

CP410: Esame 2, 6 febbraio 2018

Cognome	
Nome	
Matricola	
Firma	

Nome: _____

1. Consideriamo infiniti lanci di una moneta equa. Per $n \in \mathbb{N}$ definiamo gli eventi:

$$A_n = \{\text{testa al lancio } n \text{ e croce al lancio } n + 1\}.$$

Calcolare la probabilità dei seguenti eventi

(a) $\bigcap_{i=1}^3 A_i$

(b) $\bigcap_{i=1}^3 A_{2i}$

(c) $\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{i=n}^{\infty} A_i$

Soluzione:

(a). Si ha $A_i \cap A_{i+1} = \emptyset$ e quindi

$$\mathbb{P}(\bigcap_{i=1}^3 A_i) = 0.$$

(b). Per l'indipendenza

$$\mathbb{P}(\bigcap_{i=1}^3 A_{2i}) = \prod_{i=1}^3 \mathbb{P}(A_{2i}) = \frac{1}{4^3} = \frac{1}{64}.$$

(c). Gli eventi A_{2i} sono indipendenti e hanno probabilità positiva e dunque per il secondo lemma di Borel-Cantelli si ha

$$\mathbb{P}(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{i \geq n} A_{2i}) = 1.$$

Ossia $\{A_{2i}, \text{ i.o.}\}$ quasi certamente. Ma $\{A_{2i}, \text{ i.o.}\} \subset \{A_i, \text{ i.o.}\}$, e dunque

$$\mathbb{P}(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{i \geq n} A_i) = \mathbb{P}(A_i, \text{ i.o.}) = 1.$$

Nome: _____

2. Siano X_1, X_2, \dots variabili aleatorie i.i.d. tali che $X_i = -1, +1$ con probabilità $\frac{1}{3}, \frac{2}{3}$ rispettivamente. Poniamo $S_0 = 0$ e $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$. Dato $k \in \mathbb{N}$, sia τ_k il primo tempo $n \in \mathbb{N}$ tale che $|S_n| = k$.

(a) Calcolare il valore atteso di τ_k al variare di k .

(b) Gli eventi $A = \{\tau_2 = 2\}$ e $B = \{S_{\tau_2} = 2\}$ sono indipendenti ?

Soluzione: a). Sia $p = 2/3$ e $q = 1 - p = 1/3$. Ricordiamo che $M_n = S_n - n(p - q)$ è una martingala con incrementi limitati. Inoltre con gli argomenti usuali si mostra che τ_k è tempo di arresto e che $\mathbb{E}[\tau_k] < \infty$. Allora per il teorema di optional stopping si ha

$$\mathbb{E}[S_{\tau_k}] = \frac{\mathbb{E}[S_{\tau_k}]}{p - q} = \frac{k\rho_k - k(1 - \rho_k)}{p - q} = \frac{k(2\rho_k - 1)}{p - q},$$

dove ρ_k è la probabilità che $S_{\tau_k} = k$. Per calcolare ρ_k usiamo la martingala

$$Q_n = \left(\frac{q}{p}\right)^{S_n}, \quad Q_0 = 1.$$

Notiamo che $Q_{n \wedge \tau_k}$ è limitata e dunque per il teorema di optional stopping si ha

$$1 = \mathbb{E}[Q_{\tau_k}] = \rho_k \left(\frac{q}{p}\right)^k + (1 - \rho_k) \left(\frac{q}{p}\right)^{-k}.$$

Ne segue che

$$\rho_k = \frac{\left(\frac{p}{q}\right)^k - 1}{\left(\frac{p}{q}\right)^k - \left(\frac{q}{p}\right)^k} = \frac{1 - 2^{-k}}{1 - 4^{-k}}.$$

In conclusione

$$\mathbb{E}[\tau_k] = 3k \frac{1 - 2^{-k+1} + 4^{-k}}{1 - 4^{-k}}.$$

b). Consideriamo gli eventi $\tau_k = k$ e $S_{\tau_k} = k$. Osserviamo che $\tau_k = k$ implica che si hanno k passi a destra oppure k passi a sinistra. Chiamiamo U_k l'evento k passi a destra e V_k l'evento k passi a sinistra. Allora

$$\mathbb{P}(\tau_k = k, S_{\tau_k} = k) = \mathbb{P}(\tau_k = k, S_{\tau_k} = k, U_k) + \mathbb{P}(\tau_k = k, S_{\tau_k} = k, V_k).$$

Inoltre U_k implica $\tau_k = k$ e $S_{\tau_k} = k$, mentre V_k implica $\tau_k = k$ e $S_{\tau_k} = -k$. Allora

$$\mathbb{P}(\tau_k = k, S_{\tau_k} = k) = \mathbb{P}(U_k) = p^k.$$

Ora osserviamo che

$$\mathbb{P}(\tau_k = k) = \mathbb{P}(\tau_k = k, U_k) + \mathbb{P}(\tau_k = k, V_k) = \mathbb{P}(U_k) + \mathbb{P}(V_k) = p^k + q^k.$$

E dunque

$$\mathbb{P}(\tau_k = k, S_{\tau_k} = k) = p^k, \quad \mathbb{P}(\tau_k = k)\mathbb{P}(S_{\tau_k} = k) = (p^k + q^k)\rho_k.$$

Nel caso $k = 2$ si ha $\mathbb{P}(\tau_2 = 2, S_{\tau_2} = 2) = p^2 = 4/9$ e $\mathbb{P}(\tau_2 = 2)\mathbb{P}(S_{\tau_2} = 2) = 4/9$. Dunque gli eventi sono indipendenti.

Nome: _____

3. Siano Y_1, Y_2, \dots variabili aleatorie i.i.d. con distribuzione normale standard. Sia $N(t)$ una variabile di Poisson di parametro $t > 0$ indipendente dalle $\{Y_i\}$. Definiamo la variabile

$$X(t) = \begin{cases} 0 & \text{se } N(t) = 0 \\ \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i & \text{se } N(t) \neq 0 \end{cases}$$

- (a) Sia $\mathcal{G}_t = \sigma(N(t))$ la sigma algebra generata da $N(t)$. Calcolare i valori attesi condizionati $\mathbb{E}[X(t) | \mathcal{G}_t]$ e $\mathbb{E}[X(t)^2 | \mathcal{G}_t]$.
- (b) Calcolare la funzione caratteristica di $X(t)$ al variare di $t \in (0, \infty)$.
- (c) Dimostrare che la variabile $\frac{X(t)}{\sqrt{t}}$ converge in distribuzione per $t \rightarrow \infty$ e descriverne il limite.

Soluzione: a). Notiamo che $N(t)$ assume i valori $0, 1, \dots$. Se $G_j = \{N(t) = j\}$, $j = 0, 1, \dots$ allora

$$X(t) = \sum_{j=1}^{\infty} (Y_1 + \dots + Y_j) \mathbf{1}_{G_j}$$

Dunque, usando l'indipendenza

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X(t) | \mathcal{G}_t] &= \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{E}[Y_1 + \dots + Y_j] \mathbf{1}_{G_j} = 0, \\ \mathbb{E}[X(t)^2 | \mathcal{G}_t] &= \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{E}[(Y_1 + \dots + Y_j)^2] \mathbf{1}_{G_j} = \sum_{j=0}^{\infty} j \mathbf{1}_{G_j} = N(t). \end{aligned}$$

b). Allo stesso modo calcoliamo

$$\begin{aligned} \varphi_{X(t)}(\theta) &= \mathbb{E}[e^{i\theta X(t)}] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[e^{i\theta X(t)} | \mathcal{G}_t]] = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbb{E}[e^{i\theta(Y_1 + \dots + Y_j)}] \mathbb{E}[\mathbf{1}_{G_j}] \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} e^{-\frac{j\theta^2}{2}} \mathbb{P}(G_j) = \sum_{j=0}^{\infty} e^{-\frac{j\theta^2}{2}} \frac{t^j}{j!} e^{-t} = \exp\left(t(e^{-\theta^2/2} - 1)\right) \end{aligned}$$

c) Per $X(t)/\sqrt{t}$ la funzione caratteristica è

$$\varphi_{X(t)/\sqrt{t}}(\theta) = \varphi_{X(t)}(\theta/\sqrt{t}) = \exp\left(t(e^{-\theta^2/(2t)} - 1)\right)$$

Per $t \rightarrow \infty$, $\theta \in \mathbb{R}$ fissato, abbiamo $e^{-\theta^2/(2t)} - 1 = -\theta^2/(2t) + o(1/t)$, e $t(e^{-\theta^2/(2t)} - 1) \rightarrow -\theta^2/2$.
Dunque

$$\varphi_{X(t)/\sqrt{t}}(\theta) \rightarrow e^{-\theta^2/2},$$

ossia la $X(t)/\sqrt{t}$ converge in distribuzione per $t \rightarrow \infty$ alla normale standard $N(0, 1)$.

Nome: _____

4. Enunciare e dimostrare la legge forte dei grandi numeri per somme di variabili indipendenti X_i , non necessariamente identicamente distribuite, tali che $\mathbb{E}[X_i] = 0$ e $\mathbb{E}[X_i^2] = 1$.

Nome: _____

5. Sia X_n una successione di variabili aleatorie tale che $X_n \rightarrow 0$ in L^2 per $n \rightarrow \infty$. Dire quali delle seguenti affermazioni è vera o falsa (motivare la risposta).

(a) X_n converge a zero in probabilità

(b) $\mathbb{E}[\psi(X_n)] \rightarrow \psi(0)$, $n \rightarrow \infty$ per ogni $\psi : \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ continua e limitata.

(c) $X_n \rightarrow 0$ in L^4 per $n \rightarrow \infty$.

Soluzione:

(a). Per ogni $\varepsilon > 0$, la disuguaglianza di Markov implica

$$\mathbb{P}(|X_n| \geq \varepsilon) = \mathbb{P}(X_n^2 \geq \varepsilon^2) \leq \varepsilon^{-2} \mathbb{E}[X_n^2] \rightarrow 0.$$

Dunque $X_n \rightarrow 0$ in probabilità.

(b). La convergenza in probabilità implica la convergenza in distribuzione (si può vedere per esempio usando le funzioni caratteristiche), ossia $\mathbb{E}[\psi(X_n)] \rightarrow \psi(0)$, $n \rightarrow \infty$ per ogni $\psi : \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ continua e limitata. Allora anche b) è vera.

(c). E' falsa in generale. Per esempio possiamo prendere $X_n = \frac{1}{n} Y$ dove Y è una variabile aleatoria con $\mathbb{E}[Y^4] = +\infty$ e $\mathbb{E}[Y^2] = 1$. Allora per ogni n si ha $\mathbb{E}[X_n^2] = \frac{1}{n^2}$ ma $\mathbb{E}[X_n^4] = +\infty$.

Nome: _____

6. Una sequenza di cifre viene generata in maniera aleatoria di modo che le cifre sono con buona approssimazione indipendenti e uniformemente distribuite in $\{0, 1, \dots, 9\}$.
- (a) Calcolare il numero medio di cifre nella sequenza quando appare per la prima volta la stringa 919
 - (b) Calcolare la probabilità che la stringa 911 sia osservata prima della stringa 919

Soluzione:

Siano τ_{919} e τ_{911} i tempi aleatori richiesti. La tecnica di martingala usuale (vedere appunti su esercizi con martingale) permette di stabilire che

$$\mathbb{E}[\tau_{919}] = 10^3 + 10 = 1010, \quad \mathbb{P}(\tau_{919} > \tau_{911}) = \frac{1}{2}.$$

L'ultimo risultato è intuitivamente evidente, se pensiamo che per vedere una delle due stringhe bisogna prima vedere la coppia 91, dopo di che 9 e 1 hanno la stessa probabilità di apparire come cifra successiva.

Nome: _____