

Appello straordinario  
**Calcolo delle probabilità**  
Laurea Triennale in Matematica  
30/03/2016

**COGNOME e NOME** .....

**N. MATRICOLA**.....

**Esercizio 1.**

Sia  $\{\mathcal{F}_j\}_{1 \leq j \leq n}$  una filtrazione e sia  $\{X_j\}_{1 \leq j \leq n}$  una martingala rispetto a  $\{\mathcal{F}_j\}_{1 \leq j \leq n}$ . Supponiamo inoltre che le due variabili aleatorie  $X_1$  e  $X_n$  siano indipendenti.

- (a) Dimostrare che  $\mathbb{E}[X_n | \sigma(X_1)] = X_1$  quasi certamente.
- (b) Dimostrare che esiste  $c \in \mathbb{R}$  tale che  $P(X_1 = c) = 1$ .

**SVOLGIMENTO**

(a) Poiché  $\{X_j\}_{1 \leq j \leq n}$  è una martingala rispetto alla filtrazione  $\{\mathcal{F}_j\}_{1 \leq j \leq n}$  allora devono valere le relazioni:

$$\sigma(X_1) \subseteq \mathcal{F}_1 \quad \text{e} \quad \mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_1] = X_1 \quad \text{q.c.}$$

ricordiamo adesso che per l'inclusione deve valere la relazione:

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_1] | \sigma(X_1)] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_n | \sigma(X_1)] | \mathcal{F}_1] = \mathbb{E}[X_n | \sigma(X_1)] \quad \text{q.c.}$$

dunque

$$\mathbb{E}[X_n | \sigma(X_1)] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_1] | \sigma(X_1)] = \mathbb{E}[X_1 | \sigma(X_1)] = X_1 \quad \text{q.c.}$$

(b) Poiché  $X_n$  ed  $X_1$  sono indipendenti allora deve valere

$$\mathbb{E}[X_n | \sigma(X_1)] = \mathbb{E}[X_n] \quad \text{q.c.}$$

ma per il punto (a) vale anche  $\mathbb{E}[X_n | \sigma(X_1)] = X_1$  quasi certamente dunque posto  $c := \mathbb{E}[X_n]$  si ha:

$$X_1 = c \quad \text{q.c.}$$

**Esercizio 2.**

Sia  $\{\mathcal{F}_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  una filtrazione e siano  $\{X_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  e  $\{Y_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  due martingale rispetto a  $\{\mathcal{F}_n\}_{1 \leq n \leq 3}$ . Siano infine:

$$Z_n := \min\{X_n, Y_n\} \quad \forall n \in \{1, 2, 3\}$$

$$\tau := \begin{cases} 1 & \text{Se } Z_1 = Y_1 \\ 2 & \text{Se } Z_1 \neq Y_1 \end{cases}$$

$$W_n := Z_{n \wedge \tau} \quad \forall n \in \{1, 2, 3\}$$

- (a) Dimostrare che  $\tau$  è un tempo di arresto.  
 (b) Dimostrare che  $\{W_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  è una supermartingale.  
 (c) Costruire un esempio che soddisfa le ipotesi dell'esercizio e tale che  $\{W_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  non sia una martingala.

**SVOLGIMENTO**

(a) La v.a.  $\tau$  assume solo i valori 1 e 2 quindi è sufficiente mostrare che gli eventi  $\{\tau = 1\}$  e  $\{\tau = 2\}$  appartengono rispettivamente a  $\mathcal{F}_1$  e  $\mathcal{F}_2$ .

$$\begin{aligned} \{\tau = 1\} &= \{Z_1 = Y_1\} \in \mathcal{F}_1 \\ \{\tau = 2\} &= \{Z_1 \neq Y_1\} \in \mathcal{F}_1 \subseteq \mathcal{F}_2 \end{aligned}$$

(b) Se dimostro che  $\{Z_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  è una supermartingala allora lo è anche  $\{W_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  poiché  $\tau$  è un tempo di arresto e  $\{W_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  è la supermartingala  $\{Z_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  arresta in  $\tau$ . Quindi per concludere la dimostrazione basta mostrare che  $\{Z_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  minimo delle martingale  $\{X_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  e  $\{Y_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  è una supermartingala.

- $Z_i$  è  $\mathcal{F}_i$  misurabile perché minimo di v.a. che sono  $\mathcal{F}_i$  misurabili.
- $\mathbb{E}[|Z_i|] = \mathbb{E}[|\min\{X_i, Y_i\}|] \leq \mathbb{E}[|X_i|] + \mathbb{E}[|Y_i|] < \infty$ .
- $\mathbb{E}[Z_{i+1}|\mathcal{F}_i] = \mathbb{E}[\min\{X_{i+1}, Y_{i+1}\}|\mathcal{F}_i] \leq \mathbb{E}[\min\{X_{i+1}\}|\mathcal{F}_i] \leq X_i$   
 $\mathbb{E}[Z_{i+1}|\mathcal{F}_i] = \mathbb{E}[\min\{X_{i+1}, Y_{i+1}\}|\mathcal{F}_i] \leq \mathbb{E}[\min\{Y_{i+1}\}|\mathcal{F}_i] \leq Y_i$   
 dunque  $\mathbb{E}[Z_{i+1}|\mathcal{F}_i] \leq \min\{X_i, Y_i\} = Z_i$ .

(c) Sia  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  lo spazio di probabilità definito da:  $\Omega = \{a, b\}$ ,  $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$  e  $P(a) = P(b) = 1/2$ . Siano  $\mathcal{F}_1 = \{\emptyset, \Omega\}$  e  $\mathcal{F}_2 = \mathcal{F}_3 = \mathcal{P}(\Omega)$ . consideriamo le seguenti variabili aleatorie

$$\begin{array}{lll} X_1(a) = X_1(b) = 0 & X_2(a) = X_3(a) = 2 & \text{e} \quad X_2(b) = X_3(b) = -2 \\ Y_1(a) = Y_1(b) = 1 & Y_2(a) = Y_3(a) = 1 & \text{e} \quad Y_2(b) = Y_3(b) = 1 \end{array}$$

$\{Y_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  è costante quindi è certamente una martingala. Per quanto riguarda  $\{X_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  è immediato verificare che  $X_1$  è  $\mathcal{F}_1$  misurabile e  $X_2 = X_3$  è

$\mathcal{F}_2 = \mathcal{F}_3$  misurabile. Inoltre poiché  $\mathcal{F}_1$  è la sigma algebra banale vale  $\mathbb{E}[X_2|\mathcal{F}_1] = \mathbb{E}[X_2] = 0 = X_1$ . Calcoliamo ora  $\{Z_n\}_{1 \leq n \leq 3}$ :

$$\begin{array}{lll} Z_1(a) = 0 & Z_2(a) = 1 & Z_3(a) = 1 \\ Z_1(b) = 0 & Z_2(b) = -2 & Z_3(b) = -2 \end{array}$$

Dunque poiché  $\mathbb{E}[Z_1] = 0 \neq \mathbb{E}[Z_2] = -\frac{1}{2}$  allora  $\{Z_n\}_{1 \leq n \leq 3}$  non può essere una martingala.

### Esercizio 3.

Sia  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  una successione di variabili aleatorie di Poisson indipendenti con distribuzione  $X_n \sim \text{Poisson}(\lambda_n)$ . (Con funzione caratteristica  $\phi_n(t) = e^{\lambda_n(e^{it}-1)}$ ). Siano inoltre:

$$S_n := X_1 + X_2 \dots + X_n \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

$$T_n := \frac{S_n}{\mathbb{E}[S_n]} \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

- (a) Calcolare media e varianza di  $S_n$  e  $T_n$ .
- (b) Assumendo  $\sum_n \lambda_n = \lambda < \infty$ , studiare la convergenza in distribuzione, in probabilità, quasi certa ed in  $L^p$  di  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ .
- (c) Assumendo  $\sum_n \lambda_n = \infty$ , studiare il limite  $\lim_{n \rightarrow \infty} S_n$ .
- (d) Assumendo  $\sum_n \lambda_n = \infty$ , dimostrare che  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  converge in distribuzione ed in probabilità ad 1.
- (e) Assumendo  $\sum_n \lambda_n = \infty$ , studiare la convergenza in  $L^2$  di  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ .
- (f) (Facoltativo) Assumendo  $\sum_n \lambda_n = \infty$ , studiare la convergenza quasi certa di  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ .

### SVOLGIMENTO

Osserviamo innanzitutto che  $S_n$  è somma di variabili aleatorie poissoniane indipendenti quindi è a sua volta una v.a. poissoniana e vale

$$S_n \sim \text{Poisson}(\bar{\lambda}_n) \quad \text{con} \quad \bar{\lambda}_n := \lambda_1 + \dots + \lambda_n$$

(a)

$$\mathbb{E}[S_n] = \bar{\lambda}_n \quad \text{VAR}(S_n) = \bar{\lambda}_n$$

$$\mathbb{E}[T_n] = \mathbb{E}\left[\frac{S_n}{\mathbb{E}[S_n]}\right] = 1$$

$$\text{VAR}(T_n) = \text{VAR}\left(\frac{S_n}{\mathbb{E}[S_n]}\right) = \text{VAR}\left(\frac{S_n}{\bar{\lambda}_n}\right) = \frac{\text{VAR}(S_n)}{(\bar{\lambda}_n)^2} = \frac{1}{\bar{\lambda}_n}$$

(b) Prima di tutto la successione  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  è monotona non decrescente in  $n$  quindi posso calcolarne il limite (che eventualmente potrebbe essere infinito)

$$S := \lim_{n \rightarrow \infty} S_n$$

(chiaramente nella definizione precedente si intende per ogni  $\omega \in \Omega$ )

$$S(\omega) := \lim_{n \rightarrow \infty} S_n(\omega)$$

La funzione caratteristica di  $S_n$  è data da:  $\phi_{S_n}(t) = e^{\bar{\lambda}_n(e^{it}-1)}$  che converge per  $n$  che tende all'infinito alla funzione caratteristica di una v.a. poissoniana di parametro  $\bar{\lambda} := \sum_n \lambda_n$ . Quindi  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  converge in distribuzione ad una poissoniana, la v.a.  $S$  definita precedentemente è quasi certamente finita e per l'unicità del limite si ha che  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  converge a  $S$  in distribuzione, in probabilità e quasi certamente. Resta da mostrare la convergenza in  $L^p$ . Per

la monotonia la v.a.  $S$  domina le v.a.  $S_n$ . Affinché ci sia convergenza in  $L^p$  occorre e basta che  $S$  sia in  $L^p$ , e questo è vero perché le v.a. poissoniane sono in  $L^p$  per ogni  $p$ . Verifichiamo che  $S$  sia in  $L^p$ .

$$\|S\|_{L^p}^p = \mathbb{E}[|S|^p] = \sum_k e^{-\bar{\lambda}} \frac{\bar{\lambda}^k}{k!} k^p < \infty \quad \forall \bar{\lambda}, p > 0$$

(c) Supponiamo  $\sum_n \lambda_n = \infty$ , ovvero  $\bar{\lambda}_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$ . Dobbiamo mostrare che  $P(S = \infty) = 1$ , ovvero che per ogni  $M > 0$  la probabilità che  $S$  sia minore di  $M$  è nulla. Osserviamo che  $S \geq S_n$  per ogni  $n$  quindi per ottenere la tesi sarà sufficiente mostrare che  $\lim_n P(S_n \leq M) = 0$  per ogni  $M > 0$ . Il limite è piuttosto semplice da calcolare:

$$P(S_n \leq M) = \sum_{k=0}^M e^{-\bar{\lambda}_n} \frac{\bar{\lambda}_n^k}{k!} \xrightarrow{\bar{\lambda}_n \rightarrow \infty} 0$$

(d)-(e) Dimostreremo direttamente la convergenza in  $L^2$ . Supponiamo  $\sum_n \lambda_n = \infty$ , ovvero  $\bar{\lambda}_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$ .

$$\|T_n - 1\|_{L^2}^2 = \mathbb{E}[(T_n - 1)^2] = \mathbb{E}[(T_n - \mathbb{E}[T_n])^2] = \text{Var}(T_n) = \frac{1}{\bar{\lambda}_n}$$

quindi

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \|T_n - 1\|_{L^2}^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\bar{\lambda}_n} = 0 \quad \text{ovvero} \quad T_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L^2} 1 .$$

**Esercizio 4.**

Siano  $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  e  $\{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  due successioni di variabili aleatorie congiuntamente indipendenti e con le seguenti distribuzioni:

$P(X_n = -\frac{1}{n}) = P(X_n = 0) = P(X_n = \frac{1}{n}) = \frac{1}{3}$  e  $Y_n \sim Unif(0, 1)$  per ogni  $n \in \mathbb{N}$ .

Siano infine  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ ,  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  e  $\{\mathcal{F}_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  assegnate nel seguente modo:

$$S_n := X_1 + \dots + X_n$$

$$T_n := X_1 \cdot Y_1 + \dots + X_n \cdot Y_n$$

$$\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n, Y_1, \dots, Y_n)$$

- (a) Dimostrare che  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  e  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  sono martingale.  
 (b) Calcolare media e varianza di  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  e  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ .  
 (c) Dimostrare che  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  e  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  sono Tight.  
 (d) Studiare la convergenza in  $L^2$  di  $S_n$ . (Suggerimento: dimostrare che la successione è di Cauchy rispetto alla norma  $L^2$ .)  
 (e)\* (Facoltativo) Dimostrare che  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  converge quasi certamente.

**SVOLGIMENTO**

$\{\mathcal{F}_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  è una filtrazione e posto

$$Z_k := X_k \cdot Y_k \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

si ha che la successione  $\{Z_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  è una successione di v.a. indipendenti ed adattate a  $\{\mathcal{F}_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ . Riassumiamo ora le statistiche principali di  $X_n$ ,  $Y_n$  e  $Z_n$

$$\mathbb{E}[X_n] = 0 \quad \text{VAR}(X_n) = \frac{2}{3n^2} \quad \mathbb{E}[X_n^2] = \frac{2}{3n^2}$$

$$\mathbb{E}[Y_n] = \frac{1}{2} \quad \text{VAR}(Y_n) = \frac{1}{12} \quad \mathbb{E}[Y_n^2] = \frac{1}{3}$$

$$\mathbb{E}[Z_n] = 0 \quad \text{VAR}(Z_n) = \frac{2}{9n^2} \quad \mathbb{E}[Z_n^2] = \frac{2}{9n^2}$$

(a)  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  e  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  sono martingale perché sono somma di v.a. indipendenti, adattate e a media nulla.

(b)

$$\mathbb{E}[S_n] = 0 \quad \text{VAR}(S_n) = \frac{2}{3} \sum_{j=1}^n \frac{1}{j^2} \quad \mathbb{E}[S_n^2] = \frac{2}{3} \sum_{j=1}^n \frac{1}{j^2}$$

$$\mathbb{E}[T_n] = 0 \quad \text{VAR}(T_n) = \frac{2}{9} \sum_{j=1}^n \frac{1}{j^2} \quad \mathbb{E}[T_n^2] = \frac{2}{9} \sum_{j=1}^n \frac{1}{j^2}$$

(c) Sia  $c := \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j^2} < \infty$  per ogni  $n$  valgono le seguenti disuguaglianze:

$$\begin{aligned} \|S_n\|_{L^2}^2 &= \text{VAR}(S_n) \leq \frac{2}{3}c \\ \|T_n\|_{L^2}^2 &= \text{VAR}(T_n) \leq \frac{2}{9}c \end{aligned}$$

Poiché  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  e  $\{T_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  sono equilimitate in  $L^2$  allora sono Tight.

(d) Mostriamo che la successione  $\{S_n\}_{n \in \mathbb{N}}$  è di Cauchy in  $L^2$ . Siano  $n$  ed  $m$  due numeri naturali con  $m > n$ . Osserviamo innanzitutto che

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[S_m - S_n] &= \mathbb{E}[X_{n+1} + \dots + X_m] = 0 \\ \mathbb{E}[(S_m - S_n)^2] &= \text{VAR}(S_m - S_n) + \mathbb{E}[S_m - S_n]^2 = \frac{2}{3} \sum_{j=n+1}^m \frac{1}{j^2}\end{aligned}$$

poiché la serie  $\sum_{j=n+1}^m \frac{1}{j^2}$  è convergente allora si ha:

$$\|S_m - S_n\|_{L^2}^2 = \frac{2}{3} \sum_{j=n+1}^m \frac{1}{j^2} \leq \frac{2}{3} \sum_{j=n+1}^{\infty} \frac{1}{j^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$