# Вероятность — задачи

## 1 Kallenberg $2002 - \Gamma$ лава 4

- 1.
- 2.
- 3.

## 2 Kallenberg $2002 - \Gamma$ лава 5

- 1.
- 2.
- 3.

# 3 Kallenberg $2002 - \Gamma$ лава 6. Условное матожидание

Как доказать предложение 6.6 из Калленберга? В первую сторону: дано, что

$$P(H \mid \mathcal{F}, \mathcal{G}) = P(H \mid \mathcal{G}), H \in \mathcal{H}$$

Покажем, что

$$\mathcal{F} \coprod_{\mathcal{G}} \mathcal{H}$$
.

Для этого надо показать, что при  $F \in \mathcal{F}, H \in \mathcal{H}$ 

$$P^{\mathcal{G}}(F \cap H) = P^{\mathcal{G}}F \times P^{\mathcal{G}}H.$$

Иными словами,

$$\mathbb{E}(1_{F\cap H}\mid \mathcal{G}) = \mathbb{E}(1_F\mid \mathcal{G}) \times \mathbb{E}(1_H\mid \mathcal{G}).$$

#### Имеем

$$\begin{split} &\mathbb{E}(1_{F\cap H}\mid \mathcal{G}) = \mathbb{E}(1_{F}1_{H}\mid \mathcal{G}) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(1_{F}1_{H}\mid \mathcal{F}, \mathcal{G})\mid \mathcal{G}) = \\ &= \mathbb{E}(1_{F}\mathbb{E}(1_{H}\mid \mathcal{F}, \mathcal{G})\mid \mathcal{G}) = \mathbb{E}(1_{F}\mathbb{E}(1_{H}\mid \mathcal{G})\mid \mathcal{G}) = \mathbb{E}(1_{H}\mid \mathcal{G}) \times \mathbb{E}(1_{F}\mid \mathcal{G}). \end{split}$$

А в другую сторону?

- 1.
- 2.
- 3.

## 4 Kallenberg 2002 — Глава 7. Мартингалы

1.  $\{\sigma = \tau\} \in F_{\sigma} \cap F_{\tau}$ . Достаточно показать, что

$$\{\sigma < \tau\} \in F_{\sigma} \cap F_{\tau}.$$

Отсюда с учётом аналогичного влючения для  $\{ au < \sigma \}$  будет следовать, что

$$\{\sigma \neq \tau\} \in F_{\sigma} \cap F_{\tau}.$$

Итак, имеем

$$\{\sigma < \tau\} \cap \{\tau \leq t\} = \bigcup_{0 < q < t, q \in \mathbb{Q}} (\{\sigma < q\} \cap \{q < \tau \leq t\}) \in F_t.$$

Это верно для любого t, и по определению  $F_{ au}$  получаем

$$\{\sigma < \tau\} \in F_{\tau}.$$

Далее,

$$\{\sigma < \tau\} \cap \{\sigma \leq t\} = \{\sigma < \tau, \tau \leq t\} \cup \{\sigma \leq t, \tau > t\}.$$

Но оба последних события лежат в  $F_t$ . Дейтвительно,

$$\{\sigma < \tau, \tau < t\} \in F_t$$

мы доказали выше, а

$$\{\sigma \le t, \tau > t\} = \{\sigma \le t\} \cap \{\tau > t\} \in F_t.$$

Итак,

$$\{\sigma < \tau\} \cap \{\sigma \le t\} \in F_t$$

для любого t, и по определению  $F_{\sigma}$  получаем  $\{\sigma < \tau\} \in F_{\sigma}$ .

Далее, почему  $F_{\sigma} = F_{\tau}$  на  $\{\sigma = \tau\}$ ? Пусть  $A \subseteq \{\sigma = \tau\}, A \in F_{\sigma}$ . Покажем, что  $A \in F_{\tau}$ . Из  $A \in F_{\sigma}$  следует, что для любого t

$$A \cap \{\sigma \leq t\} \in F_t$$
.

Поскольку на множестве  $A \sigma = \tau$ , то для любого t

$$A \cap \{\tau \le t\} = A \cap \{\sigma \le t\} \in F_t.$$

По определению  $F_{\tau}$ ,  $A \in F_{\tau}$ . Вот и доказали всё.

Осталось объяснить, почему  $F_{\tau}$  может отличаться от  $F_{\infty}$  на  $\{\tau = \infty\}$ . Это ясно. Если  $\tau = \infty$  всегда, то по определению  $F_{\tau}$ , в  $F_{\tau}$  входят все множества из сигма-алгебры A, а не только из  $F_{\infty}$ .

- 2. Стандартная задача.
- 3. Пример слабо опционального, но не опционального момента. Возьмём, как предлагает Калленберг. Берём бернуллиевскую случайную величину  $\xi, P(\xi=1) = P(\xi=-1) = \frac{1}{2}$ , и положим

$$F_0 = \{\emptyset, \Omega\}, F_t = \sigma(\xi), t > 0.$$

Пусть

$$\tau = \begin{cases} 0, \xi = -1, \\ 1, \xi = 1. \end{cases}$$

Тогда для t > 0 имеем

$$\{\tau < t\} = \begin{cases} \{\xi = -1\}, t \le 1, \\ \Omega, t > 1. \end{cases}$$

В любом случае,  $\{\tau < t\} \in F_t = \sigma(\xi), t > 0$ . Поэтому  $\tau$  слабо опциональный. Но  $\{\tau \le 0\} = \{\tau = 0\} = \{\xi = -1\} \notin F_0$ . Поэтому  $\tau$  не опциональный.

- 4. Скучно решать это.
- 5. Задача про прогрессивные процессы. Прогрессивность это измеримость относительно соответствующей сигма-алгебры. Итак, сначала покажем, что класс множеств  $A \in \Omega \times \mathbb{R}_+$ , таких, что процесс  $1_A$  прогрессивен, образует сигма-алгебру. Да это вроде очевидно! Прогрессивность  $1_A$  означает, что для любого t

$$A \cap (\Omega \times [0,t]) \in F_t \otimes \mathcal{B}[0,t].$$

Ясно, что это свойство сохраняется счётным объединением. И для перехода к дополнению всё тоже очевидно. Итак, да, сигма-алгебра.

Почему прогрессивность процесса равносильна его измеримости относительно этой сигма-алгебры? Допустим, процесс X прогрессивен. Покажем, что он измерим относительно этой сигма-алгебры. Нужно проверить, что для любого a множество  $\{X>a\}$  лежит в прогрессивной сигма-алгебре. А оно там лежит, если для любого t

$${X > a} \cap (\Omega \times [0, t]) \in F_t \otimes \mathcal{B}[0, t].$$

А это так, если X прогрессивен. И в другую сторону аналогично. Короче, пусть Калленберг сам решает такие задачи! Одни проверки.

9.  $X^1, X^2, \ldots$  — субмартингалы, причём  $X = \sup_n X^n$  интегрируем. Покажем, что X — тоже субмартингал. Фиксируем t > s. Имеем

$$\forall n \ X(t) \geq X_n(t),$$

$$\forall n \ \mathbb{E}(X(t) \mid F_s) \ge \mathbb{E}(X_n(t) \mid F_s) \ge X_n(s),$$

а поскольку это для любого n, то

$$\mathbb{E}(X(t) \mid F_s) \ge \sup_n X_n(s) = X(s).$$

Вот и доказали. Дальше сложнее. Покажем, что если  $\sup_n |X_n|$  интегрируем, то и  $\limsup_n X_n$  — субмартингал. Фиксируем s < t. Пусть

$$\xi_n = \sup(X_n(t), X_{n+1}(t), X_{n+2}(t), \ldots),$$

$$\eta_n = \sup(X_n(s), X_{n+1}(s), X_{n+2}(s), \ldots).$$

Пусть также  $\xi = \sup_n |X_n(t)|, \eta = \limsup_n X_n(s)$ . Имеем

$$\lim_{n \to \infty} \xi_n = \lim \sup_n X_n(t) \ a.s., |\xi_n| \le \xi \ a.s..$$

По условию,  $\xi$  интегрируема. Значит, по теореме Лебега об ограниченной сходимости,

$$\xi_n \xrightarrow[n \to \infty]{L_1} \limsup_n X_n(t).$$

Условное матожидание при условии  $F_s$  — ограниченный оператор на  $L_1(F_t)$ , см. начало предыдущей главы. Поэтому

$$\zeta_n = \mathbb{E}(\xi_n \mid F_s) \xrightarrow[n \to \infty]{L_1} \mathbb{E}(\limsup_n X_n(t) \mid F_s) = \zeta.$$

Из условия субмаритингальности,

$$\eta_n \leq \mathbb{E}(\xi_n \mid F_s) = \zeta_n.$$

Но аналогичные рассуждения для момента s

$$\eta_n \xrightarrow[n \to \infty]{L_1} \limsup_n X_n(s) = \eta.$$

Итак, имеем две последовательности случайных величин  $\zeta_n \geq \eta_n$ , и обе сходятся в  $L_1$ :

$$\zeta_n \xrightarrow[n\to\infty]{L_1} \zeta, \eta_n \xrightarrow[n\to\infty]{L_1} \eta.$$

Покажем, что

$$\zeta \geq \eta \ a.s.$$

Действительно,

$$\zeta_n - \eta_n \ge 0, \zeta_n - \eta_n \xrightarrow[n \to \infty]{L_1} \zeta - \eta.$$

Но  $L_1$ -предел неотрицательных случайных величин неотрицателен почти наверное. Действительно, если  $\lambda_n$  — неотрицательные случайные величины и

$$\lambda_n \xrightarrow[n \to \infty]{L_1} \lambda$$
,

$$A = \{ \omega \in \Omega \mid \lambda(\omega) < 0 \},\$$

то при P(A)>0 имеем  $\mathbb{E}\lambda_n\mathbb{1}_A\to\mathbb{E}\lambda\mathbb{1}_A<0$ , противоречие. Кстати, откуда следует сходимость  $\mathbb{E}\lambda_n\mathbb{1}_A\to\mathbb{E}\lambda\mathbb{1}_A, n\to\infty$ ? Эта сходимость следует из

$$|\mathbb{E}\lambda_n\mathbb{1}_A - \mathbb{E}\lambda\mathbb{1}_A| \leq \mathbb{E}|(\lambda_n - \lambda)\mathbb{1}_A| \leq \mathbb{E}|\lambda_n - \lambda| \to 0, n \to \infty.$$

Вот всё и доказали. Неравенство  $\zeta \geq \eta$  a.s. и есть нужное нам неравенство

$$\mathbb{E}(\limsup_{n} X_n(t) \mid F_s) \ge \limsup_{n} X_n(s),$$

показывающее субмартингальность процесса  $\limsup_{n} X_n$ .

10. Разложение Дуба интегрируемой случайной последовательности  $X = (X_n)$  зависит от фильтрации. Возьмём

$$F_n = \sigma(X_0, X_1, \dots, X_n), G_n = \sigma(X_0, X_1, \dots, X_n, X_{n+1}) = F_{n+1}.$$

Тогда X согласован и с фильтрацией  $F_n$ , и с фильтрацией  $G_n$ . Относительно фильтрации  $G_n$  X является предсказуемой последовательностью, и разложение Дуба имеет вид

$$X_n = X_0 + (X_n - X_0).$$

Когда у X относительно фильтрации  $F_n$  такое же разложение Дуба? Если оно то же, то  $X_n-X_0$  должно быть при каждом  $n\geq 1$   $F_{n-1}$ -измеримым. Тогда и  $X_n$  при каждом  $n\geq 1$   $F_{n-1}$ -измеримо. Но тогда при каждом  $n\geq 1$ 

$$\sigma(X_0, X_1, \dots, X_{n-1}) = \sigma(X_0, X_1, \dots, X_n),$$

$$F_{n-1} = F_n.$$

Тогда все сигма-алгебры  $F_n$  совпадают, и при каждом  $n X_n$  является  $X_0$ -измеримой величиной.

11.

12.

13.

14. Доказательство леммы 4.15 дословно переносится на случай, когда  $\xi_n$  — мартингал-разность для  $L_2$ -интегрируемого мартингала M. Итак, для  $L_2$ -ограниченного мартингала имеет место неравенство Колмогорова

$$P(\sup_{n} |M_n| > r) \le r^{-2} \sup_{n} \mathbb{E}M_n^2.$$

Но можно такое вывести и из леммы 7.15. Эта лемма даёт для субмартингала X

$$rP(\sup_{t} |X_t| \ge r) \le 3 \sup_{t} \mathbb{E}|X_t|.$$

Мы можем взять в качестве X субмартингал  $M^2$  (квадрат мартингала — субмартингал). Имеем тогда из этого неравенства

$$r^2 P(\sup_n |M_n| \ge r) = r^2 P(\sup_n X_n \ge r^2) \le 3 \sup_n \mathbb{E}|X_n| = 3 \sup_n \mathbb{E}M_n^2.$$

А теперь мы можем имитировать доказательство леммы 4.16. Пусть n фиксировано, построим случайный процесс  $X^{(n)}$  на  $\mathbb{Z}_+$ ,

$$X_k^{(n)} = (M_{n+k} - M_n)^2, k \ge 0.$$

Тогда  $X^{(n)}$  — субмартингал. Имеем для него из 7.15

$$P(\sup_{k\geq 0} X_k^{(n)} \geq \epsilon^2) \leq 3\epsilon^{-2} \sup_{k\geq 0} \mathbb{E}|X_k^{(n)}| = 3\epsilon^{-2} \mathbb{E}(M_{n+k} - M_n)^2 \leq$$

$$\leq 3\epsilon^{-2} \sum_{k>0} \mathbb{E}(M_{n+k+1} - M_{n+k})^2 \to 0, n \to \infty.$$

Отсюда

$$P(\sup_{k>0}(M_{n+k}-M_n)^2 > \epsilon^2) \to 0, n \to \infty$$

для любого  $\epsilon > 0$ . Итак,

$$\sup_{k>n} |M_k - M_n| \xrightarrow[n \to \infty]{P} 0.$$

Значит, для некоторой подпоследовательности  $n_s$ 

$$\sup_{k>n_s} |M_k - M_{n_s}| \xrightarrow[s \to \infty]{a.s.} 0.$$

Но если  $\sup_{k\geq n_s}|M_k-M_{n_s}|\leq \epsilon$ , то

$$\sup_{k_1, k_2 \ge n_s} |M_{k_1} - M_{k_2}| \le 2\epsilon.$$

Отсюда следует, что последовательность  $\{M_n\}$  фундаментальна почти наверное. Значит, сходится почти наверное. Ну а сходимость в  $L_2$  по сравнению с этим тривиальна и следует из фундаментальности в  $L_2$  последовательности  $M_n$ :

$$\sup_{k\geq 0} \mathbb{E}(M_{n+k} - M_n)^2 \leq \sum_{k\geq 0} \mathbb{E}(M_{n+k+1} - M_{n+k})^2 \to 0, n \to \infty.$$

15. Мартингал, который  $L^1$ -ограничен, но не равномерно интегрируем. Это известный пример. Берём последовательность независимых случайных величин  $\xi_n$ , каждая из которых принимает значения 0 и 2 с равными вероятностями  $\frac{1}{2}$ . Пусть

$$X_n = \xi_1 \xi_2 \dots \xi_n.$$

Тогда  $\mathbb{E}|X_n| = \mathbb{E}X_n = 1$ , но  $X_n$  не равномерно интегрируем. А в непрерывном времени пример? Это экспоненциальные мартингалы.

$$X_t = e^{w_t - t/2}.$$

Ясно, что  $\mathbb{E}X_t = \mathbb{E}X_0 = 1$ . Почему  $X_t$  не равномерно интегрируем? Потому что

 $X_t \xrightarrow[t \to \infty]{a.s.} 0.$ 

Если бы  $X_t$  был равномерно интегрируем, то сходимость к 0 была бы и в  $L^1$ , а её нет, потому что

$$\mathbb{E}X_t = 1 \neq 0.$$

### 5 Kallenberg $2002 - \Gamma$ лава 12

- 1.
- 2.
- 3.

### 6 Protter — Глава 2

1.  $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  непрерывна за исключением одной точки, в которой у неё скачок. Показать, что  $X_t = f(B_t)$  не семимартингал.

Решение задачи опирается на то, что в окрестности момента достижения любого уровня броуновское движение бесконечно много раз проходит через этот уровень.

Фиксируем t>0 и покажем, что  $X^t$  — не тотальный семимартингал. Пусть a — точка скачка f. Пусть

$$\tau_a = \inf\{t > 0 \colon B_t = a\}.$$

Для  $\epsilon > 0$  определим последовательность моментов остановки  $\tau_n^{\epsilon}$  следующим образом:

$$\tau_0^{\epsilon} = \inf\{t > 0 \colon B_t = a - \epsilon\},$$
  
$$\tau_{2n+1}^{\epsilon} = \inf\{t > \tau_{2n}^{\epsilon} \colon B_t = a + \epsilon\},$$
  
$$\tau_{2n}^{\epsilon} = \inf\{t > \tau_{2n-1}^{\epsilon} \colon B_t = a - \epsilon\}.$$

Из свойств броуновского движения

$$\max\{n > 0 : \tau_n^{1/m} < t\} \xrightarrow[m \to \infty]{a.s.} \infty$$

на множестве  $\{\tau_a < t\}$ . Пусть  $h_m \to \infty$  такая детерминированная последовательность, что

$$0 < h_m < \sqrt{m}$$

И

$$P(\max\{n > 0: \tau_n^{1/m} < t\} > h_m) \ge \frac{1}{2} P\{\tau_a < t\}.$$

Определим случайные процессы  $H_m$  таким образом:

$$H_m(t) = \begin{cases} 0, t \le \tau_0^{1/\sqrt[3]{h_m}}, \\ \frac{(-1)^n}{\sqrt{h_m}}, t \in (\tau_n^{1/\sqrt[3]{h_m}}, \tau_{n+1}^{1/\sqrt[3]{h_m}}], n < m, \\ 0, t > \tau_m^{1/\sqrt[3]{h_m}} \end{cases}$$

Тогда

$$|I_{X^t}(H_m)| \ge \frac{1}{h_m^{5/6}} \left( m \wedge \max\{n > 0 \colon \tau_n^{1/m} < t\} \right) - \frac{1}{\sqrt{h_m}} |\sup_{s \in [0,t]} f(B_s) - \inf_{s \in [0,t]} f(B_s)|.$$

С вероятностью не меньше, чем  $\frac{1}{2}P\{\tau_a < t\} = const > 0$  имеем

$$\max\{n > 0 \colon \tau_n^{1/m} < t\} > h_m,$$

$$|I_{X^t}(H_m)| > h_m^{1/6} - \frac{1}{\sqrt{h_m}} |\sup_{s \in [0,t]} f(B_s) - \inf_{s \in [0,t]} f(B_s)| \xrightarrow[m \to \infty]{a.s.} \infty.$$

Это противоречит сходимости по вероятности

$$I_{X^t}(H_m) \xrightarrow[m \to \infty]{P} 0.$$

Значит,  $X^t$  — не тотальный семимартингал, а X — не семимартингал.

2.

3.