

**CP410: Esame 4, 31 agosto 2020**

Cognome	
Nome	
Matricola	
Firma	

Nome: \_\_\_\_\_

1. Consideriamo l'insieme  $\Omega = \{0, 1\}^{\mathbb{N}}$  di tutte le sequenze infinite di 0 e 1, munito della più piccola  $\sigma$ -algebra che rende misurabili tutti gli eventi  $E_n = \{\text{la } n\text{-esima cifra è } 1\}$ . Supponiamo che  $\mathbb{P}$  sia la misura di probabilità su  $\Omega$  tale che le cifre sono i.i.d. con distribuzione di Bernoulli di parametro  $p \in (0, 1)$  fissato. Consideriamo gli eventi

$$A = \{\text{ci sono infinite coppie } 00 \text{ di zeri adiacenti}\}, \quad (1)$$

$$B = \{\text{c'è un numero finito di coppie } 11 \text{ di uni adiacenti}\} \quad (2)$$

- (a) Mostrare che  $A$  e  $B$  sono misurabili;  
(b) Calcolare  $\mathbb{P}(A)$ ,  $\mathbb{P}(B)$ , e  $\mathbb{P}(A \cap B)$ .

**Soluzione:**

a). Se  $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots) \in \Omega$  indichiamo con  $\omega_i$  la cifra nella  $i$ -esima posizione. Se

$$F_i = \{\omega \in \Omega : \omega_i = \omega_{i+1} = 0\}$$

allora l'evento  $A$  si scrive come

$$A = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{i=n}^{\infty} F_i.$$

Dunque  $A$  è misurabile. Allo stesso modo, per simmetria (scambiando 0 con 1), si vede che l'evento  $B^c = \{\text{ci sono infinite coppie } 11 \text{ di uni adiacenti}\}$  è misurabile. Dunque anche  $B$  è misurabile.

b). Consideriamo l'evento

$$A' = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{i=n}^{\infty} F_{2i-1}.$$

Notiamo che, essendo gli  $F_{2i-1}$  eventi indipendenti e con probabilità  $\mathbb{P}(F_{2i-1}) = p^2 > 0$ , per il lemma di Borel-Cantelli 2 si ha  $\mathbb{P}(A') = 1$ . Allora, usando  $A' \subset A$  abbiamo

$$\mathbb{P}(A) \geq \mathbb{P}(A') = 1,$$

e dunque  $\mathbb{P}(A) = 1$ . Allo stesso modo, scambiando 0 con 1 e usando  $p < 1$ , si vede che  $\mathbb{P}(B^c) = 1$  e dunque  $\mathbb{P}(B) = 0$ . Infine  $A \cap B \subset B$  e quindi  $\mathbb{P}(A \cap B) \leq \mathbb{P}(B)$ , da cui segue che  $\mathbb{P}(A \cap B) = 0$ .

Nome: \_\_\_\_\_

2. Enunciare e dimostrare la legge dei grandi numeri forte sotto ipotesi di momento quarto finito.

Nome: \_\_\_\_\_

3. Fare due esempi di successioni di variabili aleatorie  $X_n$ ,  $n = 0, 1, 2, \dots$  tali che

(a)  $\{X_n\}$  è una martingala rispetto alla filtrazione naturale  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n)$ ,

(b)  $X_n \rightarrow 0$  quasi certamente,

e tali che nel primo caso  $X_n$  non converge in  $L^1$ , mentre nel secondo caso  $X_n \rightarrow 0$  in  $L^1$ .

**Soluzione:**

Per il primo caso poniamo per esempio  $Y_n = \sum_{i=1}^n Z_i$  dove  $Z_i$  sono variabili di Poisson di parametro 1 indipendenti e scriviamo

$$X_n = e^{n(1-e)} e^{Y_n}.$$

Poiché  $\mathbb{E}[e^{Y_1}] = e^{e-1}$ , notiamo che rispetto alla filtrazione  $\mathcal{F}_k = \sigma(X_1, \dots, X_k)$  la  $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$ , con  $X_0 = 1$ , è una martingala non-negativa e  $\{X_n\}$  è limitata in  $L^1$ . Allora per il teorema di convergenza si ha che  $X_n$  converge quasi certamente. Dalla legge dei grandi numeri sappiamo che  $\frac{1}{n}Y_n \rightarrow 1$  quasi certamente. Essendo  $e - 1 > 1$  si ha

$$n(e - 1) - Y_n \rightarrow +\infty$$

quasi certamente e dunque  $Z_n \rightarrow 0$  q.c. ma  $Z_n$  non converge in  $L^1$  essendo  $\mathbb{E}[Z_n] = 1$  per ogni  $n$ . La scelta della variabile di Poisson non è necessaria e la costruzione precedente può essere generalizzata facilmente al caso di altre variabili.

Per il secondo esempio, una scelta (banale) è la successione deterministica e costante  $X_n \equiv 0$ .

Nome: \_\_\_\_\_

4. Sia  $S_n$  la posizione dopo  $n$  passi di una passeggiata aleatoria semplice simmetrica su  $\mathbb{Z}$ . Supponendo  $S_0 = 0$ , determinare
- (a) il valore atteso del tempo di prima uscita dall'intervallo  $\{-1, 0, 1\}$ .
  - (b) il valore atteso del tempo di primo ritorno all'intervallo  $\{-1, 0, 1\}$ .

**Soluzione:** a). Con gli argomenti usuali basati sul teorema di optional stopping si ottiene  $\mathbb{E}[\tau] = 4$ , se  $\tau$  indica il tempo di prima uscita dall'intervallo  $\{-1, 0, 1\}$ .

b). Sia  $\tau'$  il tempo di primo ritorno all'intervallo  $\{-1, 0, 1\}$ . Notiamo che per ritornare in  $\{-1, 0, 1\}$  si deve prima visitare  $-2$  e poi da li' aspettare il tempo di prima visita di  $-1$ , oppure visitare  $+2$  e poi da li' aspettare il tempo di prima visita di  $+1$ . usando anche la simmetria della passeggiata aleatoria, ne segue che  $\tau' = \tau + \tau''$  dove  $\tau''$  è una variabile aleatoria indipendente da  $\tau$ , e con la distribuzione del tempo di prima visita di  $-1$  partendo dalla posizione  $-2$ . Dagli argomenti usuali sappiamo che questo tempo ha valore atteso infinito. Dunque  $\mathbb{E}[\tau'] = \mathbb{E}[\tau] + \mathbb{E}[\tau''] = \infty$ .

Nome: \_\_\_\_\_

5. Siano  $X_0, X_1, X_2, \dots$  variabili aleatorie i.i.d. ciascuna con funzione caratteristica

$$\varphi(\theta) = \frac{1}{(1 - i\theta)}, \quad \theta \in \mathbb{R},$$

e sia  $S_n = X_0 + \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$ .

- (a) Calcolare la funzione caratteristica di  $S_n$  per ogni  $n \in \mathbb{N}$ .
- (b) Mostrare che  $S_n$  converge in distribuzione e descriverne il limite.
- (c) Calcolare  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(S_n \geq t)$  per ogni  $t \in \mathbb{R}$ .

**Soluzione:** a). Scriviamo

$$\varphi_n(\theta) = \mathbb{E}[e^{i\theta S_n}] = \mathbb{E}[e^{i\theta X_0}] \mathbb{E}[e^{i\frac{\theta}{n} \sum_{k=1}^n X_k}] = \varphi(\theta) \varphi(\theta/n)^n.$$

(b). La funzione  $\varphi(\theta)$  è la funzione caratteristica di una esponenziale di parametro 1. Inoltre  $\varphi(\theta/n)^n \rightarrow e^{i\theta}$  per ogni  $\theta \in \mathbb{R}$  e dunque

$$\varphi_n(\theta) \rightarrow \varphi_\infty(\theta) := \varphi(\theta) e^{i\theta}.$$

Notiamo che  $\varphi_\infty$  è la funzione caratteristica della variabile aleatoria  $X_0 + 1$ , dove  $X_0$  è una esponenziale di parametro 1. In particolare  $S_n$  converge in distribuzione alla variabile  $X_0 + 1$ . Osserviamo che alla stessa conclusione si poteva arrivare usando la legge dei grandi numeri. Infatti per la LGN debole  $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \rightarrow 1$  in probabilità, e dunque  $X_0 + \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \rightarrow X_0 + 1$  in probabilità, e la convergenza in probabilità implica convergenza in distribuzione.

c). La convergenza in distribuzione  $S_n \rightarrow X_0 + 1$  implica che  $\mathbb{P}(S_n \leq t) \rightarrow \mathbb{P}(X_0 + 1 \leq t)$  per ogni  $t$  punto di continuità di  $X_0 + 1$ . Poiché  $X_0$  è una variabile esponenziale, ogni  $t \in \mathbb{R}$  è punto di continuità, e la convergenza vale per ogni  $t \in \mathbb{R}$ . Passando all'evento complementare ne segue che

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(S_n \geq t) = \mathbb{P}(X_0 \geq t - 1) = \begin{cases} 1 & t \leq 1 \\ e^{-(t-1)} & t > 1 \end{cases}$$

Nome: \_\_\_\_\_

6. Siano  $\{Z_i, i = 1, 2, \dots\}$  variabili aleatorie i.i.d. tali che  $Z_i = 0, 1$  con probabilità  $\frac{1}{2}, \frac{1}{2}$  rispettivamente. Per  $a, b, c, d \in \{0, 1\}$ , sia  $\tau_{abcd}$  il primo tempo in cui appare la sequenza  $abcd$ , ossia  $\tau_{abcd}$  è il primo indice  $i \in \mathbb{N}$ ,  $i \geq 4$ , tale che  $(Z_{i-3}, Z_{i-2}, Z_{i-1}, Z_i) = (a, b, c, d)$ .

(a) Calcolare  $\mathbb{E}[\tau_{0101}]$  e  $\mathbb{E}[\tau_{0110}]$ .

(b) Calcolare  $\mathbb{P}(\tau_{0101} > \tau_{0110})$ .

**Soluzione:** a) Con gli argomenti usuali si ottiene:

$$\mathbb{E}[\tau_{0101}] = 2^4 + 2^2 = 20, \quad \mathbb{E}[\tau_{0110}] = 2^4 + 2 = 18.$$

b). Sia  $p$  la probabilità  $p = \mathbb{P}(\tau_{0101} > \tau_{0110})$ . Con gli argomenti usuali si ottiene:

$$p(2 - (2^4 + 2)) + (1 - p)((2^4 + 2^2) - 2^2) = 0.$$

Da cui segue che  $p = 1/2$ .

Nome: \_\_\_\_\_