Laurea Triennale in Informatica, Università di Roma Tor Vergata

Calcolo delle Probabilità (ed insegnamenti mutuati)

Anno accademico: 2014-2015. Titolare del corso: Claudio Macci

Appello del 18 Febbraio 2015

Esercizio 1. Si lancia 3 volte un dado equo.

- D1) Calcolare la probabilità che il numero 6 esca almeno 2 volte.
- D2) Calcolare la probabilità che il numero 1 esca al primo lancio sapendo che la somma dei numeri ottenuti nei tre lanci è 4.

Esercizio 2. Si lancia una moneta equa. Se esce testa si lancia 2 volte un dado equo; se esce croce si lancia 2 volte un dado con le facce 1, 1, 2, 3, 4, 5.

- D3) Calcolare la probabilità che escano tutti numeri pari nei lanci dei dadi effetuati.
- D4) Calcolare la probabilità di aver ottenuto testa nel lancio di moneta sapendo che sono usciti tutti numeri pari nei lanci dei dadi effettuati.

Esercizio 3. Sia $\lambda > 0$ arbitrariamente fissato. Definiamo la seguente densità congiunta: $p_{X_1,X_2}(1,k) =$ $\frac{1}{7}\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$ per $k\geq 0$ intero e $p_{X_1,X_2}(2,k)=\frac{6}{7}\frac{(2\lambda)^k}{k!}e^{-2\lambda}$ per $k\geq 0$ intero. D5) Trovare la densità marginale di $X_1.$

- D6) Calcolare $P(X_1 + X_2 \leq 2)$.

Esercizio 4. Sia X una variabile aleatoria con distribuzione uniforme su (0,1).

- D7) Trovare la funzione di distribuzione di $Y = e^{-X^2}$.
- D8) Calcolare $P(X < \frac{2}{3}|X > \frac{1}{3})$.

Esercizio 5.

D9) Sia $N_t = \sum_{n \geq 1} 1_{T_n \leq t}$ (per $t \geq 0$) un processo di Poisson con intensità di $\lambda = \frac{1}{2}$. Calcolare $P(N_4 = 1)$. D10) Sia X una variabile aleatoria Normale standard. Calcolare $P(|X| < \frac{1}{4})$.

Esercizio 6. Sia $\{X_n:n\geq 1\}$ una successione di variabili aleatorie i.i.d. (indipendenti e identicamente distribuite).

 $\mathtt{D11})$ Dire per quale valore di m si ha

$$\lim_{n\to\infty}P\left(\left|\frac{X_1+\cdots+X_n}{n}-m\right|>\varepsilon\right)=0 \text{ per ogni } \varepsilon>0,$$

nel caso in cui le variabili aleatorie $\{X_n : n \geq 1\}$ abbiano distribuzione uniforme su (-2,4).

D12) Sia $\lambda > 0$ arbitrariamente fissato. Dire per quale valore di x si ha

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

nel caso in cui le variabili aleatorie $\{X_n : n \geq 1\}$ abbiano distribuzione di Poisson di parametro λ .

Esercizio 7 (solo per Lauree Magistrali). Consideriamo una catena di Markov omogenea $\{X_n : n \geq 0\}$ con spazio degli stati $E = \{1, 2, 3\}$ e matrice di transizione

$$P = \left(\begin{array}{ccc} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{array}\right).$$

1

- D13) Trovare la/e distribuzione/i stazionaria/e.
- D14) Dire per quali valori di n si ha $P(X_n = 1 | X_0 = 1) \le (\frac{1}{3})^4$.

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

Esercizio 1.

D1) Sia X la variabile aleatoria che conta il numero di volte che esce il numero 6 nei tre lanci di dado. Allora

la probabilità richiesta è $P(X \ge 2) = \sum_{k=2}^{3} \binom{3}{k} (\frac{1}{6})^k (1 - \frac{1}{6})^{3-k} = \frac{15}{216} + \frac{1}{216} = \frac{16}{216} = \frac{2}{27}$. D2) Sia A l'evento "esce il numero 1 al primo lancio" e B l'evento "la somma dei 3 numeri usciti è 4". Allora $P(A|B) = \frac{P(A\cap B)}{P(B)} = \frac{P(\{(1,2,1)\}) + P(\{(1,1,2)\})}{P(\{(2,1,1)\}) + P(\{(1,2,1)\}) + P(\{(1,1,2)\})} = \frac{(1+1)/6^3}{(1+1+1)/6^3} = \frac{2}{3}$.

Esercizio 2. Indichiamo con E l'evento "escono tutti numeri pari nei lanci dei dadi effettuati", e con T l'evento "esce testa nel lancio di moneta".

D3) Per la formula delle probabilità totali si ha $P(E) = P(E|T)P(T) + P(E|T^c)P(T^c) = \frac{3}{6}\frac{3}{6}\frac{1}{2} + \frac{2}{6}\frac{2}{6}\frac{1}{2} =$ $\frac{1}{8} + \frac{1}{18} = \frac{9+4}{72} = \frac{13}{72}.$

D4) Per la formula di Bayes, e tenendo conto di alcuni valori calcolati prima, si ha $P(T|E) = \frac{P(E|T)P(T)}{P(E)} =$ $\frac{\frac{3}{6}\frac{3}{6}\frac{1}{2}}{\frac{13}{72}} = \frac{1}{8}\frac{72}{13} = \frac{9}{13}.$

Esercizio 3.

D5) Si ha
$$p_{X_1}(1) = \sum_{k=0}^{\infty} p_{X_1,X_2}(1,k) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{7} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \frac{1}{7} e^{-\lambda} e^{\lambda} = \frac{1}{7} e \ p_{X_1}(2) = \sum_{k=0}^{\infty} p_{X_1,X_2}(2,k) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{6}{7} \frac{(2\lambda)^k}{k!} e^{-2\lambda} = \frac{6}{7} e^{-2\lambda} e^{2\lambda} = \frac{6}{7}.$$
D6) Si ha $P(X_1 + X_2 \le 2) = p_{X_1,X_2}(1,0) + p_{X_1,X_2}(1,1) + p_{X_1,X_2}(2,0) = \frac{1}{7} (1+\lambda) e^{-\lambda} + \frac{6}{7} e^{-2\lambda}.$

Esercizio 4.

D7) Si vede che $P(e^{-1} \le e^{-X^2} \le 1) = 1$ e quindi $F_Y(y) = 0$ per $y \le e^{-1}$ e $F_Y(y) = 1$ per $y \ge 1$. Per $y \in (e^{-1}, 1)$ si ha $F_Y(y) = P(e^{-X^2} \le y) = P(-X^2 \le \log y) = P(X^2 \ge -\log y) = P(X \ge \sqrt{-\log y}) = \int_{\sqrt{-\log y}}^{\infty} f_X(t) dt = \int_{\sqrt{-\log y}}^{1} \frac{1}{1-0} dt = [t]_{t=\sqrt{-\log y}}^{t=1} = 1 - \sqrt{-\log y}.$

D8) Si ha
$$P(X < \frac{2}{3}|X > \frac{1}{3}) = \frac{P(\{X < \frac{2}{3}\} \cap \{X > \frac{1}{3}\})}{P(X > \frac{1}{3})} = \frac{P(\frac{1}{3} < X < \frac{2}{3})}{P(X > \frac{1}{3})} = \frac{\int_{1/3}^{2/3} f_X(t) dt}{\int_{1/3}^{\infty} f_X(t) dt} = \frac{\int_{1/3}^{2/3} \frac{1}{1 - 0} dt}{\int_{1/3}^{1} \frac{1}{1 - 0} dt} = \frac{[t]_{t=1/3}^{t=2/3}}{[t]_{t=1/3}^{t=1/3}} = \frac{(2-1)/3}{1-1/3} = \frac{1/3}{2/3} = \frac{1}{2}.$$

Esercizio 5.

D9) Si ha
$$P(N_4 = 1) = \frac{(\frac{1}{2} \cdot 4)^1}{1!} e^{-\frac{1}{2} \cdot 4} = 2e^{-2}$$
.
D10) Si ha $P(|X| < \frac{1}{4}) = P(-\frac{1}{4} < X < \frac{1}{4}) = \Phi(\frac{1}{4}) - \Phi(-\frac{1}{4}) = \Phi(\frac{1}{4}) - (1 - \Phi(\frac{1}{4})) = 2\Phi(\frac{1}{4}) - 1 = 2 \cdot 0.59871 - 1 = 0.19742$.

Esercizio 6.

D11) Per la legge dei grandi numeri il valore di m richiesto è $m=\frac{-2+4}{2}=1$ per le formule della distribuzione uniforme.

D12) La standardizzata di $\frac{X_1+\dots+X_n}{n}$ è $Z_{\bar{X}_n}=\frac{\frac{X_1+\dots+X_n}{n}-\lambda}{\frac{n}{\sqrt{\lambda}/\sqrt{n}}}$. Allora $\left\{\frac{X_1+\dots+X_n}{n}-\lambda\leq\frac{\sqrt{x\lambda}}{\sqrt{n}}\right\}=\left\{Z_{\bar{X}_n}\leq\sqrt{x}\right\}$ e, per il teorema limite centrale, si deve avere $\sqrt{x}=2$ e quindi x=4.

Esercizio 7.

D13) Indichiamo la distribuzione stazionaria con (p,q,r). Allora si deve avere la relazione matriciale

$$(p,q,r) \left(egin{array}{ccc} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{array} \right) = (p,q,r),$$

che fornisce il seguente sistema di equazioni:

$$\begin{cases} \frac{1}{3}p = p\\ \frac{1}{3}p + r = q\\ \frac{1}{3}p + q = r. \end{cases}$$

Dalla prima equazione si ottiene p=0 e, sostituendo nelle altre due equazioni, si ha q=r. In conclusione, poiché si deve avere p+q+r=1, l'unica distribuzione stazionaria è (p,q,r)=(0,1/2,1/2).

D14) Per costruzione si ha $P(X_n = 1 | X_0 = 1) = P(\bigcap_{k=1}^n \{X_k = 1\} | X_0 = 1) = (\frac{1}{3})^n$; quindi si deve avere $(\frac{1}{3})^n \leq (\frac{1}{3})^4$, d cui segue $n \geq 4$.

Commenti.

La somma dei valori di ciascuna densità discreta che appare è 1 in accordo con la teoria.

- D1) In altro modo, $P(X \ge 2) = 1 P(X < 2) = 1 P(X \le 1) = 1 (P(X = 0) + P(X = 1)) = 1 \sum_{k=0}^{1} {3 \choose k} {(\frac{1}{6})^k} {(1 \frac{1}{6})^{3-k}} = 1 \frac{125}{216} \frac{75}{216} = \frac{216 125 75}{216} = \frac{16}{216} = \frac{2}{27}.$ D13) Si poteva giungere alla stessa conclusione senza fare calcoli. Infatti 1 è uno stato transitorio e la
- D13) Si poteva giungere alla stessa conclusione senza fare calcoli. Infatti 1 è uno stato transitorio e la distribuzione stazionaria relativa alla matrice di transizione ristretta alla componente irriducibile $\{2,3\}$ è (1/2,1/2) perché si ha una matrice dove la somma degli elementi di ciascuna colonna è 1.