

**Задачи первой контрольной работы (ассистент П.А.Яськов).**

1. *Неточность в решении.* На семинаре утверждалось

$$\bigcap_{n \geq 1} \{x : \rho_n(x, y) < 1\} = \{x : \rho_\infty(x, y) < 1\}, \quad x = (x_1, x_2, \dots), \quad y = (y_1, y_2, \dots),$$

где

$$\rho_n(x, y) = \sum_{k=1}^n \frac{|x_k - y_k|}{1 + |x_k - y_k|} \frac{1}{2^k}, \quad n = 1, 2, \dots, \infty.$$

Последнее, конечно, неверно. Исправьте эту неточность, выразив  $\{x : \rho_\infty(x, y) < 1\}$  через счетное число шаров вида

$$\{x : \rho_n(x, y) < r\}, \quad r > 0, \quad n \in \mathbb{N}.$$

**Решение.** Имеем

$$\{x : \rho_\infty(x, y) < 1\} = \bigcup_{m \geq 1} \bigcap_{n \geq 1} \left\{x : \rho_n(x, y) < 1 - \frac{1}{m}\right\}$$

2. *Первое попадание в A.* Пусть  $\xi_1, \xi_2, \xi_3, \dots$  независимы и одинаково распределены (н.о.р.) с  $P(\xi \in A) > 0$ . Определим  $\tau = \min\{i : \xi_i \in A\}$ . Найти  $P(\xi_\tau \in B)$ , предполагая, что распределение  $\xi_1$  известно.

**Решение.**

$$\begin{aligned} P(\xi_\tau \in B) &= \sum_{n \geq 1} P(\xi_n \in B, \tau = n) = \sum_{n \geq 1} P(\xi_1 \notin A, \dots, \xi_{n-1} \notin A, \xi_n \in A \cap B) = \\ &= \sum_{n \geq 1} P(\xi_1 \notin A)^{n-1} P(\xi_1 \in A \cap B) = \frac{P(\xi_1 \in A \cap B)}{1 - P(\xi_1 \notin A)} = P(\xi_1 \in B | \xi_1 \in A). \end{aligned}$$

3. *Минимумы в ковариациях.* Являются ли следующие функции ковариационными  $t \wedge s$ ,  $t \vee s$ ,  $1/(t \vee s)$ ,  $1/(t \wedge s)$ ,  $(t \wedge s)(t \vee s)$ ,  $(t \wedge s)/(t \vee s)$  при  $t, s > 0$ ? Если да, то для каких процессов?

**Решение.**  $t \vee s$  – нет, т.к. эта функция не является неотрицательно определенной

$$(1 \vee 1)(-1)^2 + (2 \vee 2)1^2 + 2(1 \vee 2)(-1)1 = -1 < 0.$$

Аналогично показывается, что  $1/(t \wedge s)$  не является ковариационной. Далее, если  $\{B_t\}_{t \geq 0}, \{W_t\}_{t \geq 0}$  – два независимых броуновских движения, то при  $s, t > 0$  имеем  $\text{cov}(B_s, B_t) = t \wedge s$ ,  $\text{cov}(sB_1, tB_1) = st = (t \wedge s)(t \vee s)$ , а также

$$\text{cov}(W_{1/s}, W_{1/t}) = \frac{1}{t} \wedge \frac{1}{s} = \frac{1}{t \vee s}, \quad \text{cov}(B_s W_{1/s}, B_t W_{1/t}) = t \wedge s \cdot \frac{1}{t} \wedge \frac{1}{s} = \frac{t \wedge s}{t \vee s}.$$

4. *О вырожденной дисперсии.* Пусть  $\xi$  – случайный вектор. Доказать, что если матрица  $D\xi$  вырождена, то компоненты  $\xi$  линейно зависимы п.н. (с точностью до константы).

**Решение.** Допустим, что  $D\xi \cdot z = 0$  для некоторого неслучайного вектора  $z \neq 0$ . Тогда  $E|(\xi, z) - E(\xi, z)|^2 = D(\xi, z) = z^T D\xi z = 0$  и  $(\xi, z) - E(\xi, z) = 0$  п.н.

5. *Свойства  $\text{Exp}(\lambda)$ .* Предположим, что  $\xi, \eta$  – н.о.р. экспоненциальные случайные величины. Показать, что  $\xi(\xi + \eta)^{-1}$  и  $\xi + \eta$  независимы.

**Решение.** Совместная плотность  $\xi$  и  $\xi + \eta$  равна

$$f_\xi(x)f_\eta(y-x) = \lambda^2 e^{-\lambda y}, \quad 0 \leq x \leq y,$$

где  $y$  соответствует  $\xi + \eta$ . Отсюда следует, что условная плотность  $\xi$  при  $\xi + \eta = y$  – это

$$\frac{\lambda^2 e^{-\lambda y}}{\int_{[0,y]} \lambda^2 e^{-\lambda y} dx} = \frac{1}{y},$$

т.е.  $\xi$  условно на  $\xi + \eta$  распределено равномерно на  $[0, \xi + \eta]$ , а  $\xi(\xi + \eta)^{-1}$  – равномерно на  $[0, 1]$ . В частности, получаем независимость  $\xi(\xi + \eta)^{-1}$  и  $\xi + \eta$ .

6. Найти распределение  $\int_0^1 t B_t dt$ , где  $B_t$  – броуновское движение.

**Решение.** Из курса известно, что  $\int_0^1 t B_t dt \sim N(a, \sigma^2)$  с

$$a = E \int_0^1 t B_t dt = \int_0^1 t \cdot E B_t dt = 0,$$

$$\sigma^2 = E \left( \int_0^1 t B_t dt \right)^2 = E \iint_{[0,1]^2} st B_s B_t ds dt = \iint_{[0,1]^2} st (s \wedge t) ds dt = \frac{2}{15}.$$

7. *Непрерывность в  $L_2$ .* (а) Допустим, что  $EX_t = 0$ ,  $EX_s X_t = R(|s - t|)$ . Показать, что процесс  $X_t$  непрерывен в  $L_2$ , если  $R$  непрерывно в 0.

(б) Если  $R(s, t) = EX_s X_t$  непрерывно по  $(s, t)$ , то  $EX_t$  непрерывно по  $t$ . Доказать.

**Решение.** (а) Имеем  $E|X_s - X_t|^2 = 2(R(0) - R(|t - s|)) \rightarrow 0$ ,  $s \rightarrow t$ .

(б) Согласно утверждению с семинара,  $X_t$  непрерывен в  $L_2$ , когда  $R(s, t)$  непрерывно. Поэтому с учетом неравенства Ляпунова

$$|EX_s - EX_t| \leq E|X_s - X_t| \leq \sqrt{E|X_s - X_t|^2} \rightarrow 0, \quad s \rightarrow t.$$

8. *Специальное среднее.* (а) Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots$  – н.о.р. величины с  $E|\xi_1| < \infty$  и  $E\xi_1 = 1$ , независимые от процесса Пуассона  $N$  интенсивности  $\lambda > 0$ . Найти  $E \sum_{i=1}^{N_t} \xi_i$ .

(б) Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots$  – н.о.р. с  $E\xi_1^2 < \infty$  и  $E\xi_1 = 0$ . Пусть также  $\tau$  таково, что  $\tau \in \mathbb{N}$  п.н. и  $\{\tau = n\} \in \sigma(\xi_1, \dots, \xi_n)$  (момент остановки). Вычислить  $ES_\tau^2$  при  $S_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$ .

**Решение.** (а) Имеем

$$E \sum_{i=1}^{N_t} \xi_i = \sum_{n \geq 0} E \mathbf{1}(N_t = n) \sum_{i=1}^n \xi_i = \sum_{n \geq 1} P(N_t = n) E \sum_{i=1}^n \xi_i = \sum_{n \geq 0} n P(N_t = n) = EN_t = \lambda t.$$

(б) Поскольку  $S_\tau = \sum_{n \geq 1} \xi_n \mathbf{1}(\tau \geq n)$ , то в силу  $\{\tau \geq n\} \in \sigma(\xi_1, \dots, \xi_{n-1})$

$$ES_\tau^2 = \sum_{n \geq 1} E \mathbf{1}(\tau \geq n) \xi_n^2 + 2 \sum_{n > m \geq 1} E \mathbf{1}(\tau \geq n) \xi_n \xi_m = \sum_{n \geq 1} P(\tau \geq n) E \xi_n^2 + 0 = E\tau \cdot E\xi_1^2.$$

9. *Построение винеровского процесса.* На семинаре приводились две формы винеровского процесса на  $[0, 1]$ :

$$B_t = \xi_0 t + \frac{\sqrt{2}}{\pi} \sum_{n \geq 1} \frac{\sin(\pi n t)}{n} \xi_n \quad \text{и} \quad B_t = \sum_{n \geq 1} \xi_n \int_0^t H_n(s) ds,$$

где  $H_n$  – функции Хаара,  $\xi_n$  – н.о.р.  $\mathcal{N}(0, 1)$ . Эти формы строятся на основе одной и той же идеи. Опишите ее. *Указание:*  $t \wedge s = (\mathbf{1}_{[0,s]}, \mathbf{1}_{[0,t]}) = \int_0^1 \mathbf{1}_{[0,s]}(x) \mathbf{1}_{[0,t]}(x) dx$ .

**Решение.** Пусть  $\{\xi_n\}_{n \geq 0}$  – н.о.р. с  $\xi_n \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , а  $\{e_n(x)\}_{n \geq 0}$  – ортонормированный базис в  $L_2([0, 1])$ , состоящий из вещественнозначных функций. Тогда процесс вида  $B_t = \sum_{n \geq 0} \xi_n (\mathbf{1}_{[0,t]}, e_n)$  корректно определен как предел в  $L_2$ , является гауссовским (как предел гауссовских) и имеет нулевое среднее. Его ковариационная функция равна

$$\begin{aligned} EB_s B_t &= E \sum_{m, n \geq 0} \xi_m \xi_n (\mathbf{1}_{[0,s]}, e_m) (\mathbf{1}_{[0,t]}, e_n) = \sum_{n \geq 0} E \xi_n^2 (\mathbf{1}_{[0,s]}, e_n) (\mathbf{1}_{[0,t]}, e_n) = \\ &= \sum_{n \geq 0} (\mathbf{1}_{[0,s]}, e_n) (\mathbf{1}_{[0,t]}, e_n) = (\mathbf{1}_{[0,s]}, \mathbf{1}_{[0,t]}) = s \wedge t. \end{aligned}$$

Последнее равенство – это аналог равенства Парсеваля для скалярных произведений.

10. *Процесс Пуассона.* Дифференцируем ли процесс Пуассона в любой (фиксированной) точке  $t \geq 0$  в смысле сходимости по вероятности?

**Решение.** Да и его производная = 0: если  $N$  – процесс Пуассона интенсивности  $\lambda > 0$ , то при  $\varepsilon > 0$

$$P\left(\left|\frac{N_t - N_s}{t - s}\right| > \varepsilon\right) \leq P(|N_t - N_s| > 0) = 1 - e^{-\lambda|t-s|} = o(1), \quad s \rightarrow t, \quad s \neq t.$$

11. *О восстановлении.* Чему равна функция восстановления  $m(t)$  для процесса восстановления, построенного по н.о.р. случайным величинам, равномерно распределенным на  $[0, 1]$ ?

**Решение.** Запишем уравнение восстановления:

$$m(t) = t + \int_0^t m(t-x) dx = t + \int_0^t m(x) dx, \quad t \in [0, 1]$$

или  $m(0) = 0$ ,  $m' = 1 + m$ . Отсюда  $m(t) = e^t - 1$ ,  $t \in [0, 1]$ . Далее при  $t > 1$

$$m(t) = 1 + \int_0^1 m(t-x) dx = 1 + \int_{t-1}^t m(x) dx, \quad \text{или} \quad m'(t) = m(t) - m(t-1),$$

т.е. при  $t \in [1, 2]$ :  $m' = m - e^{t-1} + 1$ ,  $m(1) = e - 1$  или  $m(t) = e^t - 1 - (t-1)e^{t-1}$  и т.д.

12. Лежит ли множество  $B = \{x \in \mathbb{R}^T : x_t \neq 0 \text{ не более, чем на счетном числе } t \in T\}$  в цилиндрической  $\sigma$ -алгебре для  $T = [0, 1]$ ?

**Решение.** Нет, не лежит. Действительно, иначе принадлежность  $x$  к  $B$  определялась бы значениями  $x_t$  на некотором фиксированном счетном множестве  $S$ . Однако всегда  $x$  можно подкорректировать на несчетном множестве  $T \setminus S$ , чтобы  $x \notin B$ .

13. *Общее вероятностное пространство.* Задайте винеровский процесс  $\{B_t, t \in [0, 1]\}$ , и пуассоновский процесс  $\{N_t, t \geq 0\}$ , на одном вероятностном пространстве так, чтобы траектории  $B$  однозначно определяли траекторию  $N$  и наоборот.

**Решение.** Возьмем вероятностное пространство  $([0, 1], \mathcal{B}([0, 1]), Leb)$ , где  $Leb$  – мера Лебега. Зададим процесс Пуассона  $N$ , как процесс восстановления, построенный по н.о.р. величинам  $\eta_1, \eta_2, \dots$ , имеющим экспоненциальное распределение с параметром  $\lambda > 0$ . Заметим, что  $\eta_i$  – это длины промежутков между последовательными скачками  $N$ , т.е.  $\eta_i$  однозначно восстанавливаются по  $N$ . При этом  $N$  тоже однозначно определяется по  $\eta_i$ .

Зададим винеровский процесс  $B$  формулой с  $\sin$  из задачи 9. Тогда  $\xi_0 = B_1$ , а  $\xi_n, n \geq 1$  – это коэффициенты Фурье (с точностью до множителей, зависящих от  $n$ ) непрерывной функции  $B_t - tB_0$  по ортогональной системе  $\{\sin(\pi n t), n \geq 1\}$ . Другими словами,  $\xi_1, \xi_2, \dots$  однозначно определяются по  $B$  (верно и обратное).

Теперь, чтобы условие задачи было выполнено, надо привести в биективное соответствие  $\xi_1, \xi_2, \dots$  и  $\eta_1, \eta_2, \dots$ . Положим  $\xi_i = \Phi^{-1}(u_i)$ ,  $\eta_i = F^{-1}(u_i)$ , где  $u_1, u_2, \dots$  – независимые равномерно распределенные на  $[0, 1]$ , а  $\Phi$  и  $F$  – функции распределения законов  $\mathcal{N}(0, 1)$  и  $Exp(\lambda)$  соответственно.

14\*. *Независимые приращения.* Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots$  – н.о.р. величины, независимые от процесса Пуассона  $N$  (некоторой интенсивности  $\lambda$ ). Показать, что процесс  $S_t = \sum_{i=1}^{N_t} \xi_i$  имеет независимые приращения.

*Указание:* воспользоваться тем, что  $(N_{t+s} - N_s, t \geq 0 | N_r, r \leq s) \stackrel{d}{=} (N_t, t \geq 0)$ , и  $\{N_{t+s} - N_s, t \geq 0\}$  не зависит от  $\{N_r, r \leq s\}$ .

**Решение.** Имеем

$$S_{t+s} - S_s = \sum_{i=1+N_s}^{N_{t+s}-N_s+N_s} \xi_i.$$

В силу н.о.р.  $\xi_i$ , свойства  $N$  из указания и независимости  $N$  с  $\xi_1, \xi_2, \dots$ , условно на  $\mathcal{F}_s = \sigma(\{N_r, r \leq s\}, \{\xi_i, i \leq N_s\})$  (т.е. при фиксированных значениях всех входящих в  $\mathcal{F}_s$  величин) приращение  $S_{t+s} - S_s$  распределено так же, как

$$S_t = \sum_{i=1}^{N_t} \xi_i.$$

Другими словами, условное распределение никак не зависит от  $\mathcal{F}_s$ , а значит, и от предыстории  $\{S_r, r \leq s\}$ . Отсюда следует независимость приращений.