 0.29017.$$

D12) Si ha 
$$Var[X + Y] = Var[X] + Var[Y]$$
 per ipotesi di indipendenza e quindi  $Var[X + Y] = 16 + \frac{(12-0)^2}{12} = 16 + 12 = 28$ .

### Esercizio 7.

D13) Per q=1 la catena non è irriducibile (la catena rimane sempre nello stato 1, eventualmente ad eccezione dell'istante iniziale). Per q=0 la catena è irriducibile ma non è regolare; infatti, se consideriamo le potenze della matrice P, si ha  $P^{2k-1} = P$  per  $k \ge 1$  e  $P^{2k} = I$  dove I è la matrice identità. Se 0 < q < 1 la catena è regolare perché è irriducibile e  $p_{11} > 0$ . Quindi il teorema di Markov si applica solo in questo caso e si ha  $\lim_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)} = \pi_j$  per ogni  $i,j\in\{1,2\}$ , dove  $\pi = (\pi_1, \pi_2)$  è la distribuzione stazionaria. La distribuzione stazionaria soddisfa la seguente relazione

$$(\pi_1, \pi_2) \left( \begin{array}{cc} q & 1-q \\ 1 & 0 \end{array} \right) = (\pi_1, \pi_2).$$

Si ottengono le seguenti due equazioni tra loro equivalenti:

$$\begin{cases} q\pi_1 + \pi_2 = \pi_1 \\ (1-q)\pi_1 = \pi_2 \end{cases}$$

Quindi, tenendo conto il vincolo  $\pi_1 + \pi_2 = 1$ , si ha l'equazione  $\pi_1 + (1-q)\pi_1 = 1$  da cui segue  $\pi_1 = \frac{1}{2-q}$  e  $\pi_2 = 1 - \frac{1}{2-q} = \frac{1-q}{2-q}$ . In conclusione la distribuzione stazionaria è  $\pi = (\frac{1}{2-q}, \frac{1-q}{2-q})$ . D14) La risposta è NO e si motiva come segue. Iniziamo con i valori di  $q \in (0,1)$  per cui vale il teorema di Markov. Si deve far riferimento alla equazione  $\pi_1 = \frac{1}{2}$ , che diventa  $\frac{1}{2-q} = \frac{1}{2}$ , e che ha soluzione q = 0 che non appartiene ai valori per cui si applica il teorema di Markov. Per q = 1 si ha  $\lim_{n\to\infty} p_{i1}^{(n)} = 1$  per ogni  $i \in \{1,2\}$  perché  $p_{i1}^{(n)} = 1$  per ogni  $n \geq 1$ . Per q = 0 le due successioni  $\{p_{i1}^{(n)} : n \geq 1\}$  per  $i \in \{1,2\}$  non ammettono limite perché sono oscillanti (precisamente, per ogni  $n \geq 1$ , si ha:  $p_{11}^{(2n)} = 1$  e  $p_{11}^{(2n-1)} = 0$ ;  $p_{21}^{(2n)} = 0$  e  $p_{21}^{(2n-1)} = 1$ ); infatti in tal caso la catena non rimane mai in uno stesso stato in due istanti consecutivi.

### Commenti.

D4) Ovviamente si ha  $P(E_2 \cup E_4 \cup E_6) = \frac{3}{6}$  e quindi gli eventi  $E_2 \cup E_4 \cup E_6$  e A sono indipendenti perché  $P(E_2 \cup E_4 \cup E_6) = P(E_2 \cup E_4 \cup E_6 | A)$ .

D5) La somma dei valori delle densità è 1 in accordo con la teoria.

D9) In altro modo 
$$\mathbb{E}[Y] = \int_4^{16} \sqrt{x} \frac{1}{16-4} dx = \frac{1}{12} \left[ \frac{x^{\frac{1}{2}+1}}{\frac{1}{2}+1} \right]_{x=4}^{x=16} = \frac{1}{12} \frac{2}{3} \left[ x^{\frac{3}{2}} \right]_{x=4}^{x=16} = \frac{64-8}{18} = \frac{56}{18} = \frac{28}{9}.$$

D13-D14) Si verifica che  $\pi=(\frac{1}{2-q},\frac{1-q}{2-q})$  è l'unica distribuzione stazionaria anche nei casi q=0 e q=1. Si osservi che, ad eccezione del caso q=0, si ha sempre  $\pi_1>\pi_2$ ; inoltre  $\pi_1$  è una funzione crescente di q. Questo è in accordo con il fatto che, per  $q\in(0,1]$ , la catena tende a visitare più spesso lo stato 1 (infatti ogni volta che la catena arriva in 2, sarà nello stato 1 all'istante successivo).