

Istituzioni di Probabilità
 Laurea magistrale in Matematica
 prova scritta del 14/2/2013

Exercise 1. (punti 9+) Sia $X = (X(t, x))_{t,x}$ un processo stocastico a valori reali, avente come parametro la coppia $(t, x) \in [0, 1] \times \mathbb{R}$. Supponiamo che X sia gaussiano, con media $m(t, x) = E[X(t, x)] = x$ e covarianza

$$C(t, s, x, y) = E[(X(t, x) - x)(X(s, y) - y)] = (t \wedge s) \exp(-|x - y|^2).$$

Supponiamo inoltre che valga $X(0, x) = x$ q.c., per ogni $x \in \mathbb{R}$.

1. Si dimostri che, per ogni $x \in \mathbb{R}$, il processo $t \mapsto X(t, x) - x$ è un moto browniano.
2. Si dimostri che, per ogni $h \in \mathbb{R}$, il processo $Y(t, x) := X(t, x + h) - h$ ha la stessa legge di X .
3. Si verifichi che

$$E[|X(t, x) - X(s, y)|^2] \leq C|t - s| + C'|x - y|^2$$

per opportune costanti positive C, C' .

4. (facoltativo) Si dimostri che esiste una modificazione a traiettorie continue in (t, x) .

Exercise 2. (punti 13) Sia (Ω, \mathcal{A}, P) uno spazio di probabilità e $(\mathcal{F}_n)_n$ una filtrazione. Sia $Y = (Y_n)_n$ un processo adattato, con ciascuna Y_n non negativa e limitata. Poniamo

$$\begin{aligned} X_0 &= 0, & X_n &= \sum_{j=1}^n Y_j & \text{per } n \geq 1 \\ A_0 &= 0, & A_n &= \sum_{j=1}^n E[Y_j | \mathcal{F}_{j-1}] & \text{per } n \geq 1 \\ Z_n &= X_n - A_n. \end{aligned}$$

1. Si dimostri che X è una submartingala (rispetto a $(\mathcal{F}_n)_n$) e che Z è una martingala.
2. Per $a > 0$ sia $\tau_a = \min\{n \geq 0 : A_{n+1} \geq a\}$ se l'insieme non è vuoto, $\tau_a = \infty$ altrimenti. Si dimostri che τ_a è un tempo d'arresto, rispetto a $(\mathcal{F}_n)_n$.
3. Si dimostri che $Z_{n \wedge \tau_a} \geq -a$.
4. Si deduca che, sull'insieme in cui A converge, Z e quindi X convergono q.c. (si ricordi che $Z_{n \wedge \tau_a}$ è una martingala).

5. Sia $(B_j)_j$ una successione di eventi di Ω tali che $(1_{B_j})_j$ è un processo adattato. Sia Ω_0 l'insieme in cui converge la serie $\sum_j E[1_{B_j} | \mathcal{F}_{j-1}]$. Allora, per quasi ogni $\omega \in \Omega_0$, vale $\omega \in B_j$ solo per un numero finito di indici j .

Exercise 3. (punti 8) Si consideri la seguente equazione differenziale uni-dimensionale:

$$dX_t = -f'(X_t) dt + \sigma f'(X_t) dB_t, \quad X_0 = x_0$$

dove x_0 e σ sono numeri reali, $f \in C^2(\mathbb{R})$, con $f \geq 0$ ed entrambe $|f'(x)|$ ed $|f''(x)|$ uniformemente limitate. Si dimostrino le seguenti affermazioni.

1. C'è una soluzione unica, appartenente a $M_B^2[0, T]$ per ogni $T > 0$.
2. Se $f'(x_0) = 0$, allora $X_t = x_0$ per ogni $t \geq 0$.
3. Se $\sigma = 0$, allora $f(X_t)$ è una funzione differenziabile non crescente.
4. Se $f'' \leq \frac{2}{\sigma^2}$, allora la funzione $E[f(X_t)]$ è non crescente.

1 Soluzioni

Esercizio 1.

1. Il processo $t \mapsto B(t) := X(t, x) - x$ ha le seguenti proprietà: i) è gaussiano; ii) ha media nulla; iii) ha covarianza $C(t, s) = t \wedge s$. In base ad una proposizione del corso (Prop. 18), è un moto browniano. Le proprietà suddette sono tutte immediate da verificare.

2. Se verifichiamo che Y è gaussiano ed ha le stesse funzioni media e covarianza di X , allora ha la stessa legge. Siano $(t_1, x_1), \dots, (t_n, x_n)$ punti di $[0, 1] \times \mathbb{R}$. Il vettore aleatorio $(Y(t_1, x_1), \dots, Y(t_n, x_n))$ è dato da $(X(t_1, x_1 + h) - h, \dots, X(t_n, x_n + h) - h)$, quindi è gaussiano in quanto trasformazione affine di $(X(t_1, x_1 + h), \dots, X(t_n, x_n + h))$ che è gaussiano (è il processo X calcolato nei punti $(t_1, x_1 + h), \dots, (t_n, x_n + h)$). Quindi Y è gaussiano. Ha media pari a x :

$$E[Y(t, x)] = E[X(t, x + h) - h] = x + h - h = x$$

Infine, detta sempre $C(t, s, x, y)$ la covarianza di X ,

$$\begin{aligned} E[(Y(t, x) - x)(Y(s, y) - y)] &= E[(X(t, x + h) - h - x)(X(s, y + h) - h - y)] \\ &= (t \wedge s) \exp\left(-|(x + h) - (y + h)|^2\right) = C(t, s, x, y). \end{aligned}$$

3.

$$\begin{aligned} E\left[|X(t, x) - X(s, y)|^2\right] &= E\left[|X(t, x) - x + x - y + X(s, y) - y|^2\right] \\ &\leq 2|x - y|^2 + 2E\left[|X(t, x) - x + X(s, y) - y|^2\right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E\left[|X(t, x) - x + X(s, y) - y|^2\right] &= C(t, t, x, x) + C(s, s, y, y) - 2C(t, s, x, y) \\ &= t + s - 2s \exp\left(-|x - y|^2\right) \\ &= t - s + 2s \left(1 - \exp\left(-|x - y|^2\right)\right) \\ &\leq |t - s| + 2 \left(1 - \exp\left(-|x - y|^2\right)\right). \end{aligned}$$

Inoltre, per $r > 0$,

$$1 - \exp(-r) \leq r.$$

Mettendo tutto insieme,

$$\begin{aligned} E\left[|X(t, x) - X(s, y)|^2\right] &\leq 2|x - y|^2 + 2|t - s| + 4|x - y|^2 \\ &= 2|t - s| + 6|x - y|^2. \end{aligned}$$

Esercizio 2.

1. Il processo X è integrabile (a qualsiasi potenza) perché somma di v.a. limitate; le speranze condizionali di v.a. limitate sono integrabili a qualsiasi potenza, quindi anche il processo A lo è; e quindi, infine, anche Z lo è. Sono poi tutti adattati per ovvie ragioni. Vale, per $n \geq 1$,

$$\begin{aligned} E[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] &= E \left[\sum_{j=1}^n Y_j | \mathcal{F}_{n-1} \right] = \sum_{j=1}^n E[Y_j | \mathcal{F}_{n-1}] \\ &= E[Y_n | \mathcal{F}_{n-1}] + \sum_{j=1}^{n-1} Y_j = E[Y_n | \mathcal{F}_{n-1}] + X_{n-1} \\ &\geq X_{n-1} \quad q.c. \end{aligned}$$

dove in un passaggio intermedio abbiamo usato il fatto che $E[Y_j | \mathcal{F}_{n-1}] = Y_j$ per $j \leq n-1$ in quanto tali Y_j sono \mathcal{F}_{n-1} misurabili, ed all'ultimo passaggio abbiamo usato il fatto che, essendo $Y_n \geq 0$, anche $E[Y_n | \mathcal{F}_{n-1}] \geq 0$, q.c.. Quindi X è una submartingala. Invece, dal momento che $E[Y_j | \mathcal{F}_{j-1}]$ è \mathcal{F}_{n-1} misurabile per ogni $j \leq n$, anche A_n è \mathcal{F}_{n-1} misurabile, quindi

$$E[A_n | \mathcal{F}_{n-1}] = A_n.$$

Pertanto

$$\begin{aligned} E[Z_n | \mathcal{F}_{n-1}] &= E[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] - E[A_n | \mathcal{F}_{n-1}] \\ &= E[Y_n | \mathcal{F}_{n-1}] + X_{n-1} - A_n \\ &= X_{n-1} - A_{n-1} \end{aligned}$$

(in quanto $E[Y_n | \mathcal{F}_{n-1}] = A_n - A_{n-1}$) quindi $E[Z_n | \mathcal{F}_{n-1}] = Z_{n-1}$, ovvero Z è una martingala.

2. Dobbiamo dimostrare che, per ogni n , l'evento $\{\tau_a \leq n\}$ appartiene ad \mathcal{F}_n . Vale

$$\{\tau_a \leq n\} = \bigcup_{m \leq n} \{A_{m+1} \geq a\}$$

e tutti questi eventi stanno in \mathcal{F}_n , in particolare $\{A_{n+1} \geq a\}$, perché A_n è \mathcal{F}_{n-1} misurabile.

3. Vale

$$Z_{n \wedge \tau_a} = X_{n \wedge \tau_a} - A_{n \wedge \tau_a} \geq -A_{n \wedge \tau_a}$$

in quanto X è un processo non negativo. Dato $\omega \in \Omega$, $A_{j+1}(\omega) < a$ per $j < \tau_a(\omega)$, ovvero $A_k(\omega) < a$ per $k < \tau_a(\omega) + 1$. Siccome $n \wedge \tau_a(\omega) < \tau_a(\omega) + 1$, vale $A_{n \wedge \tau_a(\omega)}(\omega) < a$, quindi $Z_{n \wedge \tau_a(\omega)}(\omega) \geq -a$.

4. Essendo $Z_{n \wedge \tau_a}$ una martingala limitata dal basso da una costante, $Z_{n \wedge \tau_a}$ converge. Sia $\Omega_0 \subset \Omega$ l'insieme in cui A converge. Sia

$$\Omega_a = \left\{ \sup_{n \geq 0} A_n < a \right\}.$$

Vale $\Omega_0 \subset \cup_{a \in \mathbb{N}} \Omega_a$. Su Ω_a vale $\tau_a = \infty$, quindi $Z_{n \wedge \tau_a} = Z_n$ per ogni n , quindi anche Z_n converge. Questo accade quindi su $\cup_{a \in \mathbb{N}} \Omega_a$ e quindi in particolare su Ω_0 .

5. Dal punto precedente si deduce che $\sum_j 1_{B_j}(\omega) < \infty$ per quasi ogni $\omega \in \Omega_0$, da cui la tesi.

Esercizio 3.

1. Basta osservare che, essendo $|f''(x)| \leq C$, la funzione $f'(x)$ è lipschitziana, quindi lo sono entrambi i coefficienti dell'equazione (pertanto si può applicare il teorema di esistenza ed unicità).

2. Basta osservare che $X_t = x_0$ per ogni $t \geq 0$ è soluzione (verifica l'identità integrale) e quindi è la soluzione, per quanto detto al punto precedente.

3. Se $\sigma = 0$, stiamo esaminando l'equazione differenziale ordinaria

$$X'_t = -f'(X_t), \quad X_0 = x_0$$

che ha una ed una sola soluzione X_t , funzione deterministica, differenziabile. Vale

$$\frac{d}{dt} f(X_t) = f'(X_t) X'_t = -f'(X_t)^2 \leq 0$$

quindi la funzione $f(X_t)$ è non crescente.

4. Per la formula di Itô,

$$\begin{aligned} df(X_t) &= f'(X_t) dX_t + \frac{1}{2} f''(X_t) d[X, X]_t \\ &= -f'(X_t)^2 dt + f'(X_t) \sigma f'(X_t) dB_t + \frac{1}{2} f''(X_t) (\sigma f'(X_t))^2 dt \end{aligned}$$

ovvero

$$\begin{aligned} f(X_t) &= f(x_0) + \int_0^t \left(\frac{\sigma^2}{2} f''(X_s) f'(X_s)^2 - f'(X_s)^2 \right) ds + \int_0^t \sigma f'(X_s)^2 dB_s \\ &\leq f(x_0) + \int_0^t \left(f'(X_s)^2 - f'(X_s)^2 \right) ds + \int_0^t \sigma f'(X_s)^2 dB_s \\ &= f(x_0) + \int_0^t \sigma f'(X_s)^2 dB_s \end{aligned}$$

dove abbiamo usato l'ipotesi $f'' \leq \frac{2}{\sigma^2}$. Essendo $|f'(x)| \leq C$, l'integrando è di classe M^2 , quindi $E \left[\int_0^t \sigma f'(X_s)^2 dB_s \right] = 0$. Quindi

$$E[f(X_t)] \leq f(x_0).$$

Ripetendo lo stesso ragionamento tra due generici tempi $0 \leq t_0 \leq t$, si ottiene $E[f(X_t)] \leq E[f(X_{t_0})]$, cioè che $E[f(X_t)]$ è non crescente.