Laurea Triennale in Informatica, Università di Roma Tor Vergata

Calcolo delle Probabilità (ed insegnamenti mutuati)

Anno accademico: 2013-2014. Titolare del corso: Claudio Macci

Appello del 5 Febbraio 2014

Esercizio 1. Un'urna ha 10 palline bianche e 20 nere. Si estraggono a caso 3 palline dall'urna, una alla volta e con reinserimento.

- D1) Trovare la densità discreta della variabile aleatoria X che conta il numero di palline bianche estratte.
- D2) Calcolare la probabilità di estrarre la sequenza di colori (bianca, nera, bianca).

Esercizio 2. Un'urna contiene 3 palline numerate da 1 a 3. Si estrae una pallina a caso e viene reinserita nell'urna insieme ad un'altra pallina con lo stesso numero. Poi si estrae nuovamente una pallina a

- D3) Calcolare la probabilità di estrarre due numeri uguali.
- D4) Calcolare la probabilità di aver estratto il numero k alla prima estrazione (per $k \in \{1, 2, 3\}$) sapendo di aver estratto due numeri uguali.

Esercizio 3. Definiamo la seguente densità congiunta: $p_{X_1,X_2}(k,k)=(\frac{1}{2})^{k+2}$ per $k\geq 1$ intero, e $p_{X_1,X_2}(k,0)=$ $3\frac{4^{k-1}}{k!}e^{-4} \text{ per } k \geq 0 \text{ intero.}$ D5) Calcolare $P(X_2=0).$

- D6) Calcolare $P(X_1 = X_2)$.

Esercizio 4. Sia X una variabile aleatoria con densità continua $f_X(t) = \frac{1}{2} \cdot e^{-|t|} 1_{(-\infty,\infty)}(t)$.

- D7) Trovare la funzione di distribuzione di $Y = X^2$.
- D8) Calcolare $P(\{|X| < 10\}|\{X > 0\})$.

Esercizio 5.

D9) Sia $N_t = \sum_{n \ge 1} 1_{T_n \le t}$ (per $t \ge 0$) un processo di Poisson con intensità di $\lambda = 1$. Calcolare $P(N_4 \le 2)$. D10) Calcolare $P(X_1 - X_2 \le 1.5\sqrt{2})$ nel caso in cui X_1 e X_2 sono variabili aleatorie Normali standard indipendenti.

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

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 $\{X_n : n \ge 1\}$ abbiano la seguente densità discreta: $p_X(0) = p_X(2) = \frac{1}{6}$ e $p_X(1) = \frac{4}{6}$.

D12) Dire per quale valore di y si ha

$$\lim_{n \to \infty} P\left(\frac{\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - 1}{y/\sqrt{n}} \le 2\right) = \Phi(1/2)$$

nel caso in cui le variabili aleatorie $\{X_n : n \ge 1\}$ abbiano densità continua $f(t) = e^{-t} 1_{(0,\infty)}(t)$.

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

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

- D13) Trovare la/e distribuzione/i stazionaria/e.
- D14) Dire per quali valori di n si ha $P(X_n = j | X_0 = i) = 1_{\{i=j\}}$ per ogni $i, j \in \{1, 2, 3\}$.

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

Esercizio 1.

D1) La variabile aleatoria X ha distribuzione binomiale e precisamente si ha $p_X(k) = {3 \choose k} (\frac{10}{30})^k (1 - \frac{10}{30})^{3-k}$ per $k \in \{0, 1, 2, 3\}$; quindi $p_X(0) = \frac{8}{27}$, $p_X(1) = \frac{12}{27}$, $p_X(2) = \frac{6}{27}$ e $p_X(3) = \frac{1}{27}$. D2) Con notazioni ovvie la probabilità richiesta è $P(B_1 \cap N_2 \cap B_3) = P(B_1)P(N_2)P(B_3) = \frac{10}{30} \frac{20}{30} \frac{10}{30} = \frac{2}{27}$.

Esercizio 2. Sia E l'evento "estratti due numeri uguali" e sia X la variabile aleatoria che indica il numero estratto alla prima estrazione.

D3) Per la formula delle probabilità totali si ha $P(E)=\sum_{k=1}^3 P(E|X=k)P(X=k)=\sum_{k=1}^3 \frac{2}{4}\frac{1}{3}=\frac{2}{4}=\frac{1}{2}.$ D4) Per la formula di Bayes, e tenendo conto del valore di P(E) calcolato prima, si ha $P(X=k|E)=\frac{P(E|X=k)P(X=k)}{P(E)}=\frac{\frac{2}{4}\frac{1}{3}}{1/2}=\frac{1}{3}.$

Esercizio 3.

D5) Si ha
$$P(X_2 = 0) = \sum_{k \ge 0} p_{X_1, X_2}(k, 0) = 3 \sum_{k \ge 0} \frac{4^{k-1}}{k!} e^{-4} = \frac{3}{4} \sum_{k \ge 0} \frac{4^k}{k!} e^{-4} = \frac{3}{4}.$$

D5) Si ha
$$P(X_2 = 0) = \sum_{k \ge 0} p_{X_1, X_2}(k, 0) = 3 \sum_{k \ge 0} \frac{4^{k-1}}{k!} e^{-4} = \frac{3}{4} \sum_{k \ge 0} \frac{4^k}{k!} e^{-4} = \frac{3}{4}.$$

D6) Si ha $P(X_1 = X_2) = \sum_{k \ge 0} p_{X_1, X_2}(k, k) = \frac{3}{4} e^{-4} + \sum_{k \ge 1} (\frac{1}{2})^{k+2} = \frac{3}{4} e^{-4} + \frac{1}{4} \frac{1/2}{1 - (1/2)} = \frac{3}{4} e^{-4} + \frac{1}{4}.$

Esercizio 4.

D7) Si vede che $P(X^2 \ge 0) = 1$, da cui $F_Y(y) = 0$ per $y \le 0$. Per y > 0 si ha (ad un certo punto si sfrutta che si ha l'integrale di una funzione pari su un intervallo simmetrico) $F_Y(y) = P(X^2 \le y) = P(-\sqrt{y} \le X \le y)$ $\sqrt{y}) = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \frac{1}{2} e^{-|t|} dt = 2 \int_{0}^{\sqrt{y}} \frac{1}{2} e^{-|t|} dt = \int_{0}^{\sqrt{y}} e^{-t} dt = [-e^{-t}]_{t=0}^{t=\sqrt{y}} = 1 - e^{-\sqrt{y}}.$

D8) Si ha
$$P(\{|X| < 10\}|\{X > 0\}) = \frac{P(\{|X| < 10\} \cap \{X > 0\})}{P(X > 0)} = \frac{P(0 < X < 10)}{P(X > 0)} = \frac{\int_0^{10} \frac{1}{2} e^{-|t|} dt}{\int_0^{\infty} \frac{1}{2} e^{-|t|} dt} = \frac{\int_0^{10} e^{-t} dt}{\int_0^{\infty} e^{-t} dt} = \frac{[-e^{-t}]_{t=10}^{t=1}}{[-e^{-t}]_{t=0}^{t=0}} = 1 - e^{-10}.$$

D9) Si ha
$$P(N_4 \le 2) = \sum_{j=0}^{2} \frac{(1 \cdot 4)^j}{j!} e^{-1 \cdot 4} = (1 + 4 + 8)e^{-4} = 13e^{-4}.$$

D10) Detta
$$Z_{X_1-X_2}$$
 la standardizzata di X_1-X_2 , si ha $P(X_1-X_2\leq 1.5\sqrt{2})=P(Z_{X_1-X_2}\leq \frac{1.5\sqrt{2}-0}{\sqrt{2}})=\Phi(1.5)=0.93319.$

Esercizio 6.

D11) Per la legge dei grandi numeri si ha $m=0\cdot\frac{1}{6}+1\cdot\frac{4}{6}+2\cdot\frac{1}{6}=1$. D12) Le variabili aleatorie $\{X_n:n\geq 1\}$ sono esponenziali di parametro $\lambda=1$, e quindi la loro varianza è $\frac{1}{\lambda^2}=1$ 1. Indichiamo con $Z_{\bar{X}_n}$ la standardizzata di $\bar{X}_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$. Allora $\left\{\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - 1 \le 2\right\} = \left\{Z_{\bar{X}_n} \le 2y\right\}$ e, per il teorema limite centrale, si deve avere $2y = \frac{1}{2}$, da cui segue $y = \frac{1}{4}$

Esercizio 7.

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

$$(p,q,r)$$
 $\begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = (p,q,r),$

che fornisce il seguente sistema di equazioni:

$$\begin{cases} q = p \\ r = q \\ p = r. \end{cases}$$

Quindi $\pi = (\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3})$ è l'unica distribuzione stazionaria. D14) I valori di n richiesti sono tutti e soli quelli per cui si ha

$$P^n = \left(\begin{array}{ccc} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{array}\right),$$

dove P^n è la potenza n-sima della matrice P nel senso del prodotto righe per colonne. Si verifica che

$$P^{2} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} e P^{3} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix};$$

quindi n=3 è uno dei valori richiesti. Continuando con le potenze si vede che $P^4=P,\,P^5=P^2$ e $P^6=P^3;$ quindi un altro valore richiesto è n=6. Iterando il procedimento si vede che tutti e soli i valori richiesti nsono i multipli di 3, cioè $\{n = 3k : k \ge 1 \text{ intero}\} = \{3, 6, 9, 12, 15, \ldots\}.$

Commenti.

 $La\ somma\ dei\ valori\ di\ ciascuna\ densit\`a\ discreta\ che\ appare\ \`e\ 1\ in\ accordo\ con\ la\ teoria.$

La somma dei vaiori di ciascuna densità discreta che appare e 1 in accordo con la teoria. D1-D2) Si verifica che $P(B_1 \cap B_2 \cap N_3) = P(N_1 \cap B_2 \cap B_3) = \frac{2}{27}$; quindi $P(B_1 \cap B_2 \cap N_3) + P(B_1 \cap N_2 \cap B_3) + P(N_1 \cap B_2 \cap B_3) = \frac{2+2+2}{27} = \frac{6}{27}$ coincide con $p_X(2) = \frac{6}{27}$ in accordo con la teoria. D3-D4) Il procedimento si generalizza al caso di n palline numerate da 1 a n (e si recuperano i valori ottenuti per n = 3): $P(E) = \sum_{k=1}^{n} P(E|X = k)P(X = k) = \sum_{k=1}^{n} \frac{2}{n+1} \frac{1}{n} = \frac{2}{n+1}$ e $P(X = k|E) = \frac{P(E|X=k)P(X=k)}{P(E)} = \frac{2^{\frac{1}{n+1}}\frac{1}{n}}{2^{\frac{1}{n+1}}\frac{1}{n}} = \frac{1}{n}$. Inoltre, per ogni $k \in \{1, \ldots, n\}$, gli eventi $\{X = k\}$ ed E sono indipendenti perché $P(X = k|E) = P(X = k) = \frac{1}{n}$.

D8) Gli eventi $\{|X| < 10\}$ e $\{X > 0\}$ sono indipendenti. Infatti $P(|X| < 10) = \int_{-10}^{10} \frac{1}{2} e^{-|t|} dt = 2 \int_{0}^{10} \frac{1}{2} e^{-t} dt = 2 \int_{0}^{10} \frac{1}{2} e^{-t} dt$ $[-e^{-t}]_{t=0}^{t=10} = 1 - e^{-10}$ coincide con $P(\{|X| < 10\}|\{X > 0\})$. Si può dire la stessa cosa nel caso in cui si considera un generico evento $\{|X| < b\}$ (per qualche b > 0) al posto di $\{|X| < 10\}$.

D11) Il valore atteso m=1 non è sorprendente perché la densità discreta è simmetrica rispetto al valore k = 1.

D13) Si poteva dire che $\pi = (\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3})$ è l'unica distribuzione stazionaria senza fare calcoli. Infatti la catena è irriducibile e quindi ammette un'unica distribuzione invariante. Inoltre, poiché la somma degli elementi di ciascuna riga della matrice P è uguale a 1, è noto che la distribuzione uniforme $\pi = (\frac{1}{n}, \dots, \frac{1}{n})$ su E, dove n è la cardinalità di E, è invariante.

D14) Le matrici P^2 , P^3 e in generale P^n si possono ottenere senza fare i prodotti righe per colonne. Infatti le transizioni sono deterministiche. Quindi P^n si ottiene considerando n transizioni deterministiche a partire dai vari possibili stati iniziali.