

23 ноября 2024 г.

Задача 1.

Пусть $X_t = 2\mathbb{1}_{[0,1]}(t) + 3\mathbb{1}_{(1,3]}(t) - 5\mathbb{1}_{(3,4]}(t)$. Выразите интеграл Ито $\int_0^4 X_t dW_t$ в виде суммы случайных величин; найдите его распределение и дисперсию. Покажите, что случайный процесс $M_t = \int_0^t X_s dW_s$, $0 \leq t \leq 4$ – гауссовский, и найдите его ковариационную функцию.

Решение

Поскольку X_t – простой процесс, принимающий одинаковые значения на промежутках $[0, 1]$, $(1, 3]$ и $(3, 4]$, то $\int_0^4 X_t dW_t = X_0(W_1 - W_0) + X_{1+}(W_3 - W_1) + X_{3+}(W_4 - W_3) = 2(W_1 - W_0) + 3(W_3 - W_1) - 5(W_4 - W_3) \sim \mathcal{N}(0, 47)$. Процесс M_t является гауссовским, поскольку X_t – детерминистический. Пусть $t_1 < t_2$, тогда

$$\begin{aligned} \text{cov}(M_{t_1}, M_{t_2}) &= \mathbb{E} \left[\int_0^{t_1} X_s dW_s \int_0^{t_2} X_s dW_s \right] - \mathbb{E} \left[\int_0^{t_1} X_s dW_s \right] \mathbb{E} \left[\int_0^{t_2} X_s dW_s \right] = \\ &= \mathbb{E} \left[\int_0^{t_1} X_s dW_s \left(\int_0^{t_1} X_s dW_s + \int_{t_1}^{t_2} X_s dW_s \right) \right] = \mathbb{E} \left(\int_0^{t_1} X_s dW_s \right)^2 + \mathbb{E} \left[\int_0^{t_1} X_s dW_s \int_{t_1}^{t_2} X_s dW_s \right] = \\ &= \int_0^{t_1} X_s^2 ds. \end{aligned} \quad (1)$$

Здесь в последнем переходе используется свойство изометрии Ито, а также то, что приросты винеровского процесса на отрезках $[0, t_1]$ и $[t_1, t_2]$ независимы. Далее, поскольку $X_s^2 = 4\mathbb{1}_{[0,1]}(s) + 9\mathbb{1}_{(1,3]}(s) + 25\mathbb{1}_{(3,4]}(s)$, то, вычисляя интеграл Римана (1), можно получить (также подразумевая $t_1 < t_2$)

$$\text{cov}(M_{t_1}, M_{t_2}) = \begin{cases} 4t_1 & t_1 \leq 1 \\ 4 + 9(t_1 - 1) & t_1 \in (1, 3] \\ 22 + 25(t_1 - 3) & t_1 \in (3, 4]. \end{cases}$$

Задача 2.

Пусть $X_t = (1 - t) \int_0^t \frac{dW_s}{1-s}$, где $0 \leq t < 1$. Найдите ковариационную функцию $\text{cov}(X_{t_1}, X_{t_2})$.

Решение

Поскольку $\forall t \mathbb{E} X_t = 0$, нам нужно найти матожидание $X_{t_1} X_{t_2}$. Чтобы не рассматривать произведение интегральных сумм с разными разбиениями, удобнее воспользоваться линейностью интеграла Ито. Пусть $t_1 < t_2$, тогда

$$\begin{aligned} \int_0^{t_2} \frac{dW_s}{1-s} &= \int_0^{t_1} \frac{dW_s}{1-s} + \int_{t_1}^{t_2} \frac{dW_s}{1-s} \Rightarrow \mathbb{E}(X_{t_1}, X_{t_2}) = \\ &= (1 - t_1)(1 - t_2) \mathbb{E} \left[\int_0^{t_1} \frac{dW_s}{1-s} \left(\int_0^{t_1} \frac{dW_s}{1-s} + \int_{t_1}^{t_2} \frac{dW_s}{1-s} \right) \right] = \end{aligned}$$

$$= (1-t_1)(1-t_2)\mathbb{E}\left(\int_0^{t_1} \frac{dW_s}{1-s}\right)^2 + (1-t_1)(1-t_2)\mathbb{E}\left(\int_0^{t_1} \frac{dW_s}{1-s} \int_{t_1}^{t_2} \frac{dW_s}{1-s}\right) \quad (2)$$

Второе слагаемое в (2) равно нулю, поскольку приращения броуновского движения на отрезках $[0, t_1]$ и $[t_1, t_2]$ – независимые и имеют нулевое матожидание. Первое слагаемое в (2) по свойству изометрии Ито равно $\int_0^{t_1} \frac{ds}{(1-s)^2}$. Тогда осталось посчитать интеграл Римана:

$$\begin{aligned} \text{cov}(X_{t_1}, X_{t_2}) &= (1-t_1)(1-t_2) \int_0^{t_1} \frac{1}{(1-s)^2} ds \xrightarrow{v=1-s, ds=-dv} -(1-t_1)(1-t_2) \int_1^{1-t_1} \frac{1}{v^2} dv = \\ &= -\frac{(1-t_1)(1-t_2)}{v} \Big|_{1-t_1}^1 = -1 + t_1 + t_2 - t_1 t_2 + 1 - t_2 = t_1 - t_1 t_2. \end{aligned}$$

Поскольку X_t – гауссовский процесс, по ковариационной функции видим, что это броуновский мост.

Задача 3.

Пусть X_t , $t \geq 0$ – процесс Орнштейна-Уленбека, описываемый уравнением $dX_t = -\frac{X_t}{\theta} dt + \sigma dW_t$, где $\theta > 0$.

- Примените лемму Ито к $Z_t = X_t e^{\frac{t}{\theta}}$ и решите получившееся СДУ относительно Z_t . После этого найдите стационарное распределение процесса X_t – то есть, подберите начальное условие X_0 так, что распределение X_t не меняется во времени.
- Найдите СДУ для процесса $Y_t = |X_t|$.

Решение

- По лемме Ито

$$\begin{aligned} dZ_t &= \frac{\partial Z_t}{\partial X_t} dX_t + \frac{\partial Z_t}{\partial t} dt + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 Z_t}{\partial X_t^2} d[X_t] = e^{\frac{t}{\theta}} dX_t + \frac{X_t}{\theta} e^{\frac{t}{\theta}} dt = \\ &= e^{\frac{t}{\theta}} \left(-\frac{X_t}{\theta} dt + \sigma dW_t \right) + \frac{X_t}{\theta} e^{\frac{t}{\theta}} dt = \sigma e^{\frac{t}{\theta}} dW_t. \end{aligned}$$

Интегрируя полученное СДУ по отрезку $[0, T]$, получаем

$$Z_T = Z_0 + \int_0^T \sigma e^{\frac{t}{\theta}} dW_t,$$

и поскольку подынтегральная функция – детерминистическая, то интеграл Ито – это нормальная случайная величина I_T с нулевым матожиданием и дисперсией, равной

$$= \mathbb{V}(I_T) = \int_0^T \sigma^2 e^{\frac{2t}{\theta}} dt = \frac{\sigma^2 \theta}{2} e^{\frac{2t}{\theta}} \Big|_0^T = \frac{\sigma^2 \theta}{2} \left(e^{\frac{2T}{\theta}} - 1 \right).$$

Переходя обратно к X_t , имеем $X_T = Z_T e^{-\frac{T}{\theta}}$, то есть $X_T = e^{-\frac{T}{\theta}} Z_0 + e^{-\frac{T}{\theta}} I_T$. Для стационарности X_T требуется, чтобы его дисперсия была одинаковой в каждый момент времени T , то есть

$$e^{-\frac{2T}{\theta}} \mathbb{V}Z_0 + e^{-\frac{2T}{\theta}} \frac{\sigma^2 \theta}{2} \left(e^{\frac{2T}{\theta}} - 1 \right) = \frac{\sigma^2 \theta}{2} + e^{-\frac{2T}{\theta}} (\mathbb{V}Z_0 - 1).$$

Полученная дисперсия не зависит от T при $\mathbb{V}Z_0 = 1$.

Примечание: таким образом найдено слабое решение СДУ; его можно представить как функцию от некоторого (не обязательно того же самого, с которым связан процесс X_t) винеровского процесса \hat{W}_t так, что полученное выражение будет иметь все нужные вероятностные характеристики; в частности, условно на X_0 процесс должен иметь нормальное распределение $\mathcal{N}\left(X_0, \frac{\sigma^2\theta}{2}\left(e^{\frac{2T}{\theta}} - 1\right)\right)$. Оказывается, что $X_t = e^{-\frac{t}{\theta}}\sqrt{\frac{\theta\sigma^2}{2}}\hat{W}_{\exp(\frac{2t}{\theta})}$ удовлетворяет всем этим соотношениям и является стационарным гауссовским процессом.

- б) Чтобы избежать концептуальных сложностей, можно выразить $Y_t = \sqrt{X_t^2}$, и использовать лемму Ито сначала, чтобы получить СДУ для $U_t = X_t^2$, а потом для $Y_t = \sqrt{U_t}$.

$$\begin{aligned} dU_t &= \frac{\partial U_t}{\partial X_t} dX_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 U_t}{\partial X_t^2} d[X_t] = 2X_t \left(-\frac{X_t}{\theta} dt + \sigma dW_t \right) + \sigma^2 dt = \left(-\frac{2X_t^2}{\theta} + \sigma^2 \right) dt + 2\sigma X_t dW_t. \\ dY_t &= \frac{\partial Y_t}{\partial U_t} dU_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 Y_t}{\partial U_t^2} d[U_t] = \frac{1}{2} U_t^{-\frac{1}{2}} \left(\left(-\frac{2X_t^2}{\theta} + \sigma^2 \right) dt + 2\sigma X_t dW_t \right) - \frac{1}{8} U_t^{-\frac{3}{2}} 4\sigma^2 X_t^2 dt = \\ &= \frac{1}{2} Y_t^{-1} \left(\left(-\frac{2X_t^2}{\theta} + \sigma^2 \right) dt + 2\sigma X_t dW_t \right) - \frac{1}{2} Y_t^{-3} \sigma^2 Y_t^2 dt = -\frac{|X_t|}{\theta} dt + \text{sign}(X_t) dW_t, \end{aligned} \quad (3)$$

где при выводе (3) использовалось $X_t^2 = Y_t^2$ и $Y_t^{-1} X_t = \frac{X_t}{|X_t|} = \text{sign}(X_t)$.

Задача 4.

Интеграл Стратоновича для процесса X_t , измеримого по фильтрации, порождённой стандартным винеровским процессом W_t , очень похож на интеграл Ито, и определяется как предел сумм

$$\int_{T_0}^{T_1} X_t dW_t = \lim_{\Delta t_i \rightarrow 0} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{2} (X_{t_{i+1}} + X_{t_i}) (W_{t_{i+1}} - W_{t_i}).$$

Найдите интеграл Стратоновича $\int_0^T W_t dW_t$.

Решение

$$\int_0^T W_t dW_t = \lim_{\Delta t_i \rightarrow 0} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{2} (W_{t_{i+1}} + W_{t_i}) (W_{t_{i+1}} - W_{t_i}) = \lim_{\Delta t_i \rightarrow 0} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{2} (W_{t_{i+1}}^2 - W_{t_i}^2) = \lim_{\Delta t_i \rightarrow 0} \frac{W_T^2 - W_0^2}{2} = \frac{W_T^2}{2}.$$