

Soluzione Primo Esonero CP2

8 novembre 2006

Esercizio 1. Sia $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ una successione di variabili aleatorie di Bernoulli (p) indipendenti, $p \in (0, 1)$.

1) Enunciare e illustrare con un esempio la legge 0–1 di Kolmogorov.

2) Fare un esempio di evento che ha probabilità 1 e non appartiene alla σ -algebra di coda \mathcal{T} .

Soluzione: abbiamo $\Omega = \{0, 1\}^{\mathbb{N}} = \{\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots), \omega_i \in \{0, 1\}\}$. Poniamo $X_n(\omega) = \omega_n$ e la σ -algebra \mathcal{F} su Ω è la più piccola tale che tutte le X_n siano misurabili: $\mathcal{F} = \sigma(X_1, X_2, \dots)$. La probabilità è quella misura $\mathbb{P} : \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ tale che gli E_i sono indipendenti e tale che per ogni $n \in \mathbb{N}$, $\mathbb{P}(E_n) = p$, $\mathbb{P}(E_n^c) = 1 - p$, dove $E_n = \{\omega : \omega_n = 1\}$, e $E_n^c = \Omega \setminus E_n = \{\omega : \omega_n = 0\}$, dove $p \in (0, 1)$.

1) Sia $\mathcal{T}_n := \sigma(X_{n+1}, X_{n+2}, \dots)$ e sia $\mathcal{T} := \bigcap_n \mathcal{T}_n$. La legge 0–1 asserisce che $\mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$ per ogni $A \in \mathcal{T}$. Per esempio

$$A = \limsup E_n = \bigcap_n \bigcup_{k \geq n} E_k,$$

ovvero A è l'evento {infinite teste occorrono}. Allora $A \in \mathcal{T}$ e $\mathbb{P}(A) = 1$ come segue per esempio dal secondo lemma di Borel–Cantelli.

2) Sia E_n come sopra. Sia $B = \bigcup_{n=1}^{\infty} E_n$. Allora $B \supset A$ e quindi $\mathbb{P}(B) = 1$ ma $B \notin \mathcal{T}$. Il fatto che $B \notin \mathcal{T}$ segue per esempio dall'osservazione che $E_1 \notin \mathcal{T}_1$.

Esercizio 2. Sia X una v.a. con funzione di distribuzione $F_X(x)$ data da

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < -1 \\ \frac{1}{4} & \text{se } -1 \leq x < 0 \\ \frac{1}{2} & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{se } 1 \leq x \end{cases} \quad (0.1)$$

1) Calcolare $\mathbb{E}X$ e $\text{Var}X$.

2) Siano X_1, X_2, \dots v.a. indipendenti ciascuna con funzione di distribuzione data da (0.1) e sia $W_n = \sum_{k=1}^n (X_k)^2$. Dimostrare che $\frac{1}{n}W_n$ converge quasi certamente e calcolarne il limite.

Soluzione:

1) X vale -1 con prob. $1/4$, vale 0 con prob. $1/4$ e vale 1 con prob. $1/2$. Quindi il suo valo medio è $\mu := \mathbb{E}X = -1/4 + 1/2 = 1/4$. Inoltre X^2 vale 0 con prob. $1/4$ e vale 1 con prob. $3/4$ quindi $\mathbb{E}(X^2) = 3/4$. La varianza allora vale $\sigma^2 := 3/4 - 1/16 = 11/16$.

2) Consideriamo $Y_k = X_k^2$. Si tratta di v.a. indipendenti e identicamente distribuite con media $\sigma^2 + \mu^2 = 3/4$. Quindi, ripetendo l'argomento standard (Disuguaglianza di Markov + momento quarto + Borel–Cantelli 1) si ha $\frac{1}{n}W_n \rightarrow 3/4$.

Esercizio 3. Sia $p > 1$ e sia X una v.a. tale che $\|X\|_p := (\mathbb{E}[|X|^p])^{\frac{1}{p}} < \infty$. Utilizzando la disuguaglianza di Hölder, mostrare che per ogni $\varepsilon > 0$ si ha

$$\mathbb{E}|X| \leq \varepsilon + \|X\|_p \mathbb{P}(|X| > \varepsilon)^{\frac{p-1}{p}}. \quad (0.2)$$

Soluzione: Osserviamo che, se $E = \{|X| > \varepsilon\}$ allora

$$\mathbb{E}|X| = \mathbb{E}[|X| 1_E] + \mathbb{E}[|X| 1_{E^c}]. \quad (0.3)$$

Il secondo termine nella (0.3) è stimato con

$$\mathbb{E}[|X| 1_{E^c}] \leq \varepsilon \mathbb{P}(E^c) \leq \varepsilon.$$

Infatti, $E^c = \{|X| \leq \varepsilon\}$ e possiamo stimare $|X| 1_{E^c} \leq \varepsilon 1_{E^c}$ puntualmente.

Il primo termine nella (0.3) è stimato con Hölder, se $\frac{1}{q} = \frac{p-1}{p}$

$$\mathbb{E}[|X| 1_E] \leq \|X\|_p \|1_E\|_q = \|X\|_p \mathbb{P}(|X| > \varepsilon)^{\frac{p-1}{p}}.$$

Esercizio 4. *Enunciare e dimostrare i due lemmi di Borel–Cantelli.*

Esercizio 5. *Siano $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ i.i.d. esponenziali di parametro $\lambda > 0$. Sia a_n una successione crescente e non-negativa. Mostrare che, per ogni $\lambda > 0$ si ha*

$$\mathbb{P} \left[\frac{X_n}{a_n \log n} \rightarrow 0 \right] = 1 \iff a_n \rightarrow \infty.$$

Soluzione: Sia $Y_n := X_n / (a_n \log n)$. Abbiamo

$$\mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon) = \mathbb{P}(X_n > \varepsilon a_n \log n) = n^{-\varepsilon \lambda a_n}, \quad (0.4)$$

Supponiamo che $a_n \rightarrow \infty$. Allora, dalla (0.4) segue che $\mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon)$ è sommabile su $n \in \mathbb{N}$ per ogni $\varepsilon > 0$ e $\lambda > 0$ fissati. Per il primo Lemma di Borel–Cantelli si ha $Y_n \rightarrow 0$ quasi certamente.

Supponiamo ora che $Y_n \rightarrow 0$, \mathbb{P} -q.c. Allora per il secondo Lemma di Borel–Cantelli (le Y_n sono indipendenti) si deve avere $\sum_n \mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon) < \infty$ per ogni $\varepsilon > 0$ (altrimenti l'evento $\{|Y_n| > \varepsilon, \text{ i.o.}\}$ avrebbe probabilità 1). Ma la (0.4) mostra che per avere probabilità sommabili si deve avere $a_n \rightarrow \infty$. Infatti, se avessimo $a_n \leq C$, troveremmo (per qualunque $\lambda > 0$) un $\varepsilon > 0$ così piccolo (basta $\varepsilon = 1/(C\lambda)$) che

$$\sum_n \mathbb{P}(|Y_n| > \varepsilon) \geq \sum_n n^{-\varepsilon \lambda C} = +\infty.$$

Poiché assumiamo a_n crescente, se a_n non ha limite superiore si deve avere necessariamente $a_n \rightarrow \infty$.

Esercizio 6. Siano $\{Y_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ v.a. indipendenti tali che

$$Y_n = \begin{cases} 0 & \text{con prob. } p_n \\ 1 & \text{con prob. } 1 - 2p_n \\ 2 & \text{con prob. } p_n \end{cases} \quad (0.5)$$

dove $p_n \in (0, 1/2)$ e $p_n \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$. Sia

$$Z_n = \prod_{k=1}^n Y_k.$$

1) Calcolare $\mathbb{E}Z_n$

2) Mostrare che $\lim_{n \rightarrow \infty} Z_n = 0$, \mathbb{P} -q.c. se e solo se

$$\sum_{k=1}^{\infty} p_k = \infty.$$

3) Discutere la validità del lemma di Fatou e del suo inverso.

Soluzione:

1) Si ha $\mathbb{E}Y_n = 1$ per ogni n . Per l'indipendenza quindi

$$\mathbb{E}Z_n = \prod_{k=1}^n \mathbb{E}Y_k = 1.$$

2) Notiamo che l'evento $\{Z_n \rightarrow 0\}$ coincide con $E = \cup_n E_n$, dove

$$E_n := \{Z_n = 0\}.$$

Sia $\pi_n = \mathbb{P}(E_n)$. Poiché $E_n \subset E_{n+1}$ per ogni n si ha $\mathbb{P}(E) = \lim_{n \rightarrow \infty} \pi_n$. Allora $\mathbb{P}(E) = 1$ se e solo se $\pi_n \rightarrow 1$ ovvero se e solo se $\mathbb{P}(E_n^c) \rightarrow 0$.

Osserviamo che $E_n^c = \{Z_n \neq 0\}$ coincide l'evento $\{Y_k \neq 0, \forall k = 1, \dots, n\}$. Quindi

$$\mathbb{P}(E_n^c) = (1 - p_1)(1 - p_2) \cdots (1 - p_n).$$

Ora, passando ai logaritmi si ha

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (1 - p_1)(1 - p_2) \cdots (1 - p_n) = 0 \iff \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n \log(1 - p_k) = -\infty.$$

Usando le disuguaglianze elementari

$$-2x \leq \log(1 - x) \leq -x, \quad x \in [0, \frac{1}{2}],$$

si vede allora che la condizione $\mathbb{P}(E_n^c) \rightarrow 0$ è equivalente a $\sum_k p_k = +\infty$.

3) Se $\sum_n p_n = +\infty$ abbiamo dunque $Z_n \rightarrow 0$ q.c. ma per il punto 1) sappiamo che $\mathbb{E}Z_n = 1$ per ogni n . Questo non è in contraddizione con il Lemma di Fatou – che è sempre valido. Il lemma di Fatou inverso al contrario non è valido poiché la Z_n non è dominata (uniformemente in n) da una funzione integrabile.