

Istituzioni di Probabilità
Laurea magistrale in Matematica
Compitino del 29/04/2014

Exercise 1 (punti 9 circa) Sia $\gamma : \mathbb{R} \rightarrow (0, \infty)$ una funzione positiva, continua e strettamente crescente. Diciamo che X è un processo γ -gaussiano se è un processo gaussiano a media nulla e con funzione di covarianza data da $E[X_t X_s] = \gamma(t \wedge s) = \gamma(t) \wedge \gamma(s)$ e traiettorie continue. Dato un processo γ -gaussiano X , detta (a, b) l'immagine di γ , sia $W_t = X_{\gamma^{-1}(t)}$ per $t \in (a, b)$.

1. Si dimostri che W è un moto browniano continuo su (a, b) , cioè un processo gaussiano continuo a media zero e funzione di covarianza $E[W_t W_s] = t \wedge s$.

2. Si supponga (solo in questo punto) che γ sia (localmente) α -hölderiana, per un qualche $\alpha \in (0, 1)$. Dimostrare che esiste una versione del processo X che sia continua e localmente β -hölderiana per ogni $\beta < \frac{\alpha}{2}$.

3. Si dimostri che esiste $W_a = \lim_{t \rightarrow a} W_t$, come limite in media quadratica (sugg.: si usi la proprietà di Cauchy in L^2). Si dimostri poi che il processo W ha q.c. traiettorie continue sull'intervallo $[a, b)$.

Exercise 2 (punti 11 circa) Sia $(X_j)_{j=1,2,\dots}$ una famiglia di v.a. indipendenti a media nulla e varianza $E[X_j^2] = \sigma_j^2$, con $X_0 = 0$, e sia $\mathcal{F}_n = \sigma\{X_0, X_1, \dots, X_n\}$ la filtrazione associata. Si ponga $S_n = \sum_{j=0}^n X_j$ per $n \geq 0$.

1. Si dimostri che S_n e $S_n^2 - \sum_{j=0}^n \sigma_j^2$ sono martingale.

Sia ora τ un tempo d'arresto finito a valori interi positivi, rispetto alla filtrazione data, tale che $E\left[\sum_{j=0}^{\tau} \sigma_j^2\right] < \infty$.

2. Dimostrare che $E[\sup_n S_{\tau \wedge n}^2] \leq CE\left[\sum_{j=0}^{\tau} \sigma_j^2\right]$, per una costante $C > 0$ opportuna (indipendente dalle X_j e da τ).

3. Si dimostri che $E[S_\tau^2] = E\left[\sum_{j=0}^{\tau} \sigma_j^2\right]$.

1 Soluzioni

Esercizio 1. 1) Presi $t_1 \leq \dots \leq t_n$ in (a, b) , il vettore $(W_{t_1}, \dots, W_{t_n})$ è uguale al vettore $(X_{\gamma^{-1}(t_1)}, \dots, X_{\gamma^{-1}(t_n)})$ che è gaussiano per ipotesi. Quindi W è un processo gaussiano. Per un noto teorema di analisi, sotto le ipotesi fatte γ^{-1} è una funzione continua, quindi le traiettorie di W sono continue per composizione di funzioni continue.

La media è nulla: $E[W_t] = E[X_{\gamma^{-1}(t)}] = 0$. Infine

$$E[W_t W_s] = E[X_{\gamma^{-1}(t)} X_{\gamma^{-1}(s)}] = \gamma(\gamma^{-1}(t)) \wedge \gamma(\gamma^{-1}(s)) = t \wedge s.$$

2) Vale $X_t = W_{\gamma(t)}$, $t \in \mathbb{R}$. Quindi, fissato ω tale che $W(\omega)$ sia localmente δ -h\"olderiana per ogni $\delta < \frac{1}{2}$, abbiamo

$$\begin{aligned} |X_t - X_s| &= |W_{\gamma(t)} - W_{\gamma(s)}| \leq C_\delta |\gamma(t) - \gamma(s)|^\delta \\ &\leq C_\delta C_\alpha^\delta |t - s|^{\alpha\delta}. \end{aligned}$$

Dall'arbitrariet\`a di $\delta < \frac{1}{2}$ si deduce il risultato. Alternativamente,

$$E[|X_t - X_s|^p] = E[|W_{\gamma(t)} - W_{\gamma(s)}|^p] \leq C_p |\gamma(t) - \gamma(s)|^{p/2} \leq C_p C_\alpha^{p/2} |t - s|^{\alpha p/2}$$

da cui si deduce il risultato con i soliti ragionamenti (che qui non riportiamo per somiglianza con altri compiti, ma che vanno scritti).

3. L'intervallo (a, b) \`e contenuto in $(0, \infty)$, strettamente o meno; a quindi \`e un umero reale ≥ 0 . Vale

$$E[|W_t - W_{t'}|^2] = |t - t'|$$

quindi, presa una qualsiasi successione $t_n \rightarrow a$, la successione $\{W_{t_n}\}$ \`e di Cauchy in L^2 , quindi ha limite. Il limite non dipende dalla successione t_n , dal momento che esiste per ogni successione data. E' quindi il limite in L^2 di W_t per $t \rightarrow a$. Chiamiamolo W_a . E' una v.a. gaussiana, essendo limite di gaussiane.

Consideriamo il processo $(W_t)_{t \in [a, b)}$. Vale

$$E[|W_t - W_s|^p] \leq C_p |t - s|^{p/2}$$

se $t, s > a$, mentre, se $t > a$,

$$E[|W_t - W_a|^2] = \lim_{n \rightarrow \infty} E[|W_{t_n} - W_a|^2] = \lim_{n \rightarrow \infty} |t_n - a| = |t - a|$$

dove $t_n \rightarrow a$. Inoltre, come sopra, $W_t - W_a$ \`e una v.a. gaussiana, essendo limite di gaussiane. Quindi

$$E[|W_t - W_a|^p] \leq C_p |t - a|^{p/2}.$$

Per il criterio di Kolmogorov esiste una versione continua. Ma essa è indistinguibile da W su (a, b) , essendo entrambi processi continui. E la versione è q.c. uguale a W per $t = a$ (in quanto versione). Quindi, q.c., W e la sua versione coincidono, quindi W è continuo su $[a, b)$.

Esercizio 2. 1. Sono entrambe ovviamente adattate, dipendendo al tempo n dalle X_j solo per $j = 1, \dots, n$; e sono integrabili, perché combinazione lineare finita di v.a. integrabili (le $X_i X_j$, $i, j = 1, \dots, n$, per S_n^2 , coi fattori di quadrato integrabile). Vale poi

$$\begin{aligned} E[S_{n+1}|\mathcal{F}_n] &= E\left[X_{n+1} + \sum_{j=0}^n X_j|\mathcal{F}_n\right] = \sum_{j=0}^n X_j + E[X_{n+1}|\mathcal{F}_n] \\ &= \sum_{j=0}^n X_j + E[X_{n+1}] = \sum_{j=0}^n X_j \end{aligned}$$

dove abbiamo usato il fatto che le X_j , $j = 1, \dots, n$, sono adattate a \mathcal{F}_n mentre la X_{n+1} ne è indipendente. Infine

$$\begin{aligned} E\left[S_{n+1}^2 - \sum_{j=0}^{n+1} \sigma_j^2|\mathcal{F}_n\right] &= E\left[\sum_{i,j=0}^{n+1} X_i X_j|\mathcal{F}_n\right] - \sum_{j=0}^{n+1} \sigma_j^2 \\ &= \sum_{i,j=0}^n X_i X_j + E\left[2\sum_{i=0}^n X_i X_{n+1} + X_{n+1}^2|\mathcal{F}_n\right] - \sum_{j=0}^{n+1} \sigma_j^2 \\ &= \sum_{i,j=0}^n X_i X_j + 2\sum_{i=0}^n X_i E[X_{n+1}|\mathcal{F}_n] + E[X_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] - \sum_{j=0}^{n+1} \sigma_j^2 \\ &= \sum_{i,j=0}^n X_i X_j + 2\sum_{i=0}^n X_i E[X_{n+1}] + E[X_{n+1}^2] - \sum_{j=0}^{n+1} \sigma_j^2 \\ &= \sum_{i,j=0}^n X_i X_j + \sigma_{n+1}^2 - \sum_{j=0}^{n+1} \sigma_j^2 \\ &= \sum_{i,j=0}^n X_i X_j - \sum_{j=0}^n \sigma_j^2. \end{aligned}$$

Abbiamo verificato tutte le condizioni richieste.

2. Anche il processo $S_{n \wedge \tau}$ è una martingala, quindi, per la disuguaglianza di

Doob, per ogni $N \geq 1$ vale

$$E \left[\sup_{n \leq N} S_{\tau \wedge n}^2 \right] \leq 4E [S_{\tau \wedge N}^2].$$

Ma anche $S_{\tau \wedge n}^2 - \sum_{j=0}^{\tau \wedge n} \sigma_j^2$ è una martingala, quindi

$$E \left[S_{\tau \wedge N}^2 - \sum_{j=0}^{\tau \wedge N} \sigma_j^2 \right] = E \left[S_{\tau \wedge 0}^2 - \sum_{j=0}^{\tau \wedge 0} \sigma_j^2 \right] = 0$$

da cui $E [S_{\tau \wedge N}^2] = E \left[\sum_{j=0}^{\tau \wedge N} \sigma_j^2 \right]$. Poi, $E \left[\sum_{j=0}^{\tau \wedge N} \sigma_j^2 \right] \leq E \left[\sum_{j=0}^{\tau} \sigma_j^2 \right]$. In conclusione

$$E \left[\sup_{n \leq N} S_{\tau \wedge n}^2 \right] \leq 4E \left[\sum_{j=0}^{\tau} \sigma_j^2 \right].$$

Per convergenza monotona,

$$E \left[\sup_n S_{\tau \wedge n}^2 \right] \leq 4E \left[\sum_{j=0}^{\tau} \sigma_j^2 \right].$$

3. Abbiamo già visto che $E [S_{\tau \wedge N}^2] = E \left[\sum_{j=0}^{\tau \wedge N} \sigma_j^2 \right]$. Per convergenza monotona,

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E \left[\sum_{j=0}^{\tau \wedge N} \sigma_j^2 \right] = E \left[\sum_{j=0}^{\tau} \sigma_j^2 \right].$$

D'altra parte $\lim_{N \rightarrow \infty} S_{\tau \wedge N}^2 = S_{\tau}^2$ q.c. e

$$S_{\tau \wedge N}^2 \leq \sup_n S_{\tau \wedge n}^2 \in L^1$$

(è in L^1 per il punto precedente), quindi per il teorema di convergenza dominata

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E [S_{\tau \wedge N}^2] = E \left[\lim_{N \rightarrow \infty} S_{\tau \wedge N}^2 \right] = E [S_{\tau}^2].$$

Ne discende l'identità da dimostrare.