

## ЭКЗАМЕН 2021-2

Во всех задачах  $w$  - винеровский процесс,  $\Lambda_t = t$ ,  $\|x\|_t := \sup_{s \leq t} |x_s|$ ,  $\|X\|_B^2 := \mathbb{E}\|X\|_T^2$ .

1. Пусть  $X = H \cdot w$ ,  $H > 0$ ,  $\langle X \rangle_t = H^2 \cdot \Lambda_t < \infty$ ,  $t < \infty$ ,  $H^2 \cdot \Lambda_\infty = \infty$ . Пусть  $t \mapsto A_t(\omega)$  — функция, обратная к функции  $t \mapsto H^2 \cdot \Lambda_t$ . Покажите,

что процесс  $\tilde{w}_t = X_{A_t}$ ,  $t \geq 0$ , — винеровский.

**Решение.**

Пусть  $X_t = \int_0^t H_s dw_s$ ,  $H > 0$  и  $\langle X \rangle_t = \int_0^t H_s^2 ds < \infty$ ,  $H^2 \cdot \Lambda_\infty = \infty$ .  $t \mapsto A_t(\omega)$  — это функция, обратная к  $t \mapsto H^2 \cdot \Lambda_t$ , то есть  $A_t = \inf\{0 \leq s : \langle X \rangle_s > t\}$  (по определению обобщенной обратной функции),  $B_t = \int_0^t H_s^2 ds$ .

Покажем, что  $Y_t = X_{A_t}$  — винеровский процесс. Заметим, что из определения  $A_t$  следует  $\langle X \rangle_{A_t} = t$ . Имеем:

$$\begin{cases} 1) B_t — непрерывная возрастающая функция \Rightarrow A_t = B_t^{-1} \text{ тоже} \\ 2) \langle X \rangle_{A_t} = t \end{cases}$$

При этом  $Y_t$  — локальный мартингал, потому что его дифференциал содержит только слагаемое с дифференциалом от винеровского процесса и не содержит слагаемого с  $dt$ . Итак,  $Y_t$  — непрерывный локальный мартингал, у которого квадратическая вариация равна  $t$ . Таким образом, по теореме Леви:  $Y_t$  — винеровский процесс.

2. Пусть  $f(s, t)$  — функция, интегрируемая по мере Лебега на  $[0, T]^2$ . Согласно определению через изометрию стохастический интеграл  $I_T(f(t)) = \int_0^T f(s, t) dw_s$  является классом эквивалентных с.в. Произвольный выбор представителей из каждого класса не гарантирует, что при фиксированном  $\omega$  траектория  $t \mapsto I_T(f(t))$  будет измерима, т.е. обладать свойством, необходимым для интегрирования по Лебегу. Поэтому, конструкция интеграла, зависящего от параметра требует некоторого дополнительного рассуждения.

Доказать, что существует  $\mathcal{F}_T \times \mathcal{B}_{[0, T]}$ -измеримый процесс  $I_T(f(t))$ ,  $t \leq T$ , такой, что  $I_T(f(s))$  при почти всех  $s$  значение процесса  $I_T(f(t))$  является представителем стохастического интеграла по переменной  $s$  и

$$\int_0^T \left( \int_0^T f(s, t) dw_s \right) dt = \int_0^T \left( \int_0^T f(s, t) dt \right) dw_s.$$

**Решение.** Дано, что функция  $f(t, u)$  определена на  $[0, T] \times [0, T]$  и такова, что  $f \in L^2([0, T]) = L^2([0, T] \times [0, T], \mathcal{B}_{[0, T]} \times \mathcal{B}_{[0, T]}, \mu \times \mu)$ , где  $\mu$  - мера Лебега,  $\mathcal{B}_{[0, T]} \times \mathcal{B}_{[0, T]}$  - уже пополнена по мере  $\mu \times \mu$ ). Предположим, что  $\Delta_n = \int_0^T \int_0^T (f(t, u) - f_n(t, u))^2 ds du \rightarrow 0$  при  $\delta_n \rightarrow 0$ , где  $f_n(s, u) = \sum_{i=0}^{n-1} f(t, u_i^{(n)}) I_{(u_i^{(n)}, u_{i+1}^{(n)}]}(u)$ ,  $0 = u_0^{(n)} < u_1^{(n)} < \dots < u_n^{(n)} = T$ ,  $\delta_n = \max_i (u_{i+1}^{(n)} - u_i^{(n)})$

Функция  $I_T(f(t)) = \int_0^T f(t, u) dw_u$  для почти всех  $\omega$  является  $\mathcal{B}_{[0, T]}$  измеримой. Это вытекает из т.Фубини, так как  $\int_0^T E|I_T(f(t))| dt < \infty$ . Это неравенство верно, поскольку  $E|I_T(f(t))|^2 = \int_0^T \int_0^T f^2(t, u) du$ , а мера  $\mu \times P$  - конечная мера на  $\mathcal{B}_{[0, T]} \times \mathcal{F}$ .

При  $\mu$  почти всех  $u \in [0, T]$  функция  $g(u) = \int_0^T f(t, u) dt$  является  $\mathcal{B}_{[0, T]}$  измеримой также в силу т. Фубини. Действительно,  $\int_0^T \int_0^T |f(t, u)| dt du < \infty$ , поскольку  $f \in L^2([0, T]^2)$ . Кроме того, для  $\mu$  почти всех  $u$   $\left( \int_0^T f(t, u) du \right)^2 \leq T \int_0^T f^2(t, u) dt$ . Поэтому,  $g \in \mathcal{L}^2[0, T]$  как неслучайная функция, интегрируемая в квадрате.

Далее,

$$\begin{aligned} \int_0^T \left( \int_0^T f_n(t, u) dw_u \right) dt &= \int_0^T \left( \sum_{i=0}^{n-1} f_n(t, u_i^{(n)}) (w(u_{i+1}^{(n)}) - w(u_i^{(n)})) \right) dt = \\ &= \sum_{i=0}^{n-1} (w(u_{i+1}^{(n)}) - w(u_i^{(n)})) \int_0^T f_n(t, u_i^{(n)}) dt \quad (1) \end{aligned}$$

Пользуясь линейностью стохастического интеграла по винеровскому процессу, имеем

$$\begin{aligned} \int_0^T \left( \int_0^T f_n(t, u) dt \right) dw_u &= \int_0^T \left( \sum_{i=0}^{n-1} \int_0^T f(t, u_i^{(n)}) I_{(u_i^{(n)}, u_{i+1}^{(n)}]}(u) dt \right) dw_u = \\ &= \sum_{i=0}^{n-1} (w(u_{i+1}^{(n)}) - w(u_i^{(n)})) \int_0^T f(t, u_i^{(n)}) dt \quad (2) \end{aligned}$$

То есть для  $f_n$  доказали, что можно поменять порядок интегрирования

$$\int_0^T \left( \int_0^T f_n(t, u) dt \right) dw_u = \int_0^T \left( \int_0^T f_n(t, u) dw_u \right) dt$$

Далее, воспользуемся т. Фубини, неравенствами Ляпунова и Коши-Буняковского:

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left| \int_0^T \left( \int_0^T f(t, u) dw_u \right) dt - \int_0^T \left( \int_0^T f_n(t, u) dw_u \right) dt \right| &\leq \\ &\leq \int_0^T \mathbb{E} \left| \int_0^T (f(t, u) - f_n(t, u)) dw_u \right| dt \leq \\ &\leq \int_0^T \left( \mathbb{E} \left( \int_0^T (f(t, u) - f_n(t, u)) dw_u \right)^2 \right)^{1/2} dt = \\ &= \int_0^T \left( \int_0^T (f(t, u) - f_n(t, u))^2 du \right)^{1/2} dt \leq (T \Delta_n)^{1/2} \rightarrow 0, n \rightarrow \infty \quad (3) \end{aligned}$$

Аналогично

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left| \int_0^T \left( \int_0^T f(t, u) dt \right) dw_u - \int_0^T \left( \int_0^T f_n(t, u) dt \right) dw_u \right| &\leq \\ &\leq \left( \mathbb{E} \left( \int_0^T \left( \int_0^T (f(t, u) - f_n(t, u)) dt \right) dw_u \right)^2 \right)^{1/2} = \\ &= \left( \int_0^T \left( \int_0^T (f(t, u) - f_n(t, u)) dt \right)^2 du \right)^{1/2} \leq (T \Delta_n)^{1/2} \quad (4) \end{aligned}$$

Осталось заметить, что если  $\xi_n \rightarrow \xi$ ,  $\zeta_n \rightarrow \zeta$  в  $L^2(\Omega)$  и  $\xi_n = \zeta_n$  п.н., то  $\xi = \zeta$  п.н.

Таким образом доказано, что  $\int_0^T \left( \int_0^T f(t, u) dt \right) dw_u = \int_0^T \left( \int_0^T f(t, u) dw_u \right) dt$  с вероятностью 1.

**3. Показать, что**

$$\int_0^t \frac{1}{\varepsilon} \int_0^r e^{-(r-s)/\varepsilon} dw_s dr = \int_0^t (1 - e^{-(t-s)/\varepsilon}) dw_s.$$

**Решение.**

$$\begin{aligned}
\int_0^t \frac{1}{\varepsilon} \int_0^r e^{\frac{-(r-s)}{\varepsilon}} dw_s dr &\stackrel{?}{=} \int_0^t (1 - e^{\frac{-(t-s)}{\varepsilon}}) dw_s \\
\int_0^t \frac{1}{\varepsilon} e^{-\frac{r}{\varepsilon}} \underbrace{\int_0^r e^{\frac{s}{\varepsilon}} dw_s}_{=: Y_r} dr &\stackrel{?}{=} \underbrace{w_t - e^{-\frac{t}{\varepsilon}} \int_0^t e^{\frac{s}{\varepsilon}} dw_s}_{=: Y_t} \\
\int_0^t \underbrace{\frac{1}{\varepsilon} Y_r}_{=: dw_t - dY_t} dr &\stackrel{?}{=} w_t - Y_t
\end{aligned}$$

Обоснуем последнее равенство:

посмотрим на подынтегральное выражение в левой части:

из 4-ой задачи знаем, какому СДУ удовлетворяет  $Y_t$ , поэтому из этого уравнения выразим  $\frac{1}{\varepsilon} Y_t dt$  следующим образом:

$$dY_t = -\frac{1}{\varepsilon} Y_t dt + dw_t \Rightarrow \frac{1}{\varepsilon} Y_t dt = dw_t - dY_t$$

Отсюда получаем последнее равенство (которое было под знаком вопроса), что доказывает требуемое.

4. Пусть  $\varepsilon > 0$  и  $Y = Y^\varepsilon$  — решение СДУ  $dY_t = -(1/\varepsilon)Y_t dt + dw_t$ ,  $Y_0 = 0$ . Показать, что  $\mathbb{E}Y_T^2 = 2\varepsilon(1 - e^{-2T/\varepsilon})$ . Пользуясь формулой Ито, вывести отсюда, что для любого марковского момента  $\tau \leq T$  (в частности, для  $\tau_a := \inf\{t : Y_t \geq a\} \wedge T$ ) справедлива оценка  $\mathbb{E}Y_\tau^4 \leq 12T\varepsilon$ .

Используя представление

$$E\|Y\|_T^2 = \int_0^\infty \mathbb{P}(\|Y\|_T^2 > a) da = \int_0^\infty \mathbb{P}(\|Y\|_{\tau_a}^2 > a) da$$

получить оценку  $E\|Y\|_T^2 \leq C\varepsilon^{1/2}$ , где  $C = C_T$  — константа.

**Решение.**

а)  $dY_t = -\frac{1}{\varepsilon} Y_t dt + dw_t$ ,  $Y_0 = 0$ . Пусть  $H(t, x) = xe^{t/\varepsilon}$ , тогда по формуле Ито:

$$dZ_t = \frac{\partial H}{\partial t}(t, Y_t)dt + \frac{\partial H}{\partial x}(t, Y_t)dY_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 H}{\partial x^2}(t, Y_t)(dY_t)^2 = e^{t/\varepsilon} dw_t \Rightarrow$$

$$e^{t/\varepsilon} dw_t = d(Y_t e^{t/\varepsilon}) \Rightarrow Y_t e^{t/\varepsilon} - 0 = \int_0^t e^{s/\varepsilon} dw_s \Rightarrow Y_t = \int_0^t e^{(-t+s)/\varepsilon} dw_s = e^{-\frac{t}{\varepsilon}} \int_0^t e^{s/\varepsilon} dw_s$$

Получается:

$$\mathbb{E}Y_T^2 = \mathbb{E}e^{-2T/\varepsilon} \left( \int_0^T e^{s/\varepsilon} dw_s \right)^2 = e^{-2T/\varepsilon} \int_0^T e^{2s/\varepsilon} ds = \frac{\varepsilon}{2} e^{-2T/\varepsilon} e^{2s/\varepsilon} \Big|_0^T = \frac{\varepsilon}{2} (1 - e^{-2T/\varepsilon})$$

b)

$dY_t = -\frac{1}{\varepsilon} Y_t dt + dw_t$ . Возьмем  $f(x, t) := x^4$ . Тогда по формуле Ито:

$$d(Y_t^4) = \left( 6Y_t^2 - \frac{4}{\varepsilon} Y_t^4 \right) dt + 4Y_t^3 dw_t \Rightarrow Y_t^4 = \int_0^t \left( 6Y_s^2 - \frac{4}{\varepsilon} Y_s^4 \right) ds + 4 \int_0^t Y_s^3 dw_s$$

$$\Rightarrow \forall \tau \leq T : Y_\tau^4 = \int_0^\tau \left( 6Y_s^2 - \frac{4}{\varepsilon} Y_s^4 \right) ds + 4 \int_0^\tau Y_s^3 dw_s \leq \int_0^\tau 6Y_s^2 ds + 4 \int_0^\tau Y_s^3 dw_s$$

У последнего слагаемого матожидание равно нулю, поэтому (используя результат пункта а)):

$$\mathbb{E}Y_\tau^4 \leq \int_0^T 6\mathbb{E}Y_s^2 ds = \int_0^T 6 \cdot \frac{\varepsilon}{2} (1 - e^{-2s/\varepsilon}) ds \leq 3T\varepsilon$$

c)

$$E\|Y\|_T^2 = \int_0^\infty \mathbb{P}(\|Y\|_T^2 > a) da = \int_0^\infty \mathbb{P}(\|Y\|_{\tau_a}^2 > a) da$$

Обозначим  $p_a := \mathbb{P}(\|Y\|_{\tau_a}^2 \geq a)$ . Тогда

$$p_a = \frac{a}{a} \mathbb{E}\mathbb{I}\{\|Y\|_{\tau_a}^2 \geq a\} = \frac{1}{a} \mathbb{E}(Y_{\tau_a}^2 \mathbb{I}\{\|Y\|_{\tau_a}^2 \geq a\})$$

Используя неравенство Коши-Буняковского, а также оценку, полученную в пункте b), это выражение можно оценить следующим образом

$$p_a \leq \frac{1}{a} \sqrt{\mathbb{E}Y_{\tau_a}^4} \sqrt{p_a} \leq \frac{\sqrt{p_a}}{a} \sqrt{3T\varepsilon}$$

Значит,  $p_a \leq \frac{\sqrt{p_a}}{a} \sqrt{3T\varepsilon}$ , из чего мы можем сделать вывод, что  $p_a \leq \frac{3T\varepsilon}{a^2}$ .

Пользуясь данной оценкой, мы заключаем, что

$$E\|Y\|_T^2 = \int_0^\infty p_a da \leq \int_0^{\sqrt{\varepsilon}} p_a da + \int_{\sqrt{\varepsilon}}^\infty p_a da \leq \sqrt{\varepsilon} + \int_{\sqrt{\varepsilon}}^\infty \frac{3T\varepsilon}{a^2} da = (1 + 3T)\sqrt{\varepsilon}$$

5. Пусть процесс  $(X^\varepsilon, V^\varepsilon)$  — решение системы дифференциальных уравнений

$$\begin{aligned} dX_t^\varepsilon &= V_t^\varepsilon dt, & X_0^\varepsilon &= x, \\ \varepsilon dV_t^\varepsilon &= -V_t^\varepsilon dt + h(X_t^\varepsilon)dt + dw_t, & V_0^\varepsilon &= 0, \end{aligned}$$

$X$  — решение СДУ  $dX_t = h(X_t)dt + dw_t$ ,  $X_0 = x$ , где  $h$  удовлетворяет условию Липшица и линейного роста,  $\Delta^\varepsilon := X^\varepsilon - X$ .

Доказать, что  $\lim_{\varepsilon \downarrow 0} \|\Delta^\varepsilon\|_B = 0$ .

**Решение.**

$$\begin{aligned} X_t^\varepsilon &= x + \int_0^t V_s^\varepsilon ds \\ \varepsilon V_t^\varepsilon &= \int_0^t (h(X_s^\varepsilon) - V_s^\varepsilon) ds + w_t \\ X_t &= x + \int_0^t h(X_s) ds + w_t \end{aligned}$$

Значит,

$$X_t^\varepsilon + \varepsilon V_t^\varepsilon - X_t = \int_0^t (h(X_s^\varepsilon) - h(X_s)) ds$$

Тогда

$$\begin{aligned} |\Delta_t^\varepsilon| &= |X_t^\varepsilon - X_t| \leq |X_t^\varepsilon - X_t + \varepsilon V_t^\varepsilon| + |\varepsilon V_t^\varepsilon| \leq \\ &\leq \int_0^t |h(X_s^\varepsilon) - h(X_s)| ds + \varepsilon |V_t^\varepsilon| \leq L \int_0^t \sup_{u \in [0, s]} |\Delta_u^\varepsilon| ds + \varepsilon \sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon| \end{aligned}$$

Таким образом,

$$\sup_{u \in [0, T]} |\Delta_u^\varepsilon| \leq \varepsilon \sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon| + L \int_0^T \sup_{u \in [0, s]} |\Delta_u^\varepsilon| ds$$

Получим оценку:

$$\begin{aligned} \|\Delta^\varepsilon\|_B &\leq \varepsilon \sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon| + L \int_0^T \sup_{u \in [0, s]} \|\Delta^\varepsilon\|_B ds \Rightarrow \\ &\Rightarrow \sup_{u \in [0, T]} |\Delta_u^\varepsilon| \leq \varepsilon \sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon| \cdot \int_0^T e^{Ls} ds \end{aligned}$$

Оценка выше справедлива, поскольку  $V_t^\varepsilon$  как решение стохастического дифференциального уравнения удовлетворяет условию  $\mathbb{E} \sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon|^2 < \infty$ , а значит  $\sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon|$  ограничено, и можно

применить лемму Гронуолла-Беллмана.

Итого

$$\|\Delta^\varepsilon\|_B^2 = \mathbb{E}(\sup_{s \leq T} |\Delta_s^\varepsilon|^2) \leq \varepsilon^2 \cdot K^2 \cdot \mathbb{E}(\sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon|)^2$$

где  $K := \int_0^T e^{Ls} ds = \text{const.}$

В предположении равномерной ограниченности  $\mathbb{E} \sup_{t \in [0, T]} |V_t^\varepsilon|^2$  по всем  $\varepsilon$  из оценки выше следует, что  $\|\Delta^\varepsilon\|_B^2 \rightarrow 0$  при  $\varepsilon \rightarrow 0$ .

**6.** Пусть  $M \in \mathcal{M}_0^{2,c}$ ,  $\langle M \rangle_t \rightarrow \infty$  при  $t \rightarrow \infty$ . Показать, что  $M_t / \langle M \rangle_t \rightarrow 0$  при  $t \rightarrow \infty$ .

**Решение.**

Докажем сначала вспомогательное утверждение:  $P\left(M_t > \langle M \rangle_t^{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}}\right) \rightarrow 0$

Действительно, от противного: пусть существует  $\{t_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ :  $P\left(M_{t_n} > \langle M \rangle_{t_n}^{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}}\right) > 2p$  для некоторого  $p \geq 0$ . По условию  $\langle M \rangle_t \rightarrow \infty \Rightarrow P\left(\langle M \rangle_t \leq \frac{2}{p^4}\right) \rightarrow 0, t \rightarrow \infty$

Значит, для достаточно больших  $n$  существует множество  $A_n$  меры хотя бы  $p$ , на котором одновременно  $M_{t_n} \geq \langle M \rangle_{t_n}^{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}}$  и  $\langle M \rangle_{t_n} \geq \frac{2}{p^4}$

Тогда для таких  $n$  выполняется:

$$M_{t_n}^2 - \langle M \rangle_{t_n} \geq \left(\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} - \langle M \rangle_{t_n}\right) \cdot I_{A_n} + (-\langle M \rangle_{t_n}) \cdot I_{\overline{A_n}}$$

Поэтому:

$$\begin{aligned} 0 &= \mathbb{E}(M_{t_n}^2 - \langle M \rangle_{t_n}) \geq \mathbb{E}\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot I_{A_n} - \mathbb{E}\langle M \rangle_{t_n} \geq \mathbb{E}\left(\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot p - \langle M \rangle_{t_n}\right) = \mathbb{E}\left(\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot p - \langle M \rangle_{t_n}\right) \cdot \\ &I_{A_n} + \mathbb{E}\left(\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot p - \langle M \rangle_{t_n}\right) \cdot I_{\overline{A_n}} \geq \left(p \cdot \left(\frac{2}{p^4}\right)^{\frac{3}{2}} - \frac{2}{p^4}\right) \cdot p - \frac{2(1-p)}{9p^2} = \frac{2\sqrt{2}}{p^4} - \frac{2}{p^3} - \frac{2}{9p^2} + \frac{2}{9p} > 0 \text{ при} \\ &\text{достаточно малых } p \end{aligned}$$

Противоречие.

Значит, для любого  $N$ :  $P(\langle M \rangle_t \leq N) \rightarrow 0$  и  $P\left(M_t \geq \langle M \rangle_t^{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}}\right) \rightarrow 0$

Отсюда для любого  $N$ :

$$P\left(\langle M \rangle_t \geq N; M_t \leq \langle M \rangle_t^{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}}\right) \rightarrow 1$$

Но из  $\langle M \rangle_t \geq N$  и  $M_t \leq \langle M \rangle_t^{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}}$  следует, что:

$$\frac{M_t}{\langle M \rangle_t} \leq \frac{1}{\langle M \rangle_t^{\frac{1}{4}}} \leq \frac{1}{N^{\frac{1}{4}}}$$

То есть для любого  $N$  :

$$P\left(\frac{M_t}{\langle M \rangle_t} \leq \frac{1}{N^{1/4}}\right) \rightarrow 1$$

Получаем, что  $\frac{M_t}{\langle M \rangle_t} \rightarrow 0$

**7.** Определим полиномы Эрмита формулой

$$H_n(t, x) := (-t)^n \frac{1}{n!} e^{x^2/(2t)} \frac{\partial^n}{\partial x^n} \left( e^{-x^2/(2t)} \right).$$

Доказать, что  $M_t := H_n(t, W_t)$  — мартингал.

**Решение.**

Используя формулу Ито, видим, что для мартингалности достаточно проверить равенство нулю коэффициента при  $dt$ , то есть  $\frac{\partial H_n}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 H_n}{\partial x^2} = 0$

Для  $n \geq 2$  сначала выведем рекуррентную формулу для многочленов Эрмита:

$$\begin{aligned} H_n &= (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n-1)}}{\partial x^{(n-1)}} \left( -\frac{x}{t} \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) = \dots = \\ &= (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \left( -\frac{x}{t} \cdot \frac{\partial^{(n-1)}}{\partial x^{(n-1)}} \left( e^{-x^2/(2t)} \right) - \frac{n-1}{t} \cdot \frac{\partial^{(n-2)}}{\partial x^{(n-2)}} \left( e^{-x^2/(2t)} \right) \right) = \\ &= \frac{x}{n} H_{n-1} - \frac{t}{n} H_{n-2} \text{ при } n \geq 2 \end{aligned}$$

Для  $\frac{\partial H_n}{\partial x}$  :

$$\begin{aligned} \frac{\partial H_n}{\partial x} &= (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n+1)}}{\partial x^{(n+1)}} \left( -\frac{x}{t} \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) + (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot \frac{x}{t} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n)}}{\partial x^{(n)}} \left( -\frac{x}{t} \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) = \\ &= -\frac{n+1}{t} H_{n+1} + \frac{x}{t} H_n = \text{используем рекуррентную формулу для } H_{n+1} = \\ &= -\frac{n+1}{t} \left( \frac{x}{n+1} H_n - \frac{t}{n+1} H_{n-1} \right) + \frac{x}{t} H_n = H_{n-1} \text{ при } n \geq 2 \\ &\Rightarrow \frac{\partial^2 H_n}{\partial x^2} = \frac{\partial}{\partial x} \left( \frac{\partial H_n}{\partial x} \right) = \frac{\partial}{\partial x} (H_{n-1}) = H_{n-2} \text{ при } n \geq 2 \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
\text{Далее: } \frac{\partial H_n}{\partial t} &= \text{три слагаемых} = n \cdot (-1) \cdot (-t)^{n-1} \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n)}}{\partial x^{(n)}} \left( e^{-x^2/(2t)} \right) + \\
&+ (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot \frac{x^2}{2} \cdot \left( -\frac{1}{t^2} \right) \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n)}}{\partial x^{(n)}} \left( e^{-x^2/(2t)} \right) + (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n)}}{\partial x^{(n)}} \left( -\frac{x^2}{2} \cdot \left( -\frac{1}{t^2} \right) \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) = \\
&= \frac{n}{t} H_n + (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \left( -\frac{x^2}{2t^2} \cdot \frac{\partial^{(n)}}{\partial x^{(n)}} \left( e^{-x^2/(2t)} \right) + \frac{\partial^{(n)}}{\partial x^{(n)}} \left( \frac{x^2}{2t^2} \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) \right) = \\
&= \frac{n}{t} H_n + (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \left( n \cdot \frac{x}{t^2} \frac{\partial^{(n-1)}}{\partial x^{(n-1)}} \left( e^{-x^2/(2t)} \right) + \frac{n(n-1)}{2t^2} \frac{\partial^{(n-2)}}{\partial x^{(n-2)}} \left( e^{-x^2/(2t)} \right) \right) = \\
&= \frac{n}{t} H_n - \frac{x}{t} H_{n-1} + \frac{1}{2} H_{n-2} = \text{применяем рекуррентную формулу для } H_n = \\
&= \frac{n}{t} \left( \frac{x}{n} H_{n-1} - \frac{t}{n} H_{n-2} \right) - \frac{x}{t} H_{n-1} + \frac{1}{2} H_{n-2} = -\frac{1}{2} H_{n-2} \text{ при } n \geq 2
\end{aligned}$$

Поэтому при  $n \geq 2$  :

$$\frac{\partial H_n}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 H_n}{\partial x^2} = -\frac{1}{2} H_{n-2} + \frac{1}{2} H_{n-2} = 0 \Rightarrow H_n(t, W_t) - \text{мартингал.}$$

При  $n = 0, 1$  проверим мартингальность отдельно:

$$H_0(t, x) = e^{x^2/(2t)} \cdot e^{-x^2/(2t)} = 1 - \text{мартингал,}$$

$$H_1(t, x) = (-t) \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \left( -\frac{x}{t} \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) = x \Rightarrow H_1(t, W_t) = W_t - \text{мартингал. Чтд.}$$