# **9K3AMEH 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 
$$\langle X \rangle_t = \int_0^t H_s^2 ds < \infty$$
,

$$H_s^2 \cdot \Lambda_\infty = \infty$$
.

 $t\mapsto A_t(\omega)$  — 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,

$$B_t = A_t^{-1} = \int_0^t H_s^2 ds$$
.

Покажем, что  $Y_t = X_{A_t}$  — винеровский процесс, где  $A_t = \inf\{0 \le s : \langle X \rangle_s > t\}$ .

Заметим, что из определения  $A_t$  следует  $\langle X \rangle_{A_t} = t$ .

Имеем:

м: 
$$\begin{cases} 1)B_t$$
 - непрерывная возрастающая функция  $\Rightarrow A_t = B_t^{-1}$  тоже непрерывный  $2)\langle X \rangle_{A_t} = t$ 

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,  $Y_t$  — это непрерывный локальный мартингал, у которого квадратическая вариация равна t.

⇒ 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  $\Delta_n=\int\limits_0^T\int\limits_0^T(f(t,u)-f_n(t,u))^2\,dsdu\to 0$  при  $\delta_n\to 0$ , где  $f_n(s,u)=\sum\limits_{i=0}^{n-1}f(t,u_i^{(n)})I_{(u_i^{(n)},u_{i+1}^{(n)}]}(u),0=u_0^{(n)}< u_1^{(n)}<\dots< u_n^{(n)}=T,\delta_n=\max_i(u_{i+1}^{(n)}-u_i^{(n)})$  Функция  $I_T(f(t))=\int\limits_0^Tf(t,u)\,dw_u$  для почти всех  $\omega$  является  $\mathcal{B}[0,T]$  измеримой. Это вытекает из т.Фубини, так как  $\int\limits_0^TE|I_T(f(t))|\,dt<\infty$ . Это неравенство верно, поскольку

 $E|I_T(f(t))|^2=\int\limits_0^T f^2(t,u)\,du$  , а мера  $\mu imes P$  - конечная мера на  $\mathcal{B}[0,T] imes \mathcal{F}.$ 

При  $\mu$  почти всех  $u \in [0,T]$  функция  $g(u) = \int\limits_0^T f(t,u) \, dt$  является  $\mathcal{B}[0,T]$  измеримой также в силу т. Фубини. Действительно,  $\int\limits_0^T \int\limits_0^T |f(t,u)| \, dt du < \infty$ , поскольку  $f \in L^2([0,T])$ . Кроме того, для  $\mu$  почти всех  $u \left(\int\limits_0^T f(t,u) \, du\right)^2 \leq T \int\limits_0^T f^2(t,u) \, dt$ . Поэтому,  $g \in \mathcal{L}^2[0,T]$  как неслучайная функция, интегрируемая в квадрате.

Далее,

$$\int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} f_{n}(t, u), dw_{u} \right) dt = \int_{0}^{T} \left( \sum_{i=0}^{n-1} f_{n}(t, u_{i}^{(n)}) (w(u_{i+1}^{(n)}) - w(u_{i}^{(n)})) \right) dt =$$

$$= \sum_{i=0}^{n-1} (w(u_{i+1}^{(n)}) - w(u_{i}^{(n)})) \int_{0}^{T} f_{n}(t, u_{i}^{(n)}) dt \quad (1)$$

Пользуясь линейностью стохастического интеграла по винеровскому процессу, имеем

$$\int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} f_{n}(t, u), dt \right) dw_{u} = \int_{0}^{T} \left( \sum_{i=0}^{n-1} \int_{0}^{T} f(t, u_{i}^{(n)}) I_{(u_{i}^{(n)}, u_{i+1}^{(n)}]}(u) dt \right) dw_{u} =$$

$$= \sum_{i=0}^{n-1} \left( w(u_{i+1}^{(n)}) - w(u_{i}^{(n)}) \right) \int_{0}^{T} f(t, u_{i}^{(n)}) dt \quad (2)$$

То есть для  $f_n$  доказали, что можно поменять порядок интегрирования  $\int\limits_0^T \left(\int\limits_0^T f_n(t,u),\ dt\right) dw_u =$ 

$$\int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} f_n(t, u), dw_u \right) dt$$

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

$$E \left| \int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} f(t, u), dw_{u} \right) dt - \int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} f_{n}(t, u), dw_{u} \right) dt \right| \leq$$

$$\leq \int_{0}^{T} E \left| \int_{0}^{T} (f(t, u) - f_{n}(t, u)) dw_{u} \right| dt \leq$$

$$\leq \int_{0}^{T} \left( E \left( \int_{0}^{T} (f(t, u) - f_{n}(t, u)) dw_{u} \right)^{2} \right)^{1/2} dt =$$

$$= \int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} (f(t, u) - f_{n}(t, u))^{2} du \right)^{1/2} dt \leq (T\Delta_{n})^{1/2} \to 0, n \to \infty \quad (3)$$

Аналогично

$$E \left| \int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} f(t, u) dt \right) dw_{u} - \int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} f_{n}(t, u) dt \right) dw_{u} \right| \leq$$

$$\leq \left( E \left( \int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} (f(t, u) - f_{n}(t, u)) dt \right) dw_{u} \right)^{2} \right)^{1/2} =$$

$$= \left( \int_{0}^{T} \left( \int_{0}^{T} (f(t, u) - f_{n}(t, u)) dt \right)^{2} du \right)^{1/2} \leq (T\Delta_{n})^{1/2} \quad (4)$$

Осталось заметить, что если  $\xi_n \to \xi$ ,  $\zeta_n \to \zeta$  в  $L^2(\Omega)$  и  $\xi_n = \zeta_n$  п.н., то  $\xi = \zeta$  п.н. Таким образом доказано, что  $\int\limits_0^T \left(\int\limits_0^T f(t,u)dt\right)dw_u = \int\limits_0^T \left(\int\limits_0^T f(t,u)dw_u\right)dt$  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.

$$\int_{0}^{t} \frac{1}{\varepsilon} \int_{0}^{r} e^{\frac{-(r-s)}{\varepsilon}} dW_{s} dr \stackrel{?}{=} \int_{0}^{t} (1 - e^{\frac{-(t-s)}{\varepsilon}}) dW_{s}$$

$$\int_{0}^{t} \frac{1}{\varepsilon} e^{-\frac{r}{\varepsilon}} \int_{0}^{r} e^{\frac{s}{\varepsilon}} dW_{s} dr \stackrel{?}{=} W_{t} - e^{-\frac{t}{\varepsilon}} \int_{0}^{t} e^{\frac{s}{\varepsilon}} dW_{s}$$

$$=:Y_{r}$$

$$\int_{0}^{t} \frac{1}{\varepsilon} Y_{r} dr \stackrel{?}{=} W_{t} - Y_{t}$$

Обоснуем последнее равенство:

посмотрим на подынтегральное выражение в левой части:

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

$$dY_t = -\frac{1}{\varepsilon}Y_tdt + dW_t \Rightarrow \frac{1}{\varepsilon}Y_tdt = dW_t - dY_t$$

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 оценк  $\mathbb{E}Y_{\tau}^4 \leq 12T\varepsilon$ .

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

### Решение.

a)

$$dY_t = -\frac{1}{\varepsilon}Y_t dt + dw_t, \ Y_0 = 0.$$

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:

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

b)

$$dY_t = -\frac{1}{6}Y_t dt + dW_t$$

Возьмем 
$$f(x,t) := x^4$$

Тогда по формуле Ито:

$$d(Y_t^4) = \left(6Y_t^2 - \frac{4}{\varepsilon}Y_t^4\right)dt + 4Y_t^3dW_t$$

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

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

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

$$EY_{\tau}^4 \leq \int_0^T 6EY_s^2 ds = \int_0^T 6 \cdot \frac{\varepsilon}{2} (1 - e^{-2T/\varepsilon}) \leq 3T\varepsilon$$

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

$$dX_t^{\varepsilon} = V_t^{\varepsilon} dt, X_0^{\varepsilon} = x,$$
  

$$\varepsilon dV_t^{\varepsilon} = -V_t^{\varepsilon} dt + h(X_t^{\varepsilon}) dt + dw_t, V_0^{\varepsilon} = 0,$$

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

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

## Решение.

Докажем сначала вспомогательное утверждение:

$$P\left(M_t > \langle M \rangle_t^{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}}\right) \to 0$$

Действительно, от противного:

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

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

Пусть 
$$A_n$$
 — это множество. Тогда: 
$$M_{t_n}^2 - \langle M \rangle_{t_n} \geq \left( M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} - \langle M \rangle_{t_n} \right) \cdot I_{A_n} + \left( -\langle M \rangle_{t_n} \right) \cdot I_{\overline{A_n}}$$

Поэтому:

$$0 = E\left(M_{t_n}^2 - \langle M \rangle_{t_n}\right) \ge E\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot I_{A_n} - E\langle M \rangle_{t_n} \ge E\left(\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot p - \langle M \rangle_{t_n}\right) = E\left(\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot p - \langle M \rangle_{t_n}\right) \cdot I_{A_n} + E\left(\langle M \rangle_{t_n}^{\frac{3}{2}} \cdot p - \langle M \rangle_{t_n}\right) \cdot I_{\overline{A_n}} \ge \left(p \cdot \left(\frac{2}{p^4}\right)^{\frac{3}{2}} - \frac{2}{p^4}\right) \cdot p - \frac{2(1-p)}{9p^2} = \frac{2\sqrt{2}}{p^4} - \frac{2}{p^3} - \frac{2}{9p^2} + \frac{2}{9p} > 0$$
 при

достаточно маленьких р

Противоречие.

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

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

To есть для любого N:

$$P\left(\frac{M_t}{\langle M 
angle_t} \leq \frac{1}{N^{\frac{1}{4}}} \right) o 1$$
 Получаем, что  $\frac{M_t}{\langle M 
angle_t} o 0$ 

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 мартингальности 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:

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

Для 
$$\frac{\partial H_n}{\partial x}$$
: 
$$\frac{\partial H_n}{\partial x} = (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n+1)}}{\partial x^{(n+1)}} \left( -\frac{x}{t} \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) + (-t)^n \cdot \frac{1}{n!} \cdot \frac{x}{t} \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \frac{\partial^{(n)}}{\partial x^{(n)}} \left( -\frac{x}{t} \cdot e^{-x^2/(2t)} \right) = 0$$

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

Далее:

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

Поэтому при n > 2:

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

При n = 0, 1 проверим мартингальность отдельно:

$$H_0(t,x) = e^{x^2/(2t)} \cdot e^{-x^2/(2t)} = 1$$
 - мартингал  $H_1(t,x) = (-t) \cdot e^{x^2/(2t)} \cdot \left(-\frac{x}{t} \cdot e^{-x^2/(2t)}\right) = x$   $\Rightarrow H_1(t,W_t) = W_t$  - мартингал. Чтд.