

Istituzioni di Probabilità
Laurea magistrale in Matematica
9 Settembre 2014

Esercizio 1. (*punti 10+1.5*) Sia (Ω, \mathcal{F}, P) uno spazio di probabilità. Sia $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ una successione di v.a. indipendenti, gaussiane standard (media zero e varianza uno). Sia $(f_n)_{n \in \mathbb{N}}$ una successione di funzioni continue, $f_n : [0, T] \rightarrow \mathbb{R}$, tali che

$$\int_0^T f_n(t) f_k(t) dt = \delta_{nk} \quad \text{per ogni } n, k \in \mathbb{N}$$

($\delta_{nk} = 0$ per $n \neq k$, $\delta_{nn} = 1$ per ogni $n \in \mathbb{N}$). Sia $(\lambda_n)_{n \in \mathbb{N}}$ una successione numerica tale che $\sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 < \infty$.

i) Verificare che la serie di funzioni aleatorie $(\omega, t) \mapsto \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n X_n(\omega) f_n(t)$ converge in media quadratica in (ω, t) (cioè esiste una funzione di quadrato integrabile $\xi : \Omega \times [0, T] \rightarrow \mathbb{R}$ tale che $E \left[\int_0^T |\xi_N(t) - \xi(t)|^2 dt \right] \rightarrow 0$ per $N \rightarrow \infty$, dove ξ_N sono le somme parziali della serie). (Sugg.: si usi la completezza dello spazio $L^2(\Omega \times [0, T])$).

Usando il teorema di Fubini-Tonelli, si può dimostrare (questo è facoltativo) che esiste una sottosuccessione $(N_k)_{k \in \mathbb{N}}$ divergente di interi positivi, un insieme $\Upsilon \subset [0, T]$ di misura di Lebesgue piena (cioè pari a T) ed un processo stocastico $(\xi(t))_{t \in \Upsilon}$, tali che $\xi_{N_k}(t) \rightarrow \xi(t)$ in $L^2(\Omega)$, per ogni $t \in \Upsilon$. Nel seguito faremo riferimento a questo processo.

ii) Verificare che $(\xi(t))_{t \in \Upsilon}$ è un processo gaussiano (si può usare la stabilità della gaussianità sotto convergenza in media quadratica). Calcolarne le funzioni valor medio $m(t)$ e covarianza $c(t, s)$.

iii) Si verifichi che, se $\sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 \|f'_n\|_{\infty}^2 < \infty$ (dove $\|f'_n\|_{\infty} = \max_{t \in [0, T]} |f'_n(t)|$), allora $(\xi(t))_{t \in \Upsilon}$ soddisfa la condizione, simile a quella che serve per applicare il teorema di regolarità di Kolmogorov,

$$E [|\xi(t) - \xi(s)|^p] \leq C_p |t - s|^p, \quad \text{per ogni } t, s \in \Upsilon$$

per ogni $p \geq 2$ e per opportune costanti $C_p > 0$.

iv) Facoltativo: dedurre che esiste un'estensione $(\xi(t))_{t \in [0, T]}$ del processo precedente, γ -hölderiana per ogni $\gamma \in (0, 1)$, e che essa è, nel senso dei processi indistinguibili, la stessa a partire da qualsiasi sottosuccessione $(N_k)_{k \in \mathbb{N}}$ con le proprietà dette sopra.

Esercizio 2. (*punti 10*) Sia $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$ una martingala di quadrato integrabile, rispetto ad una filtrazione $(\mathcal{F}_n)_{n \in \mathbb{N}}$. Sia $(\alpha_n)_{n \in \mathbb{N}}$ una successione di numeri positivi. Definiamo il processo $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ ponendo $X_1 = M_1$, $X_n = X_{n-1} + \frac{1}{\alpha_n} (M_n - M_{n-1})$, per $n \geq 2$.

i) Si dimostri che X è una martingala (sempre rispetto a $(\mathcal{F}_n)_{n \in \mathbb{N}}$) e che $E[X_n^2] = E[X_{n-1}^2] + \frac{1}{\alpha_n^2} E[M_n^2 - M_{n-1}^2]$.

ii) Si deduca che, se $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{E[M_n^2]}{\alpha_n^2} < \infty$, allora X converge quasi certamente.

iii) Discutere anche la convergenza L^1 ed L^2 .

Esercizio 3. (*punti 10+1.5*) Sia (Ω, \mathcal{F}, P) uno spazio di probabilità, $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ una filtrazione, $(B_t)_{t \geq 0}$ un moto browniano. Presa una funzione continua e limitata $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, fissato arbitrariamente $t \geq 0$, indichiamo con $P_t \varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ la funzione definita da

$$(P_t \varphi)(x) = E[\varphi(x + B_t)].$$

- i) Mostrare che $P_t \varphi$ è continua e limitata.
- ii) Mostrare che $P_t \varphi$ è differenziabile, per $t > 0$, e vale

$$\frac{d}{dx} (P_t \varphi)(x) = \frac{1}{t} E[\varphi(x + B_t) B_t].$$

- iii) Mostrare che

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{(P_\epsilon \varphi)(x) - \varphi(x)}{\epsilon} = \frac{\varphi''(x)}{2}$$

per ogni funzione φ di classe C^2 con derivate limitate.

- iv) Facoltativo: generalizzare il punto (iii) al caso in cui $x + B_t$ sia sostituito dalla soluzione X_t^x dell'equazione differenziale stocastica

$$dX_t^x = b(t, X_t^x) dt + \sigma(t, X_t^x) dB_t, \quad X_0^x = x.$$

1 Soluzioni

Esercizio 1. i) Basta verificare che la successione $(\xi_N)_{N \in \mathbb{N}}$ è di Cauchy in $L^2(\Omega \times [0, T])$. Se $M > N$, vale

$$\xi_M(t) - \xi_N(t) = \sum_{n=N+1}^M \lambda_n X_n f_n(t)$$

da cui

$$\begin{aligned} E \left[\int_0^T |\xi_M(t) - \xi_N(t)|^2 dt \right] &= E \left[\int_0^T \left| \sum_{n=N+1}^M \lambda_n X_n f_n(t) \right|^2 dt \right] \\ &= \sum_{n,k=N+1}^M \lambda_n \lambda_k \int_0^T f_n(t) f_k(t) dt E[X_n X_k] \\ &= \sum_{n=N+1}^M \lambda_n^2 E[X_n^2] = \sum_{n=N+1}^M \lambda_n^2 \end{aligned}$$

(abbiamo usato ad un certo punto l'ortogonalità o delle X o delle f). Preso $\varepsilon > 0$, siccome $\sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 < \infty$, esiste N_0 tale che per ogni $M > N > N_0$ vale $\sum_{n=N+1}^M \lambda_n^2 < \varepsilon$. Ne discende che $(\xi_N)_{N \in \mathbb{N}}$ è di Cauchy in $L^2(\Omega \times [0, T])$.

ii) Dobbiamo verificare che, per ogni $t_1, \dots, t_n \in \Upsilon$, il vettore aleatorio $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$ è gaussiano. Il vettore $(\xi_N(t_1), \dots, \xi_N(t_n))$ è (innanzi tutto ben definito, per ogni scelta dei parametri, perché le funzioni f_n sono continue; poi è) gaussiano, perché trasformazione lineare del vettore gaussiano (X_1, \dots, X_N) . Il vettore $(\xi_{N_k}(t_1), \dots, \xi_{N_k}(t_n))$ converge, per $k \rightarrow \infty$, in $L^2(\Omega; \mathbb{R}^n)$, a $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$, quindi $(\xi(t_1), \dots, \xi(t_n))$ è gaussiano. Vale poi, per $t \in \Upsilon$,

$$m(t) = E[\xi(t)] = \lim_{k \rightarrow \infty} E \left[\sum_{n=1}^{N_k} \lambda_n X_n f_n(t) \right] = 0$$

perché $E \left[\sum_{n=1}^{N_k} \lambda_n X_n f_n(t) \right] = \sum_{n=1}^{N_k} \lambda_n E[X_n] f_n(t) = 0$ (le X_n hanno media nulla); e per $t, s \in \Upsilon$ (usando il fatto che la convergenza L^2 detta sopra implica la convergenza L^1 di $\xi_{N_k}(t) \xi_{N_k}(s)$)

$$\begin{aligned} c(t, s) &= E[\xi(t) \xi(s)] = \lim_{k \rightarrow \infty} E[\xi_{N_k}(t) \xi_{N_k}(s)] \\ &= \lim_{k \rightarrow \infty} E \left[\sum_{n=1}^{N_k} \lambda_n X_n f_n(t) \sum_{n'=1}^{N_k} \lambda_{n'} X_{n'} f_{n'}(s) \right] \\ &= \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n, n'=1}^{N_k} \lambda_n \lambda_{n'} E[X_n X_{n'}] f_n(t) f_{n'}(s) = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^{N_k} \lambda_n^2 f_n(t) f_n(s) \end{aligned}$$

perché $E[X_n X_{n'}] = \delta_{n,n'}$ (per l'indipendenza, la media nulla e la varianza unitaria)

$$= \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 f_n(t) f_n(s).$$

Si noti che la serie $\sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 f_n(t) f_n(s)$ converge assolutamente (ed anche uniformemente in (t, s)) in quanto $\sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 |f_n(t) f_n(s)| \leq \|f_n\|_{\infty}^2 \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 < \infty$.

iii)

$$\begin{aligned} E \left[|\xi(t) - \xi(s)|^2 \right] &= c(t, t) + c(s, s) - 2c(t, s) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 f_n^2(t) + \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 f_n^2(s) - 2 \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 f_n(t) f_n(s) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 (f_n^2(t) + f_n^2(s) - 2f_n(t) f_n(s)) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 (f_n(t) - f_n(s))^2 \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \lambda_n^2 \|f_n'\|_{\infty}^2 |t - s|^2 \leq C_2 |t - s|^2. \end{aligned}$$

Usando la gaussianità di $\xi(t) - \xi(s)$,

$$E[|\xi(t) - \xi(s)|^p] \leq C_p |t - s|^p.$$

iv) Il teorema di Kolmogorov che conosciamo è enunciato su intervalli; altre versioni usuali sono enunciate su aperti; mentre qui Υ può essere l'insieme dei punti irrazionali di $[0, T]$, quindi non rientra nelle ipotesi usuali. Ovviamente si può estendere il teorema di Kolmogorov a insiemi più generali ma, volendo fare con i nostri strumenti, bisogna prima estendere il processo a tutto $[0, T]$. Estensioni banali, come quella nulla, poi non soddisfano la disuguaglianza $E[|\xi(t) - \xi(s)|^p] \leq C_p |t - s|^p$ per tutti i valori $t, s \in [0, T]$. Quindi va fatta l'estensione giusta.

Prima si usa l'uniforme continuità di $t \mapsto \xi(t)$ come funzione da Υ in $L^2(\Omega)$ per estendere il processo a tutto $[0, T]$. In questo modo esso è continuo su tutto $[0, T]$, inteso come processo a valori in $L^2(\Omega)$ e quindi la disuguaglianza si estende per continuità a tutti i valori $t, s \in [0, T]$. Poi si applica il teorema di Kolmogorov, nel solito modo.

Esercizio 2. i) Per ricorrenza, $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ è adattato e integrabile. Poi

$$\begin{aligned} E[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] &= E[X_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}] + \frac{1}{\alpha_n} E[M_n - M_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}] \\ &= E[X_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}] = X_{n-1} \end{aligned}$$

per la proprietà di martingala di M , quindi è una martingala. Vale poi

$$E[X_n^2] = E[X_{n-1}^2] + \frac{1}{\alpha_n^2} E[(M_n - M_{n-1})^2] + \frac{2}{\alpha_n^2} E[X_{n-1}(M_n - M_{n-1})].$$

Ora (il seguente fatto può anche essere considerato noto, trovandosi in molti conti del corso),

$$\begin{aligned} E[(M_n - M_{n-1})^2] &= E[M_n^2] + E[M_{n-1}^2] - 2E[M_n M_{n-1}] \\ &= E[M_n^2] + E[M_{n-1}^2] - 2E[E[M_n M_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}]] \\ &= E[M_n^2] + E[M_{n-1}^2] - 2E[E[M_n | \mathcal{F}_{n-1}] M_{n-1}] \\ &= E[M_n^2] + E[M_{n-1}^2] - 2E[M_{n-1}^2] \\ &= E[M_n^2] - E[M_{n-1}^2]. \end{aligned}$$

Inoltre,

$$\begin{aligned} E[X_{n-1}(M_n - M_{n-1})] &= E[E[X_{n-1}(M_n - M_{n-1}) | \mathcal{F}_{n-1}]] \\ &= E[X_{n-1} E[M_n - M_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}]] = 0 \end{aligned}$$

per la proprietà di martingala di M . Quindi $E[X_n^2] = E[X_{n-1}^2] + \frac{1}{\alpha_n^2} E[M_n^2 - M_{n-1}^2]$.

ii) Quindi

$$\begin{aligned} E[X_n^2] &\leq E[X_{n-1}^2] + \frac{E[M_n^2]}{\alpha_n^2} \leq E[X_{n-2}^2] + \frac{E[M_{n-1}^2]}{\alpha_{n-1}^2} + \frac{E[M_n^2]}{\alpha_n^2} \\ &\leq \dots \leq E[X_1^2] + \frac{E[M_2^2]}{\alpha_2^2} + \dots + \frac{E[M_{n-1}^2]}{\alpha_{n-1}^2} + \frac{E[M_n^2]}{\alpha_n^2} \leq C \end{aligned}$$

da cui discende $E[|X_n|] \leq C'$. Quindi per il teorema di convergenza delle martingale, X_n converge quasi certamente.

iii) Inoltre, valendo una stima uniforme per $E[X_n^2]$, per il teorema di Vitali vale anche la convergenza in L^1 .

Infine, per la convergenza in L^2 , si può o applicare un teorema però non svolto nel corso (citato ad esercitazione), o ragionare così. Dalla definizione,

$$E[(X_n - X_{n-1})^2] = \frac{E[(M_n - M_{n-1})^2]}{\alpha_n^2} = \frac{E[M_n^2] - E[M_{n-1}^2]}{\alpha_n^2} \leq \frac{E[M_n^2]}{\alpha_n^2}$$

da cui discende che X è di Cauchy in L^2 , quindi converge (ed il limite è lo stesso di L^1 perché la convergenza L^2 implica quella L^1).

Esercizio 3. i) Se $x_n \rightarrow x^0$, $\varphi(x_n + B_t(\omega)) \rightarrow \varphi(x^0 + B_t(\omega))$ per ogni ω , perché φ è continua; ed inoltre $|\varphi(x_n + B_t(\omega))| \leq \|\varphi\|_\infty$ (il sup di φ su \mathbb{R}); quindi si può

applicare il teorema di convergenza dominata di Lebesgue e dedurre $E[\varphi(x_n + B_t)] \rightarrow E[\varphi(x^0 + B_t)]$. Questo significa che $P_t\varphi$ è continua. Inoltre è limitata in quanto

$$|E[\varphi(x + B_t)]| \leq E[|\varphi(x + B_t)|] \leq \|\varphi\|_\infty.$$

ii) Vale

$$E[\varphi(x + B_t)] = \int \varphi(x + y) \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{y^2}{2t}} dy = \int \varphi(z) \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(z-x)^2}{2t}} dz.$$

Per $t > 0$, l'integrando è derivabile in x e vale

$$\frac{d}{dx} \varphi(z) \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(z-x)^2}{2t}} = \varphi(z) \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(z-x)^2}{2t}} \frac{z-x}{t}.$$

La derivata è equilimitata dalla costante

$$\frac{1}{t\sqrt{2\pi t}} \|\varphi\|_\infty \sup_{v \in \mathbb{R}} |v| e^{-\frac{v^2}{2t}} < \infty$$

quindi $E[\varphi(x + B_t)]$ è derivabile e vale

$$\begin{aligned} \frac{d}{dx} E[\varphi(x + B_t)] &= \int \varphi(z) \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{(z-x)^2}{2t}} \frac{z-x}{t} dz \\ &= \int \varphi(x + y) \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{y^2}{2t}} \frac{y}{t} dy = \frac{1}{t} E[\varphi(x + B_t) B_t]. \end{aligned}$$

iii) Per la formula di Itô,

$$d\varphi(x + B_t) = \varphi'(x + B_t) dB_t + \frac{1}{2} \varphi''(x + B_t) dt$$

ovvero

$$\varphi(x + B_t) = \varphi(x) + \int_0^t \varphi'(x + B_s) dB_s + \frac{1}{2} \int_0^t \varphi''(x + B_s) ds.$$

Siccome le derivate di φ sono limitate, l'integrando stocastico è di classe M_B^2 , quindi il valore atteso dell'integrale stocastico è zero; e l'integrando deterministico è limitato, quindi integrabile e si applica Fubini-Tonelli. Vale allora

$$E[\varphi(x + B_t)] = \varphi(x) + \frac{1}{2} \int_0^t E[\varphi''(x + B_s)] ds.$$

Pertanto

$$\begin{aligned} \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{(P_\epsilon \varphi)(x) - \varphi(x)}{\epsilon} &= \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{E[\varphi(x + B_\epsilon)] - \varphi(x)}{\epsilon} \\ &= \frac{1}{2} \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{\int_0^\epsilon E[\varphi''(x + B_s)] ds}{\epsilon} = \frac{1}{2} E[\varphi''(x + B_0)] = \frac{\varphi''(x)}{2}. \end{aligned}$$

Abbiamo usato ad un certo punto il teorema fondamentale del calcolo integrale, valido se l'integrando è continuo. La funzione $s \mapsto E[\varphi''(x + B_s)]$ è continua, per ragionamenti identici a quelli del punto (i).

iv) Ora poniamo

$$(P_t\varphi)(x) = E[\varphi(X_t^x)].$$

Quindi

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{(P_\epsilon\varphi)(x) - \varphi(x)}{\epsilon} = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{E[\varphi(X_\epsilon^x)] - \varphi(x)}{\epsilon}.$$

Per la formula di Itô,

$$d\varphi(X_t^x) = \varphi'(X_t^x) b(t, X_t^x) dt + \varphi'(X_t^x) \sigma(t, X_t^x) dB_t + \frac{\sigma^2(t, X_t^x)}{2} \varphi''(X_t^x) dt$$

Usando come sopra che le derivate di φ sono limitate, e mettendo opportune ipotesi su b e σ , si trova

$$E[\varphi(X_t^x)] = \varphi(x) + \int_0^t E\left[\varphi'(X_s^x) b(s, X_s^x) + \frac{1}{2} \sigma^2(s, X_s^x) \varphi''(X_s^x)\right] ds.$$

Pertanto

$$\begin{aligned} \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{(P_\epsilon\varphi)(x) - \varphi(x)}{\epsilon} &= \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{\int_0^\epsilon E\left[\varphi'(X_s^x) b(s, X_s^x) + \frac{1}{2} \sigma^2(s, X_s^x) \varphi''(X_s^x)\right] ds}{\epsilon} \\ &= E\left[\varphi'(X_0^x) b(0, X_0^x) + \frac{1}{2} \sigma^2(0, X_0^x) \varphi''(X_0^x)\right] \\ &= \varphi'(x) b(0, x) + \frac{1}{2} \sigma^2(0, x) \varphi''(x). \end{aligned}$$