

СЛУЧАЙНЫЕ ПРОЦЕССЫ

Е. А. Бакланов

Новосибирск 2024

- 1 Основные понятия теории вероятностей
- 2 Случайные блуждания
- 3 Цепи Маркова
- 4 Мартингалы
 - Условные математические ожидания

Пусть (Ω, \mathcal{F}, P) — вероятностное пространство.

Определение 4.1

Функция $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ называется *случайной величиной*, если X является \mathcal{F} -измеримой функцией, т. е. если для любого $B \in \mathfrak{B}(\mathbb{R})$

$$X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega: X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F}.$$

Пусть \mathcal{F}_1 и \mathcal{F}_2 — σ -алгебры на Ω и $\mathcal{F}_1 \subseteq \mathcal{F}_2$. Тогда, как нетрудно заметить, измеримая относительно \mathcal{F}_1 функция будет измеримой и относительно \mathcal{F}_2 . Измеримая же относительно \mathcal{F}_2 функция не обязана быть \mathcal{F}_1 -измеримой.

Всюду далее в этом параграфе будем считать, что все рассматриваемые случайные величины заданы на одном вероятностном пространстве (Ω, \mathcal{F}, P) .

Условные математические ожидания

Напомним, что математическим ожиданием случайной величины X называется интеграл Лебега $EX = \int_{\Omega} X dP$.

Если $B \in \mathcal{F}$, $P(B) > 0$, то математическим ожиданием случайной величины X по множеству B называется

$$E(X; B) = \int_B X dP = E(XI_B),$$

где

$$I_B(\omega) = \begin{cases} 1, & \text{если } \omega \in B, \\ 0, & \text{иначе.} \end{cases}$$

Условным математическим ожиданием случайной величины X относительно множества $B \in \mathcal{F}$, $P(B) > 0$, называется

$$E(X | B) = \frac{E(X; B)}{P(B)}.$$

Условные математические ожидания

Пусть на измеримом пространстве (Ω, \mathcal{F}) заданы меры P и Q .

Определение 4.2

Мера Q называется абсолютно непрерывной относительно P , $Q \ll P$, если $Q(A) = 0$ для любого множества $A \in \mathcal{F}$ такого, что $P(A) = 0$.

Теорема 4.1 (Радона — Никодима)

Пусть P и Q — σ -конечные меры. Если мера Q абсолютно непрерывна относительно P , то существует такая неотрицательная \mathcal{F} -измеримая функция f , что

$$Q(A) = \int_A f dP$$

для любого $A \in \mathcal{F}$. Функция f единственна с точностью до значений на множестве P -меры 0.

Функция f интегрируема по мере P тогда и только тогда, когда мера Q конечна.

Условные математические ожидания

Пусть \mathcal{G} — σ -алгебра и $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$.

Определение 4.3

Условным математическим ожиданием случайной величины X относительно σ -алгебры \mathcal{G} называется случайная величина, обозначаемая $E(X | \mathcal{G})$, такая, что

- (i) $E(X | \mathcal{G})$ измерима относительно \mathcal{G} ;
- (ii) для любого $B \in \mathcal{G}$

$$E(E(X | \mathcal{G})I_B) = E(XI_B). \quad (4.1)$$

Условие (4.1) эквивалентно следующему:

$$\int_B E(X | \mathcal{G}) dP = \int_B X dP.$$

По определению случайная величина $E(X | \mathcal{G})$ измерима относительно \mathcal{G} (и, следовательно, относительно \mathcal{F}), тогда как X измерима относительно \mathcal{F} и может не быть измеримой относительно \mathcal{G} .

Лемма 4.1

Если $E|X| < \infty$, то условное математическое ожидание $E(X | \mathcal{G})$ существует и единственно с точностью до значений на множестве вероятности 0 (на множестве P -меры 0).

Доказательство

Единственность. Пусть Y_1 и Y_2 измеримы относительно σ -алгебры \mathcal{G} и $E(Y_1; B) = E(Y_2; B)$ для любого $B \in \mathcal{G}$. Обозначим $B_0 = \{Y_1 > Y_2\}$ и $Z = (Y_1 - Y_2)I_{B_0}$. Очевидно, что $B_0 \in \mathcal{G}$, Z измерима относительно \mathcal{G} и $Z \geq 0$ п. н. Так как $EZ = E(Y_1 I_{B_0}) - E(Y_2 I_{B_0}) = 0$, то $Z = 0$ п. н. Тогда $P(B_0) = 0$ и, следовательно, $Y_1 \leq Y_2$ п. н. В силу симметрии $Y_2 \leq Y_1$ п. н. Значит, $Y_1 = Y_2$ п. н.

Доказательство

Существование. Пусть $X \geq 0$. Так как \mathcal{G} — σ -алгебра и $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$, то P — вероятностная мера на (Ω, \mathcal{G}) . Мету Q на (Ω, \mathcal{G}) определим следующим образом:

$$Q(B) = E(XI_B) = \int_B X dP, \quad B \in \mathcal{G}.$$

Тогда $Q \ll P$. Действительно, если $P(B) = 0$, то $I_B = 0$ P -п. н. Следовательно, $XI_B = 0$ P -п. н. и $Q(B) = 0$.

По теореме Радона — Никодима существует неотрицательная \mathcal{G} -измеримая функция Y такая, что $Q(B) = \int_B Y dP$ для всех $B \in \mathcal{G}$, т. е. $E(YI_B) = E(XI_B)$ для всех $B \in \mathcal{G}$.

Доказательство

Рассмотрим общий случай. Пусть $E|X| < \infty$. Обозначим $X^+ = X \vee 0$, $X^- = (-X) \vee 0$, тогда $X = X^+ - X^-$. Пусть $Y^+ = E(X^+ | \mathcal{G})$, $Y^- = E(X^- | \mathcal{G})$ и $Y = Y^+ - Y^-$. Очевидно, что Y измерима относительно \mathcal{G} и для любого $B \in \mathcal{G}$

$$E(YI_B) = E(Y^+I_B) - E(Y^-I_B) = E(X^+I_B) - E(X^-I_B) = E(XI_B).$$

Таким образом, $Y = E(X | \mathcal{G})$. □

Пусть Y — случайная величина. Рассмотрим σ -алгебру

$$\sigma(Y) = \{Y^{-1}(B) : B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})\}.$$

Тогда по определению полагаем $E(X | Y) = E(X | \sigma(Y))$.

Всюду далее в этом параграфе \mathcal{G} — σ -алгебра, $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$.

Докажем основные свойства условных математических ожиданий.

Лемма 4.2

Пусть $E|X| < \infty$ и $E|Z| < \infty$. Тогда

1. Если $X \equiv C$, то $E(X | \mathcal{G}) = C$ п. н.
2. Если X — \mathcal{G} -измерима, то $E(X | \mathcal{G}) = X$ п. н.
3. $E(X | \mathcal{F}) = X$ п. н.
4. Если $\mathcal{G}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$, то $E(X | \mathcal{G}_0) = EX$ п. н.
5. $E(E(X | \mathcal{G})) = EX$.
6. $E(aX + bZ | \mathcal{G}) = aE(X | \mathcal{G}) + bE(Z | \mathcal{G})$ п. н.
7. Если $X \leq Z$ п. н., то $E(X | \mathcal{G}) \leq E(Z | \mathcal{G})$ п. н.
8. $|E(X | \mathcal{G})| \leq E(|X| | \mathcal{G})$ п. н.

Доказательство

Первые два свойства очевидны. Функция $Y = C$ измерима относительно любой σ -алгебры и $E(XI_B) = E(CI_B) = E(YI_B)$ для любого $B \in \mathcal{G}$. Если X измерима относительно \mathcal{G} , то X удовлетворяет определению условного математического ожидания. Отсюда сразу получаем свойство 3, так как X измерима относительно \mathcal{F} .

Так как функция $Y = EX$ измерима относительно \mathcal{G}_0 , то, очевидно, равенство (4.1) справедливо при $B = \emptyset$ и $B = \Omega$, что доказывает свойство 4.

Положив в (4.1) $B = \Omega$, получаем свойство 5, которое называется *формулой полной вероятности для условных математических ожиданий*.

Доказательство

Для доказательства свойства б заметим, что в силу определения условных математических ожиданий $E(X | \mathcal{G})$ и $E(Z | \mathcal{G})$ функция $Y = aE(X | \mathcal{G}) + bE(Z | \mathcal{G})$ измерима относительно \mathcal{G} и для любого $B \in \mathcal{G}$

$$E(E(X | \mathcal{G})I_B) = E(XI_B) \quad \text{и} \quad E(E(Z | \mathcal{G})I_B) = E(ZI_B).$$

Следовательно, для всех $B \in \mathcal{G}$ имеем:

$$\begin{aligned} E(YI_B) &= E\left((aE(X | \mathcal{G}) + bE(Z | \mathcal{G}))I_B\right) = \\ &= E\left(aE(X | \mathcal{G})I_B + bE(Z | \mathcal{G})I_B\right) = \\ &= aE(XI_B) + bE(ZI_B) = \\ &= E(aXI_B + bZI_B) = E((aX + bZ)I_B). \end{aligned}$$

Доказательство

Докажем свойство 7. Положим $Y = E(Z | \mathcal{G}) - E(X | \mathcal{G})$ и $B_0 = \{Y < 0\} \in \mathcal{G}$. Тогда $Y = E(Z - X | \mathcal{G})$ по свойству 6 и

$$0 \leq E((Z - X)I_{B_0}) = E(YI_{B_0}) \leq 0.$$

Отсюда следует, что $E(YI_{B_0}) = 0$ и, значит, $P(B_0) = 0$, т. е. $E(Z | \mathcal{G}) \geq E(X | \mathcal{G})$ п. н.

Так как $-|X| \leq X \leq |X|$, то из свойств 6 и 7 получаем:

$$-E(|X| | \mathcal{G}) \leq E(X | \mathcal{G}) \leq E(|X| | \mathcal{G}) \text{ п. н.,}$$

что и доказывает свойство 8. □

Лемма 4.3

Если X и \mathcal{G} — независимы (т. е. X и I_B независимы для любого $B \in \mathcal{G}$), то $E(X | \mathcal{G}) = EX$ п. н.

Доказательство

Обозначим $Y = E(X | \mathcal{G})$. Тогда для любого $B \in \mathcal{G}$ в силу независимости X и I_B имеем:

$$E(YI_B) = E(XI_B) = EXEI_B = E((EX)I_B).$$



Лемма 4.4 (телескопические свойства)

Пусть $\mathcal{G}_1, \mathcal{G}_2$ — σ -алгебры, $\mathcal{G}_1, \mathcal{G}_2 \subseteq \mathcal{F}$, и $E|X| < \infty$. Тогда

1. Если $\mathcal{G}_1 \subseteq \mathcal{G}_2$, то $E(E(X | \mathcal{G}_2) | \mathcal{G}_1) = E(X | \mathcal{G}_1)$ п. н.
2. Если $\mathcal{G}_1 \supseteq \mathcal{G}_2$, то $E(E(X | \mathcal{G}_2) | \mathcal{G}_1) = E(X | \mathcal{G}_2)$ п. н.

Доказательство

Обозначим $Y_i = E(X | \mathcal{G}_i)$, $i = 1, 2$. По определению 4.3 $E(Y_1 I_B) = E(X I_B)$ для любых $B \in \mathcal{G}_1$ и $E(Y_2 I_B) = E(X I_B)$ для любых $B \in \mathcal{G}_2$. Так $\mathcal{G}_1 \subseteq \mathcal{G}_2$, то $E(Y_1 I_B) = E(Y_2 I_B)$ для любых $B \in \mathcal{G}_1$, что и означает (с учётом измеримости случайной величины Y_1 относительно \mathcal{G}_1) равенство $E(Y_2 | \mathcal{G}_1) = Y_1$ п. н.

Второе утверждение очевидно, так как из условия $\mathcal{G}_2 \subseteq \mathcal{G}_1$ следует, что случайная величина Y_2 измерима относительно \mathcal{G}_1 и, значит, $E(Y_2 | \mathcal{G}_1) = Y_2$ п. н. в силу п. 2 леммы 4.2. □

Теорема 4.2 (неравенство Йенсена)

Пусть g — выпуклая функция и $E|X| < \infty$, $E|g(X)| < \infty$. Тогда

$$E(g(X) | \mathcal{G}) \geq g(E(X | \mathcal{G})) \quad \text{п. н.}$$

Следствие 4.1

Пусть $E|X|^p < \infty$ для некоторого $1 \leq p < \infty$. Тогда

$$|E(X | \mathcal{G})|^p \leq E(|X|^p | \mathcal{G}) \text{ п. н.}$$

Пусть $E|X|^p < \infty$. Обозначим $\|X\|_p = (E|X|^p)^{1/p}$. Тогда из следствия 4.1 следует, что

$$\|E(X | \mathcal{G})\|_p \leq \|X\|_p.$$

Теорема 4.3

Пусть $\{X_n\}_{n \geq 1}$ — последовательность случайных величин таких, что $E|X_n|^p < \infty$ для некоторого $1 \leq p < \infty$. Если $X_n \xrightarrow{L_p} X$, $E|X|^p < \infty$, то

$$E(X_n | \mathcal{G}) \xrightarrow{L_p} E(X | \mathcal{G}).$$

Доказательство

Используя линейность условного математического ожидания, из следствия 4.1 получаем:

$$E|E(X | \mathcal{G}) - E(X_n | \mathcal{G})|^p = E|E(X - X_n | \mathcal{G})|^p \leq E|X - X_n|^p \rightarrow 0$$

при $n \rightarrow \infty$. □

Теорема 4.4 (теорема о монотонной сходимости условных математических ожиданий)

Пусть $\{X_n\}_{n \geq 1}$ — последовательность случайных величин. Если $0 \leq X_n \uparrow X$ п. н., то $E(X_n | \mathcal{G}) \uparrow E(X | \mathcal{G})$ п. н.

Доказательство

Обозначим $Y_n = E(X_n | \mathcal{G})$. Так как $X_n \leq X_{n+1}$ п. н., то $Y_n \leq Y_{n+1}$ п. н. Следовательно, существует (измеримый) предел $Y = \lim_{n \rightarrow \infty} Y_n$. Тогда по теореме о монотонной сходимости имеем:

$$\int_B Y_n dP \rightarrow \int_B Y dP \quad \text{и} \quad \int_B X_n dP \rightarrow \int_B X dP,$$

для любого $B \in \mathcal{G}$. Так как $E(X_n I_B) = E(Y_n I_B)$ для любого $B \in \mathcal{G}$, то $\int_B X dP = \int_B Y dP$. Значит $Y = E(X | \mathcal{G})$, т. е.

$$Y = \lim_{n \rightarrow \infty} Y_n = \lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n | \mathcal{G}) = E(X | \mathcal{G}) \text{ п. н.}$$



Теорема 4.5 (лемма Фату для условных математических ожиданий)

Пусть $\{X_n\}_{n \geq 1}$ — последовательность неотрицательных случайных величин: $X_n \geq 0$ п. н. Тогда

$$E(\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n \mid \mathcal{G}) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E(X_n \mid \mathcal{G}) \quad \text{п. н.}$$

Доказательство

Обозначим $Y_n = \inf_{k \geq n} X_k$. Тогда $Y_n \leq X_k$ для всех $k \geq n$, $Y_n \leq Y_{n+1}$ и $Y_n \rightarrow \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n$ п. н. Отсюда следует, что $E(Y_n | \mathcal{G}) \leq E(X_k | \mathcal{G})$ для всех $k \geq n$ и, следовательно,

$$E(Y_n | \mathcal{G}) \leq \inf_{k \geq n} E(X_k | \mathcal{G}) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E(X_n | \mathcal{G}) \text{ п. н.}$$

По теореме 4.4 получаем:

$$\begin{aligned} E(\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n | \mathcal{G}) &= E(\lim_{n \rightarrow \infty} Y_n | \mathcal{G}) = \lim_{n \rightarrow \infty} E(Y_n | \mathcal{G}) \leq \\ &\leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E(X_n | \mathcal{G}) \text{ п. н.} \end{aligned}$$



Теорема 4.6 (теорема Лебега о мажорируемой сходимости условных математических ожиданий)

Пусть $\{X_n\}_{n \geq 1}$ — последовательность случайных величин таких, что $X_n \rightarrow X$ п. н., $|X_n| \leq Y$ п. н., $EY < \infty$. Тогда

$$E(X_n | \mathcal{G}) \rightarrow E(X | \mathcal{G}) \text{ п. н. и } E(|X_n - X| | \mathcal{G}) \rightarrow 0 \text{ п. н.}$$

Доказательство

Обозначим $Y_n = Y - X_n$. Тогда $Y_n \geq 0$ и $Y_n \rightarrow Y - X$ п. н. По теореме 4.5 имеем:

$$E(Y - X | \mathcal{G}) = E(\liminf_{n \rightarrow \infty} (Y - X_n) | \mathcal{G}) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E(Y - X_n | \mathcal{G}) \text{ п. н.,}$$

откуда следует, что

$$E(X | \mathcal{G}) \geq \limsup_{n \rightarrow \infty} E(X_n | \mathcal{G}) \text{ п. н.}$$

Обозначим $Z_n = Y + X_n$. Тогда $Z_n \geq 0$ и $Z_n \rightarrow Y + X$ п. н.

Доказательство

Аналогично получаем:

$$E(Y + X | \mathcal{G}) = E(\liminf_{n \rightarrow \infty} (Y + X_n) | \mathcal{G}) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E(Y + X_n | \mathcal{G}) \text{ п. н.},$$

т. е.

$$E(X | \mathcal{G}) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E(X_n | \mathcal{G}) \text{ п. н.}$$

Таким образом,

$$E(X | \mathcal{G}) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E(X_n | \mathcal{G}) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} E(X_n | \mathcal{G}) \leq E(X | \mathcal{G}) \text{ п. н.},$$

откуда следует сходимость $E(X_n | \mathcal{G}) \rightarrow E(X | \mathcal{G})$ п. н.

Доказательство

Так как $|X_n| \leq Y$ п. н., то и $|X| \leq Y$ п. н. Тогда $|X_n - X| \rightarrow 0$ п. н. и $|X_n - X| \leq 2Y$ п. н. Значит, по только что доказанному, $E(|X_n - X| | \mathcal{G}) \rightarrow 0$ п. н. □

Лемма 4.5

Пусть случайная величина Z измерима относительно \mathcal{G} , $E|X| < \infty$ и $E|XZ| < \infty$. Тогда

$$E(XZ | \mathcal{G}) = ZE(X | \mathcal{G}) \text{ п. н.}$$

Доказательство

Пусть $X \geq 0$. Если $Z = I_A$ для некоторого $A \in \mathcal{G}$, то $A \cap B \in \mathcal{G}$ для любого $B \in \mathcal{G}$ и

$$\begin{aligned} E(ZE(X | \mathcal{G})I_B) &= E(E(X | \mathcal{G})I_{A \cap B}) = E(XI_{A \cap B}) = \\ &= E((XI_A)I_B) = E(XZI_B). \end{aligned}$$

Отсюда получаем, в силу линейности условного математического ожидания, справедливость утверждения леммы в случае, когда Z — простая случайная величина.

Доказательство

Пусть $Z \geq 0$ и пусть $\{Z_n\}_{n \geq 1}$ — последовательность простых неотрицательных случайных величин таких, что $Z_n \uparrow Z$ п. н. при $n \rightarrow \infty$. Тогда $0 \leq Z_n X \uparrow ZX$ п. н. и

$$E(Z_n X | \mathcal{G}) = Z_n E(X | \mathcal{G}) \uparrow Z E(X | \mathcal{G}) \text{ п. н. при } n \rightarrow \infty.$$

С другой стороны, по теореме 4.4 имеет место сходимость $E(Z_n X | \mathcal{G}) \uparrow E(ZX | \mathcal{G})$ п. н. при $n \rightarrow \infty$. Отсюда следует равенство $E(XZ | \mathcal{G}) = ZE(X | \mathcal{G})$ п. н. для неотрицательных X и Z .

Пусть теперь X и Z — произвольные случайные величины. Тогда используя разложения $X = X^+ - X^-$ и $Z = Z^+ - Z^-$, из доказанного выше для неотрицательных величин получим требуемое равенство. \square

Лемма 4.6

Если $EX^2 < \infty$, то $E(X - E(X | \mathcal{G}))^2 = EX^2 - E(E(X | \mathcal{G}))^2$.

Доказательство

Обозначим $Y = E(X | \mathcal{G})$. Применяя последовательно формулу полной вероятности (п. 5 леммы 4.2) и лемму 4.5, получаем:

$$E(XE(X | \mathcal{G})) = E(XY) = E(E(XY | \mathcal{G})) = E(YE(X | \mathcal{G})) = EY^2.$$

Тогда

$$\begin{aligned} E(X - E(X | \mathcal{G}))^2 &= E(X - Y)^2 = EX^2 - 2E(XY) + EY^2 = \\ &= EX^2 - EY^2 = EX^2 - E(E(X | \mathcal{G}))^2. \end{aligned}$$

