

Istituzioni di Probabilità
Laurea magistrale in Matematica
prova scritta del 2/9/2013

Exercise 1 (punti 10 circa) Si chiama moto browniano frazionario di indice $H \in (0, 1)$ un processo gaussiano centrato $(B_t^H)_{t \geq 0}$ tale che

$$E [B_t^H B_s^H] = \frac{1}{2} \left(|t|^{2H} + |s|^{2H} - |t - s|^{2H} \right).$$

Si può dimostrare che un tale processo esiste e la sua legge è unica.

1. Mostrare che, nel caso particolare $H = \frac{1}{2}$, esso è un moto browniano. Invece, per $H \neq \frac{1}{2}$, mostrare che le v.a. $B_2^H - B_1^H$ e B_1^H non sono indipendenti.
2. Sia $(B_t^H)_{t \geq 0}$ un moto browniano frazionario di indice $H \in (0, 1)$. Dato $\lambda > 0$, mostrare che $X_t = \lambda^{-H} B_{\lambda t}^H$ è un moto browniano frazionario di indice $H \in (0, 1)$. Mostrare inoltre che $B_t^H - B_s^H$ ha la stessa legge di B_{t-s}^H .
3. Mostrare che $(B_t^H)_{t \geq 0}$ ha una versione continua, γ -hölderiana per ogni $\gamma < H$.

Exercise 2 (punti 10 circa) Sia X una passeggiata aleatoria asimmetrica, definita nel seguente modo: $X_0 = 0$, $X_{n+1} = X_n + 1$ con probabilità $1/2$, $X_{n+1} = X_n - 2$ con probabilità $1/2$, $X_{n+1} - X_n$ indipendente da $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, X_1, \dots, X_n)$. Sia $\lambda > 1$ l'unico numero tale che $\frac{\lambda + \lambda^{-2}}{2} = 1$ (si può dimostrare con metodi elementari di analisi che esiste ed è unico).

1. Si dimostri che λ^{X_n} è una \mathcal{F}_n -martingala.
2. Si deduca che λ^{X_n} converge q.c. per $n \rightarrow +\infty$ e che X_n tende q.c. ad un limite in $[-\infty, +\infty[$ (si ricordi che $\lambda > 1$). Si dimostri che $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = -\infty$. [Sugg.: $|X_n - X_{n-1}| \geq 1$.]
3. Fissato un intero positivo $M > 0$, si definisca $\tau_M = \inf\{n \geq 1 | X_n = M\}$ (infinito se l'insieme è vuoto). Si dimostri che $P\{\tau_M < +\infty\} = \lambda^{-M}$.

Exercise 3 (punti 10 circa) Si consideri sull'intervallo fissato $[0, T]$ l'equazione differenziale stocastica

$$dX_t = -X_t^3 dt + dW_t, \quad X_0 = 0. \quad (1)$$

La funzione $b(x) = -x^3$ non soddisfa la condizione di Lipschitz, per cui il teorema di esistenza e unicità non è applicabile. L'esercizio si propone di colmare (parzialmente) questa lacuna.

1. Fissato, $R > 0$, verificare che vale esistenza ed unicità forte per l'equazione

$$dX_t = -\text{sign}(X_t) (|X_t| \wedge R)^3 dt + dW_t, \quad X_0 = 0.$$

Sia X_t^R la soluzione di questa equazione. Sia $\tau_R = \inf\{t \geq 0 \mid |X_t^R| = R\}$ (infinito se l'insieme è vuoto). Mostrare che, per q.o. ω , per $t \in [0, \tau_R(\omega) \wedge T)$ vale

$$X_t^R(\omega) = - \int_0^t (X_s^R(\omega))^3 ds + W_t(\omega).$$

(Dal punto di vista interpretativo, potremmo dire che X_t^R è una soluzione di (1) su $[0, \tau_R \wedge T)$, una soluzione locale, insoddisfacente se τ_R fosse troppo piccolo. Per questo cercheremo nel seguito di dimostrare che τ_R non è piccolo, per R grande.)

2. Calcolare $d|X_t^R|^2$ e verificare che

$$E \left[|X_t^R|^2 \right] \leq T$$

(o altra costante indipendentemente da R). Dedurre che

$$E \left[\sup_{t \in [0, T]} |X_t^R|^2 \right] \leq 2T^2 + T$$

(o altra costante indipendentemente da R).

3. Dedurre che, fissato $T > 0$ ed $\varepsilon > 0$, esiste $R > 0$ per cui

$$P(\tau_R \geq T) > 1 - \varepsilon.$$

(A livello interpretativo, fissato $T > 0$, X_t^R risolve (1) su $[0, T]$, cioè è una soluzione globale, a meno di probabilità ε .)

1 Soluzioni

Esercizio 1.

1) Posto $B_t = B_t^H$ per $H = \frac{1}{2}$, vale

$$E [B_t B_s] = \frac{1}{2} (|t| + |s| - |t - s|) = \begin{cases} \frac{1}{2} (t + s - t + s) & \text{per } t \geq s \\ \frac{1}{2} (t + s + t - s) & \text{per } t < s \end{cases}$$

quindi $E [B_t B_s] = t \wedge s$ in entrambi i casi. Il processo B è un moto browniano.

Inoltre, per $0 < s < t$, vale

$$\begin{aligned} E [(B_t^H - B_s^H) B_s^H] &= E [B_t^H B_s^H] - E [B_s^H B_s^H] \\ &= \frac{1}{2} (|t|^{2H} + |s|^{2H} - |t - s|^{2H}) - |s|^{2H} \\ &= \frac{1}{2} (|t|^{2H} - |s|^{2H} - |t - s|^{2H}). \end{aligned}$$

Per $H = \frac{1}{2}$, è zero (compatibile col fatto che è un moto browniano). Per $H \neq \frac{1}{2}$ e $t = 2, s = 1$, vale $\frac{1}{2} (|2|^{2H} - 2) \neq 0$ (mentre $E [(B_t^H - B_s^H)] E [B_s^H] = 0$) quindi $B_2^H - B_1^H$ e B_1^H non sono indipendenti, perché non sono scorrelate.

2) Il processo X è gaussiano e centrato (argomentare). Vale

$$\begin{aligned} E [X_t X_s] &= \lambda^{-2H} E [B_{\lambda t}^H B_{\lambda s}^H] = \frac{\lambda^{-2H}}{2} (|\lambda t|^{2H} + |\lambda s|^{2H} - |\lambda t - \lambda s|^{2H}) \\ &= \frac{1}{2} (|t|^{2H} + |s|^{2H} - |t - s|^{2H}) \end{aligned}$$

quindi X soddisfa le condizioni del moto browniano frazionario di indice $H \in (0, 1)$.

Inoltre, B_t^H è una v.a. gaussiana centrata di varianza

$$E [B_t^H B_t^H] = |t|^{2H}$$

per cui $B_{t-s}^H \sim N(0, |t-s|^{2H})$. Infine $B_t^H - B_s^H$ è una v.a. gaussiana centrata di varianza

$$\begin{aligned} E [(B_t^H - B_s^H)^2] &= E [B_t^H B_t^H] + E [B_s^H B_s^H] - 2E [B_t^H B_s^H] \\ &= |t|^{2H} + |s|^{2H} - 2 \frac{1}{2} (|t|^{2H} + |s|^{2H} - |t - s|^{2H}) \\ &= |t - s|^{2H} \end{aligned}$$

quindi ha la stessa legge di B_{t-s}^H .

3) Per una nota proprietà delle gaussiane centrate, per ogni $n \in \mathbb{N}$ esiste una costante $C_n > 0$ tale che

$$E[(B_t^H - B_s^H)^n] = C_n E[(B_t^H - B_s^H)^2]^{n/2}.$$

Quindi

$$E[(B_t^H - B_s^H)^n] \leq C_n |t - s|^{nH} = C_n |t - s|^{1+(nH-1)}$$

quindi, se n soddisfa $nH - 1 > 0$, c'è una versione continua, γ -hölderiana per ogni $\gamma < \frac{nH-1}{n}$. Per l'arbitrarietà di n (ed il solito ragionamento sulla coincidenza delle diverse versioni, quando sono già continue), la versione continua è γ -hölderiana per ogni $\gamma < H$.

Esercizio 2.

1) La generica v.a. X_n assume solo un numero finito di valori (per induzione) e quindi $M_n = \lambda^{X_n}$ è integrabile. Ovviamente è anche adattata. Poniamo $Y_n = X_{n+1} - X_n$; la v.a. Y_n è indipendente da \mathcal{F}_n ; e vale 1 con probabilità 1/2, -2 con probabilità 1/2.

Vale

$$E[\lambda^{X_{n+1}} | \mathcal{F}_n] = E[\lambda^{X_n + Y_n} | \mathcal{F}_n] = E[\lambda^{X_n} \lambda^{Y_n} | \mathcal{F}_n] = \lambda^{X_n} E[\lambda^{Y_n} | \mathcal{F}_n] = \lambda^{X_n}$$

(quindi M è una martingala), in quanto

$$E[\lambda^{Y_n} | \mathcal{F}_n] = E[\lambda^{Y_n}] = \lambda^1 \frac{1}{2} + \lambda^{-2} \frac{1}{2} = 1.$$

2) Siccome $M_n = \lambda^{X_n} > 0$, per un noto teorema esiste il limite quasi certo $\theta = \lim_{n \rightarrow \infty} \lambda^{X_n} \geq 0$. Quindi X_n tende ad un limite (aleatorio) $L \in [-\infty, +\infty[$. Se per assurdo fosse $L \in \mathbb{R}$, varrebbe $\lim_{n \rightarrow \infty} |X_{n+1} - X_n| = 0$, mentre $|Y_n| \geq 1$. Quindi $L = -\infty$.

3) Per il teorema d'arresto, per ogni $n \geq 1$

$$1 = E[M_{\tau_M \wedge n}] = E[\lambda^{X_{\tau_M \wedge n}}] = E[\lambda^{X_{\tau_M \wedge n}} 1_{\tau_M < \infty}] + E[\lambda^{X_{\tau_M \wedge n}} 1_{\tau_M = \infty}].$$

Per $n \rightarrow \infty$, sull'evento $\{\tau_M < \infty\}$ vale $\lim_{n \rightarrow \infty} X_{\tau_M \wedge n} = X_{\tau_M} = X_M$, mentre su $\{\tau_M = \infty\}$ vale $\lim_{n \rightarrow \infty} X_{\tau_M \wedge n} = \lim_{n \rightarrow \infty} X_n = -\infty$ (per il punto 2). Se possiamo applicare un teorema di passaggio al limite sotto il segno di integrale, troviamo

$$1 = E[\lambda^{X_{\tau_M}} 1_{\tau_M < \infty}] = E[\lambda^M 1_{\tau_M < \infty}] = \lambda^M P(\tau_M < \infty)$$

da cui la tesi. Ora, il processo X_n cresce al massimo di un'unità per volta e parte da 0, quindi esso è compreso in $(-\infty, M]$ (sia che $\tau_M < \infty$ sia che $\tau_M = \infty$), quindi $\lambda^{X_M} \in (0, \lambda^M]$, per cui possiamo applicare il teorema di convergenza dominata.

Esercizio 3.

1) La funzione $b_R(x) = -\text{sign}(x) (|x| \wedge R)^3$ vale $-x^3$ per $|x| \leq R$, che è lipschitziana, poi vale $-R^3$ per $x > R$ ed R^3 per $x < -R$, entrambe lipschitziane; e collegate con continuità al pezzo centrale, quindi b_R è globalmente lipschitziana.

Vale, per q.o. ω ,

$$X_t^R(\omega) = - \int_0^t b_R(X_s^R(\omega)) ds + W_t(\omega)$$

per ogni $t \geq 0$. Se ci restringiamo a $t \in [0, \tau_R(\omega))$, vale $|X_t^R(\omega)| < R$ (per continuità delle traiettorie, essendo $X_0^R(\omega) = 0$), quindi $b_R(X_s^R(\omega)) = -\text{sign}(X_s^R(\omega)) |X_s^R(\omega)|^3 = -(X_s^R(\omega))^3$ per $s \in [0, t]$, sempre con $t \in [0, \tau_R(\omega))$.

2)

$$d|X_t^R|^2 = -2|X_t^R| (|X_t^R| \wedge R)^3 dt + 2X_t^R dW_t + dt \leq 2X_t^R dW_t + dt$$

$$|X_t^R|^2 \leq \int_0^t 2X_s^R dW_s + t$$

e siccome $E \left[\int_0^t 2X_s^R dW_s \right] = 0$,

$$E \left[|X_t^R|^2 \right] \leq t \leq T.$$

Poi vale

$$\begin{aligned} E \left[\sup_{t \in [0, T]} |X_t^R|^2 \right] &\leq E \left[\sup_{t \in [0, T]} \left| \int_0^t 2X_s^R dW_s \right| \right] + T \\ &\leq E \left[\sup_{t \in [0, T]} \left| \int_0^t 2X_s^R dW_s \right|^2 \right]^{1/2} + T \end{aligned}$$

da cui, per la disuguaglianza di Doob,

$$\begin{aligned} &\leq E \int_0^T 2|X_s^R|^2 ds + T \\ &\leq 2T^2 + T \end{aligned}$$

dal risultato precedente.

3) Per la disuguaglianza di Chebyshev,

$$P\left(\sup_{t \in [0, T]} |X_t^R| \geq R\right) \leq \frac{E\left[\sup_{t \in [0, T]} |X_t^R|^2\right]}{R^2} \leq \frac{16T^2 e^{4T} + T}{R^2}.$$

Fissato $\varepsilon > 0$, prendiamo R tale che $\frac{16T^2 e^{4T} + T}{R^2} < \varepsilon$. Vale

$$P\left(\sup_{t \in [0, T]} |X_t^R| < R\right) \geq 1 - \varepsilon$$

e quindi $P(\tau_R \geq T) > 1 - \varepsilon$. Infatti, se $\sup_{t \in [0, T]} |X_t^R| < R$ allora $\tau_R \geq T$.