

## Теория вероятностей «Условное математическое ожидание»

### Условное математическое ожидание относительно события ненулевой меры

Условная вероятность относительно события ненулевой меры является *вероятностной мерой* на исходном измеримом пространстве  $(\Omega, \mathcal{F})$ . Следовательно, относительно неё можно ввести интеграл Лебега и определить *математическое ожидание*. Однако мы начнём с эквивалентного определения, записанного в другой форме.

**Определение 1.** Пусть  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  — вероятностное пространство,  $B \in \mathcal{F}$  — событие ненулевой вероятностной меры,  $\xi$  — случайная величина на  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . **Условным математическим ожиданием случайной величины  $\xi$  относительно события  $B$**  называется величина

$$\mathbb{E}[\xi|B] \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\mathbb{E}[\xi \cdot \mathbb{I}_B]}{\mathbb{P}\{B\}}.$$

**Замечание 1.** Введённое определение обобщает понятие условной вероятности. Действительно, если рассмотреть произвольное измеримое множество  $A \in \mathcal{F}$  и его индикаторную случайную величину  $\xi = \mathbb{I}_A$ , то её условное математическое ожидание относительно множества  $B$  совпадает с условной вероятностью  $A$  при условии  $B$ :

$$\mathbb{E}[\xi|B] = \frac{\mathbb{E}[\mathbb{I}_A \cdot \mathbb{I}_B]}{\mathbb{P}\{B\}} = \frac{\mathbb{E}[\mathbb{I}_{A \cap B}]}{\mathbb{P}\{B\}} = \frac{\mathbb{P}\{A \cap B\}}{\mathbb{P}\{B\}} = \mathbb{P}\{A|B\}.$$

Из определения следует, что

$$\mathbb{E}[\xi|B] = \frac{1}{\mathbb{P}\{B\}} \int_{\Omega} \xi \cdot \mathbb{I}_B d\mathbb{P}(\omega) = \int_B \xi \frac{d\mathbb{P}(\omega)}{\mathbb{P}\{B\}} = \int_B \xi d\mathbb{P}(\omega|B) = \int_{\Omega} \xi d\mathbb{P}(\omega|B),$$

где последнее равенство следует, из того, что  $\mathbb{P}\{\bar{B}|B\} = 0$ . Итак, условное математическое ожидание относительно события ненулевой вероятностной меры есть интеграл Лебега относительно вероятностной меры  $\mathbb{P}\{\cdot | B\}$ . Если переписать это утверждение через интеграл Стильтьеса, то получим

$$\mathbb{E}[\xi|B] = \int_{\mathbb{R}^n} x dF_{\xi}(x|B),$$

где  $F_{\xi}(x|B) = \mathbb{P}\{\xi < x|B\}$ .

Пусть теперь  $B_1, B_2, \dots$  — конечное или счётное объединение попарно непересекающихся множеств ненулевой меры. Тогда из формулы полной вероятности

$$F(x) = \sum_i \mathbb{P}\{B_i\} F(x|B_i)$$

и представления условного математического ожидания относительно события через интеграл Стильтьеса получаем **формулу полного математического ожидания**:

$$\mathbb{E}\xi = \sum_i \mathbb{P}\{B_i\} \mathbb{E}[\xi|B_i].$$

Данная формула оказывается очень удобной для вычисления математических ожиданий.

**Пример 1.** Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots$  — независимые одинаково распределённые случайные величины с конечными математическими ожиданиями,  $N$  — случайная величина, независимая от них, принимающая натуральные значения и имеющая конечное математическое ожидание. Определим случайную величину  $\eta = \sum_{i=1}^N \xi_i$ . Докажите *тождество Вальда*:

$$\mathbb{E}\eta = \mathbb{E}\xi_1 \cdot \mathbb{E}N.$$

*Доказательство.* Рассмотрим события  $B_n = \{N = n\}$ . Тогда

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\eta &= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\{N = n\} \mathbb{E}[\eta|B_n] = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\{N = n\} \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^n \xi_i\right] \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\{N = n\} \cdot n \mathbb{E}\xi_1 = \mathbb{E}\xi_1 \sum_{n=1}^{\infty} n \mathbb{P}\{N = n\} = \mathbb{E}\xi_1 \cdot \mathbb{E}N. \end{aligned}$$

□

## Условное математическое ожидание относительно разбиения

Двигаясь от частного к общему, мы сначала определим условное математическое ожидание относительно разбиения для дискретных случайных величин, а затем дадим определение в общем случае.

Итак, пусть  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  — дискретное вероятностное пространство и  $D = \{B_1, \dots, B_n\}$  — **разбиение**  $\Omega$ , т. е.  $B_i \in \mathcal{F}, \mathbb{P}\{B_i\} > 0$  и  $\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i = \Omega$ .

**Определение 2.** Условной вероятностью события  $A \in \mathcal{F}$  относительно разбиения  $D$  называется *случайная величина*

$$\mathbb{P}\{A|D\}(\omega) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{i=1}^n \mathbb{P}\{A|B_i\} \mathbb{I}_{B_i}(\omega).$$

Отметим, что данная случайная величина является простой и принимает на множествах  $B_i$  значения  $\mathbb{P}\{A|B_i\}$ . Перечислим простейшие свойства условной вероятности относительно разбиения.

1. Для любых  $A, B \in \mathcal{F}$  таких, что  $A \cap B = \emptyset$ , выполнено:  $\mathbb{P}\{A \cup B|D\}(\omega) = \mathbb{P}\{A|D\}(\omega) + \mathbb{P}\{B|D\}(\omega)$ .

2. Если  $D = \{\Omega\}$  (тривиальное разбиение), то  $\mathbb{P}\{A|D\}(\omega) = \mathbb{P}\{A\}$ .
3.  $\mathbb{E}[\mathbb{P}\{A|D\}(\omega)] = \mathbb{P}\{A\}$  (формула полной вероятности).

Рассмотрим теперь некоторую случайную величину  $\eta$ , принимающую конечное число значений:

$$\eta(\omega) = \sum_{i=1}^n y_i \mathbb{I}_{B_i}(\omega),$$

где  $B_i = \{\omega \mid \eta(\omega) = y_i\}$ . Разбиение  $D_\eta = \{B_1, \dots, B_n\}$  называется **разбиением, порождаемым случайной величиной  $\eta$** .

**Определение 3.** Условной вероятностью события  $A \in \mathcal{F}$  относительно случайной величины  $\eta$ , принимающей конечный набор значений будем называть следующую *случайную величину*:

$$\mathbb{P}\{A|\eta\} \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{P}\{A|D_\eta\}.$$

Данное определение легко обобщается на случай конечного числа случайных величин  $\eta_1, \dots, \eta_m$ , имеющих конечное множество значений. Рассмотрим разбиение  $D_{\eta_1, \dots, \eta_m}$ , состоящее из событий

$$D_{y_1, \dots, y_m} = \{\omega \mid \eta_1(\omega) = y_1, \dots, \eta_m(\omega) = y_m\}$$

для всех возможных наборов  $(y_1, \dots, y_m)$ .

**Определение 4.** Условной вероятностью события  $A \in \mathcal{F}$  относительно случайных величин  $\eta_1, \dots, \eta_m$ , принимающих конечный набор значений будем называть следующую *случайную величину*:

$$\mathbb{P}\{A|\eta_1, \dots, \eta_m\} \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{P}\{A|D_{\eta_1, \dots, \eta_m}\}.$$

Рассмотрим случайную величину  $\xi$ , принимающую конечное число значений,

$$\xi = \sum_{i=1}^m x_i \mathbb{I}_{A_i}, \quad A_i = \{\omega \mid \xi(\omega) = x_i\}$$

и некоторое разбиение  $D = \{B_1, \dots, B_m\}$ . Математическое ожидание  $\xi$ , как мы знаем, определяется через вероятности  $\mathbb{P}\{A_i\}$  по формуле

$$\mathbb{E}\xi = \sum_{i=1}^m x_i \mathbb{P}\{A_i\}.$$

Если в данной формуле заменить  $\mathbb{P}\{A_i\}$  на  $\mathbb{P}\{A_i|D\}$ , то получим определение **условного математического ожидания  $\xi$ , принимающей конечный набор значений, относительно разбиения  $D$** :

$$\mathbb{E}[\xi|D](\omega) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{i=1}^m x_i \mathbb{P}\{A_i|D\}(\omega).$$

Отметим, что условное математическое ожидание относительно разбиения — это случайная величина. Кроме того,  $\mathbb{E}[\xi|D](\omega)$  для всех  $\omega$  из одного элемента разбиения  $B_i$  принимает одно и то же значение  $\sum_{j=1}^m x_j \mathbb{P}\{A_j|B_i\} \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\xi|B_i]$ . Данное наблюдение приводит нас к общему определению математического ожидания относительно разбиения.

**Определение 5.** Условным математическим ожиданием случайной величины  $\xi$  относительно разбиения  $D = \{B_1, \dots, B_n\}$  называется случайная величина

$$\mathbb{E}[\xi|D](\omega) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\xi|B_i] \mathbb{I}_{B_i}(\omega).$$

Перечислим некоторые важные свойства условного математического ожидания относительно разбиения ( $\xi, \eta$  — случайные величины, имеющие конечные мат. ожидания).

1.  $\mathbb{E}[a\xi + b\eta|D](\omega) = a\mathbb{E}[\xi|D](\omega) + b\mathbb{E}[\eta|D](\omega)$ , где  $a, b$  — константы.
2.  $\mathbb{E}[\xi|\{\Omega\}](\omega) = \mathbb{E}\xi$ .
3.  $\mathbb{E}[C|D] = C$ , где  $C$  — константа.
4.  $\mathbb{E}[\mathbb{I}_A|D] = \mathbb{P}\{A|D\}$ .
5.  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|D]] = \mathbb{E}\xi$  (обобщение формулы полной вероятности). Действительно,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|D]] &= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\xi|B_i] \mathbb{I}_{B_i}\right] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\xi|B_i] \mathbb{E}[\mathbb{I}_{B_i}] = \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{\mathbb{E}[\xi \mathbb{I}_{B_i}]}{\mathbb{P}\{B_i\}} \cdot \mathbb{P}\{B_i\} = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\xi \mathbb{I}_{B_i}] = \mathbb{E}\left[\xi \sum_{i=1}^n \mathbb{I}_{B_i}\right] = \mathbb{E}\xi \end{aligned}$$

в силу того, что  $B_i$  образуют разбиение  $\Omega$ .

6. Если  $\eta = \sum_{i=1}^n x_i \mathbb{I}_{B_i}$ , то  $\mathbb{E}[\xi\eta|D](\omega) = \eta(\omega)\mathbb{E}[\xi|D](\omega)$ . Действительно, для всех  $\omega \in B_i$  выполняется  $\mathbb{E}[\xi\eta|D](\omega) = \mathbb{E}[\xi\eta|B_i] = x_i \mathbb{E}[\xi|B_i] = \eta(\omega)\mathbb{E}[\xi|D](\omega)$ .

**Упражнение 1. (The Coin Flip Conundrum).** Два брата Орвилл и Уилбур<sup>1</sup> спорят за право первым испытать самолёт, который они построили. Для этого Уилбур, более сведущий в теории вероятностей, предложил решить спор следующей игрой. Братья по очереди бросают симметричную монетку (считаем, что сжульничать в броске невозможно). Если раньше выпадут два орла подряд, то выигрывает Орвилл, а если раньше выпадет сначала орёл, а потом решка, то выигрывает Уилбур. Так как Орвилл плохо знает теорию вероятностей и полностью доверяет своему брату, он согласился на эту игру. Насколько честна такая игра?

<sup>1</sup>[https://en.wikipedia.org/wiki/Wright\\_brothers](https://en.wikipedia.org/wiki/Wright_brothers)

*Решение.* Покажем, что игра нечестна. Отдельно рассмотрим, сколько раз в среднем нужно бросить монетку, чтобы выпало два подряд орла. Пусть  $X$  — число бросков монеты до первого выпадения двух орлов подряд,  $X_1$  — число бросков монеты до первого выпадения орла,  $X_2$  — число бросков монеты после выпадения первого орла. Нам нужно найти  $\mathbb{E}[X]$ . Заметим, что  $X = X_1 + X_2 \Rightarrow \mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[X_1] + \mathbb{E}[X_2]$ .

$$\mathbb{P}\{X_1 = k\} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2^{k-1}} = \frac{1}{2^k} \Rightarrow \mathbb{E}[X_1] = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k}{2^k} \stackrel{\textcircled{1}}{=} 2,$$

где равенство  $\textcircled{1}$  доказывается в конце этого документа (см. пример про алгоритм типа “Лас-Вегас”). Итак,  $\mathbb{E}[X] = 2 + \mathbb{E}[X_2]$ . Пользуясь формулой для полного математического ожидания, получаем

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_2] &= \frac{1}{2}\mathbb{E}[X_2 \mid \text{на шаге } (X_1 + 1) \text{ выпала решка}] + \frac{1}{2}\mathbb{E}[X_2 \mid \text{на шаге } (X_1 + 1) \text{ выпал орёл}] \\ &= \frac{1}{2}(1 + \mathbb{E}[X]) + \frac{1}{2} = \frac{1}{2}\mathbb{E}[X] + 1, \end{aligned}$$

откуда

$$\mathbb{E}[X] = 2 + \frac{1}{2}\mathbb{E}[X] + 1 \Rightarrow \mathbb{E}[X] = 6,$$

то есть среднее число бросков до первого выпадения двух подряд орлов равно 6.

Аналогично рассмотрим, сколько раз в среднем нужно бросить монетку, чтобы выпал сначала орёл, а затем сразу решка. Пусть  $Y$  — число бросков монеты до первого выпадения орла и следом за ним решка,  $Y_1$  — число бросков монеты до первого выпадения орла,  $Y_2$  — число бросков монеты после выпадения первого орла. Нам нужно найти  $\mathbb{E}[Y]$ . Заметим, что  $Y = Y_1 + Y_2 \Rightarrow \mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[Y_1] + \mathbb{E}[Y_2]$ . Так как  $\mathbb{E}[Y_1] = \mathbb{E}[X_1] = 2$ , то  $\mathbb{E}[Y] = 2 + \mathbb{E}[Y_2]$ . Пользуясь формулой для полного математического ожидания, получаем

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y_2] &= \frac{1}{2}\mathbb{E}[Y_2 \mid \text{на шаге } (Y_1 + 1) \text{ выпала решка}] + \frac{1}{2}\mathbb{E}[Y_2 \mid \text{на шаге } (Y_1 + 1) \text{ выпал орёл}] \\ &= \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(1 + \mathbb{E}[Y_2]) = \frac{1}{2}\mathbb{E}[Y_2] + 1 \Rightarrow \mathbb{E}[Y_2] = 2, \end{aligned}$$

откуда

$$\mathbb{E}[Y] = 2 + 2 = 4,$$

то есть среднее число бросков до первого выпадения орла, а затем сразу решки равно 4. Таким образом, Уилбур предложил нечестные правила игры.  $\square$

**Упражнение 2.** Показать, что если  $\mathbb{D}\xi < \infty$ , то  $\mathbb{E}[\xi|D]$  минимизирует средний квадрат отклонения  $\mathbb{E}[(\xi - \eta)^2]$  среди всех случайных величин  $\eta$ , измеримых относительно  $\sigma$ -алгебры, порождённой разбиением  $D$ .

*Доказательство.* Во-первых, заметим, что случайные величины, измеримые относительно  $\sigma$ -алгебры, порождённой разбиением  $D$ , являются те и только те случайные величины, которые принимают постоянные значения на элементах разбиения  $B_i$ . Во-вторых, используя формулу полного математического ожидания, получим

$$\mathbb{E}[(\xi - \eta)^2] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[(\xi - \eta)^2 | B_i] \mathbb{P}\{B_i\} = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[(\xi - x_i)^2 | B_i] \mathbb{P}\{B_i\},$$

где  $x_i$  — значения, принимаемые случайной величиной  $\eta$ , на элементах разбиения  $B_i$ . Напомним, что  $a^* = \mathbb{E}\xi$  минимизирует выражение  $\mathbb{E}[(\xi - a)^2]$  по  $a$ . Аналогично и здесь можно показать, что оптимальные значения случайной величины на элементах разбиения будут равны  $y_i^* = \mathbb{E}[\xi|B_i]$  (нужно лишь заметить, что  $\mathbb{E}[\xi|B_i]$  обладает всеми необходимыми свойствами  $\mathbb{E}\xi$ , которые использовались для аналогичного результата для дисперсии).  $\square$

Данное упражнение показывает, что условное математическое ожидание случайной величины  $\xi$  относительно разбиения  $D$  — это проекция в пространстве  $L_2$  случайной величины  $\xi$  на подпространство случайных величин, измеримых относительно  $\sigma(D)$ , то есть оператор условного математического ожидания относительно разбиения является проектором на указанное подпространство.

Рассмотрим конечное число случайных величин  $\eta_1, \dots, \eta_m$ , имеющих конечное множество значений. Рассмотрим разбиение  $D_{\eta_1, \dots, \eta_m}$ , состоящее из событий

$$D_{y_1, \dots, y_m} = \{\omega \mid \eta_1(\omega) = y_1, \dots, \eta_m(\omega) = y_m\}$$

для всех возможных наборов  $(y_1, \dots, y_m)$ .

**Определение 6.** Условным математическим ожиданием случайной величины  $\xi$  относительно случайных величин  $\eta_1, \dots, \eta_m$  будем называть следующую *случайную величину*:

$$\mathbb{E}[\xi|\eta_1, \dots, \eta_m] \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\xi|D_{\eta_1, \dots, \eta_m}].$$

Некоторые свойства, следующие из определения:

- 1) если  $\xi$  и  $\eta$  независимы, то  $\mathbb{E}[\xi|\eta] = \mathbb{E}\xi$ ;
- 2)  $\mathbb{E}[\eta|\eta] = \eta$ .

### Условное математическое ожидание относительно $\sigma$ -алгебры

Рассмотрим вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  и некоторую  $\sigma$ -алгебру  $\mathcal{D} \subseteq \mathcal{F}$  ( $\mathcal{D}$  —  $\sigma$ -подалгебра  $\mathcal{F}$ ). Пусть  $\xi$  — некоторая случайная величина. Мы определяли математического ожидания случайной величины  $\xi$  (интеграл Лебега по вероятностной мере) в два этапа: сначала это было сделано для неотрицательных случайных величин, а затем и в общем случае мат. ожидание было определено формулой:

$$\mathbb{E}\xi = \mathbb{E}\xi^+ - \mathbb{E}\xi^- \quad \text{при условии, что } \min\{\mathbb{E}\xi^-, \mathbb{E}\xi^+\} < \infty.$$

Подобная же конструкция используется для определения условного мат. ожидания относительно  $\sigma$ -алгебры.

**Определение 7.** 1. Условным математическим ожиданием неотрицательной случайной величины  $\xi$  относительно  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{D}$  называется *расширенная случайная величина*  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}](\omega)$  (т.е. принимающая значения из  $\overline{\mathbb{R}} = [-\infty, +\infty]$ ), такая, что

- а)  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}](\omega)$  является  $\mathcal{D}$ -измеримой;

b) для любого события  $A \in \mathcal{D}$  выполняется:

$$\int_A \xi d\mathbb{P} = \int_A \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] d\mathbb{P}.$$

**2. Условным математическим ожиданием произвольной случайной величины  $\xi$  относительно  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{D}$**  называется *расширенная случайная величина*

$$\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}](\omega) \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\xi^+|\mathcal{D}](\omega) - \mathbb{E}[\xi^-|\mathcal{D}](\omega)$$

при условии, что с вероятностью 1 выполнено неравенство:

$$\min\{\mathbb{E}[\xi^-|\mathcal{D}](\omega), \mathbb{E}[\xi^+|\mathcal{D}](\omega)\} < \infty,$$

причём на множестве нулевой вероятностной меры  $\{\omega \in \Omega \mid \min\{\mathbb{E}[\xi^-|\mathcal{D}](\omega), \mathbb{E}[\xi^+|\mathcal{D}](\omega)\} = \infty\}$  значение условного математического ожидания определяется произвольным образом. Если же  $\mathbb{P}\{\omega \in \Omega \mid \min\{\mathbb{E}[\xi^-|\mathcal{D}](\omega), \mathbb{E}[\xi^+|\mathcal{D}](\omega)\} = \infty\} > 0$ , то условное математическое ожидания  $\xi$  относительно  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{D}$  неопределено.

**Замечание 2.** Существование условного математического ожидания для неотрицательных случайных величин гарантирует теорема Радона-Никодима. Для этого рассмотрим неотрицательную случайную величину  $\xi$  и функцию множеств

$$Q(A) = \int_A \xi d\mathbb{P}, \quad A \in \mathcal{D}.$$

Легко показать, что  $Q(\cdot)$  является мерой на  $(\Omega, \mathcal{D})$ , которая *абсолютно непрерывна* относительно меры  $\mathbb{P}$  (по определению, это означает, что из  $\mathbb{P}\{A\} = 0, A \in \mathcal{D}$  следует  $Q(A) = 0$ ). Тогда по теореме Радона-Никодима существует такая неотрицательная  $\mathcal{D}$ -измеримая расширенная случайная величина  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}](\omega)$ , что

$$Q(A) = \int_A \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] d\mathbb{P}.$$

Она определена с точностью до множества  $\mathbb{P}$ -меры нуль.

**Замечание 3.** Отметим, что свойство (b) из определения будет выполнено, если положить  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] = \xi$ . Но так сделать в общем случае нельзя, т. к.  $\xi$  не обязана быть  $\mathcal{D}$ -измеримой.

**Замечание 4.** В случае тривиальной  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{D} = \{\emptyset, \Omega\}$  получаем, что  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] = \mathbb{E}\xi$ .

**Определение 8.** Условной вероятностью события  $B \in \mathcal{F}$  относительно  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{D}$  называется *обобщённая случайная величина*

$$\mathbb{P}\{B|\mathcal{D}\}(\omega) \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\mathbb{I}_B|\mathcal{D}](\omega).$$

Из введённых определений следует, что для каждого фиксированного  $B \in \mathcal{F}$  выполнено:

а)  $\mathbb{P}\{B|\mathcal{D}\}(\omega)$  является  $\mathcal{D}$ -измеримой;

б) для любого  $A \in \mathcal{D}$

$$\mathbb{P}\{A \cap B\} = \int_A \mathbb{P}\{B|\mathcal{D}\} d\mathbb{P}.$$

**Определение 9.** Условным математическим ожиданием случайной величины  $\xi$  относительно случайной величины  $\eta$  называется обобщённая случайная величина

$$\mathbb{E}[\xi|\eta](\omega) \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_\eta](\omega),$$

где  $\mathcal{D}_\eta$  —  $\sigma$ -алгебра, порождённая случайной величиной  $\eta$  (при условии, что  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_\eta](\omega)$  определено).

**Определение 10.** Условной вероятностью события  $B \in \mathcal{F}$  относительно случайной величины  $\eta$  называется обобщённая случайная величина

$$\mathbb{P}\{B|\eta\}(\omega) \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{P}\{\mathbb{I}_B|\mathcal{D}_\eta\}(\omega),$$

где  $\mathcal{D}_\eta$  —  $\sigma$ -алгебра, порождённая случайной величиной  $\eta$  (при условии, что  $\mathbb{P}\{B|\mathcal{D}_\eta\}(\omega)$  определена).

Следующая теорема показывает, что введённое определение условного математического ожидания согласуется с определением, данным на прошлом семинаре.

**Теорема 1.** Пусть  $D = \{B_1, \dots, B_n\}$  — некоторое разбиение вероятностного пространства  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . Пусть  $\mathcal{D} = \sigma(D)$  и  $\xi$  — некоторая случайная величина, для которой  $\mathbb{E}\xi$  определено. Тогда с вероятностью 1 выполнено равенство

$$\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] = \mathbb{E}[\xi|D].$$

*Доказательство.* Действительно, если случайная величина  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}]$  является  $\mathcal{D}$ -измеримой, то она принимает постоянные значения на элементах разбиения  $B_i$  (с вероятностью 1), т.е. с вероятностью 1 выполняется равенство

$$\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] = \sum_{i=1}^n x_i \mathbb{I}_{B_i}.$$

Тогда для всех  $B_i$  из определения условного математического ожидания относительно  $\sigma$ -алгебры имеем:

$$\int_{B_i} \xi d\mathbb{P} = \int_{B_i} \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] d\mathbb{P} = x_i \mathbb{P}\{B_i\} \Rightarrow x_i = \frac{1}{\mathbb{P}\{B_i\}} \int_{B_i} \xi d\mathbb{P} \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\xi|B_i],$$

то есть

$$\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] = \sum_{i=1}^n x_i \mathbb{I}_{B_i} = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[\xi|B_i] \mathbb{I}_{B_i} \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\xi|D].$$

□



Перечислим теперь важные свойства условного математического ожидания относительно  $\sigma$ -алгебры.

1. Если  $c$  — константа и  $\xi = c$  с вероятностью 1, то с вероятностью 1  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] = c$ . Данное свойство следует из того, что константная функция измерима относительно  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{D}$  и удовлетворяет равенству:

$$\int_A \xi d\mathbb{P} = \int_A c d\mathbb{P}, \quad \forall A \in \mathcal{D}.$$

2. Если  $\xi \leq \eta$  с вероятностью 1, то  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] \leq \mathbb{E}[\eta|\mathcal{D}]$  с вероятностью 1. Действительно, мы имеем

$$\int_A \xi d\mathbb{P} \leq \int_A \eta d\mathbb{P}, \quad \forall A \in \mathcal{D},$$

а значит,

$$\int_A \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] d\mathbb{P} \leq \int_A \mathbb{E}[\eta|\mathcal{D}] d\mathbb{P}, \quad \forall A \in \mathcal{D}.$$

Последнее означает, что  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] \leq \mathbb{E}[\eta|\mathcal{D}]$  с вероятностью 1 (это следует из свойств интеграла Лебега и того факта, что  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}]$  и  $\mathbb{E}[\eta|\mathcal{D}]$  измеримы относительно  $\mathcal{D}$ ).

3.  $|\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}]| \leq \mathbb{E}[|\xi||\mathcal{D}]$  с вероятностью 1. Данное свойство вытекает из предыдущего.
4. Если  $a, b$  — постоянные и  $a\mathbb{E}\xi + b\mathbb{E}\eta$  определено, то с вероятностью 1 выполнено равенство

$$\mathbb{E}[a\xi + b\eta|\mathcal{D}] = a\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] + b\mathbb{E}[\eta|\mathcal{D}].$$

Данное свойство следует из линейности интеграла Лебега.

5. Если  $\mathcal{D}_* = \{\emptyset, \Omega\}$  — тривиальная  $\sigma$ -алгебра, то  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_*] = \mathbb{E}\xi$ . Это свойство следует из того, что константа  $\mathbb{E}\xi$  является  $\mathcal{D}_*$ -измеримой функцией и если  $A = \emptyset$  или  $A = \Omega$ , то выполняется

$$\int_A \xi d\mathbb{P} = \int_A \mathbb{E}\xi d\mathbb{P}.$$

6.  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{F}] = \xi$  с вероятностью 1. Поскольку  $\xi$  —  $\mathcal{F}$ -измерима и

$$\int_A \xi d\mathbb{P} = \int_A \xi d\mathbb{P}, \quad \forall A \in \mathcal{F},$$

то  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{F}] = \xi$  с вероятностью 1.

7. Если  $\mathcal{D}_1 \subseteq \mathcal{D}_2$ , то с вероятностью 1

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]|\mathcal{D}_1] = \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_1].$$

Действительно, для любого множества  $A \in \mathcal{D}_1 \subseteq \mathcal{D}_2$

$$\int_A \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_1] d\mathbb{P} = \int_A \xi d\mathbb{P}$$

и

$$\int_A \mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]|\mathcal{D}_1] d\mathbb{P} = \int_A \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2] d\mathbb{P} = \int_A \xi d\mathbb{P}.$$

Тогда для всех  $A \in \mathcal{D}_1$

$$\int_A \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_1] d\mathbb{P} = \int_A \mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]|\mathcal{D}_1] d\mathbb{P},$$

откуда следует, что  $\mathcal{D}_1$ -измеримые функции  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_1]$  и  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]|\mathcal{D}_1]$  совпадают с вероятностью 1.

8. Если  $\mathcal{D}_1 \supseteq \mathcal{D}_2$ , то с вероятностью 1

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]|\mathcal{D}_1] = \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2].$$

Действительно,  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]$  является  $\mathcal{D}_2$ -измеримой случайной величиной, а значит, и  $\mathcal{D}_1$ -измеримой. Кроме того,

$$\int_A \mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]|\mathcal{D}_1] d\mathbb{P} = \int_A \mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2] d\mathbb{P}.$$

Значит,  $\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]$  является одним из вариантов условного математического ожидания  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}_2]|\mathcal{D}_1]$ .

9. С вероятностью 1 выполнено равенство  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}]] = \mathbb{E}\xi$ . Данное свойство следует из свойства 7, если взять  $\mathcal{D}_1 = \mathcal{D}_* = \{\emptyset, \Omega\}$  и  $\mathcal{D}_2 = \mathcal{D}$  и воспользоваться свойством 5.

10. Если для случайной величины  $\xi$  определено математическое ожидание  $\mathbb{E}\xi$  и она не зависит от  $\sigma$ -алгебры  $\mathcal{D}$  (то есть не зависит от  $\mathbb{I}_A$  для всех  $A \in \mathcal{D}$ ), то с вероятностью 1

$$\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}] = \mathbb{E}\xi.$$

Это так, поскольку  $\mathbb{E}\xi$  является  $\mathcal{D}$ -измеримой случайной величиной и верна цепочка равенств

$$\int_A \xi d\mathbb{P} = \mathbb{E}[\xi\mathbb{I}_A] = \mathbb{E}\xi \cdot \mathbb{E}\mathbb{I}_A = \mathbb{E}\xi \cdot \mathbb{P}\{A\} = \int_A \mathbb{E}\xi d\mathbb{P}.$$

11. Если  $\eta$  —  $\mathcal{D}$ -измеримая случайная величина,  $\mathbb{E}|\eta| < \infty$  и  $\mathbb{E}|\xi\eta| < \infty$ , то с вероятностью 1

$$\mathbb{E}[\xi\eta|\mathcal{D}] = \eta\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}].$$

В частности,

$$\mathbb{E}[\xi\eta|\mathcal{D}] = \eta\mathbb{E}[\xi|\mathcal{D}]$$

с вероятностью 1. Данное свойство доказывается сначала для простых функций  $\eta$ , а потом для произвольных  $\mathcal{D}$ -измеримых функций путём предельного перехода.

**Определение 11.** Пусть  $\xi$  и  $\eta$  — случайные величины и  $\mathbb{E}\xi$  определено. **Условным математическим ожиданием случайной величины  $\xi$  при условии, что  $\eta = y$**  называется борелевская функция  $\mathbb{E}[\xi|\eta = y] \stackrel{\text{def}}{=} m(y)$  такая, что

$$\int_{\{\omega \in \Omega | \eta(\omega) \in B\}} \xi(\omega) d\mathbb{P}(\omega) = \int_B m(y) d\mathbb{P}_\eta(y), \quad \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}).$$

Существование такой функции показывается аналогичными рассуждениями с использованием теоремы Радона-Никодима, что и при доказательстве существования условного математического ожидания относительно  $\sigma$ -алгебры.

Применяя теорему о замене переменных под знаком интеграла Лебега, получим, что

$$\int_{\{\omega \in \Omega | \eta(\omega) \in B\}} \xi(\omega) d\mathbb{P}(\omega) = \int_B m(y) d\mathbb{P}_\eta(y) = \int_{\{\omega \in \Omega | \eta(\omega) \in B\}} m(\eta(\omega)) d\mathbb{P}(\omega), \quad \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}).$$

Случайная величина  $m(\eta)$  является  $\mathcal{D}_\eta$ -измеримой, а множествами  $\{\omega \in \Omega | \xi(\omega) \in B\}$   $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$  исчерпываются все множества из  $\mathcal{D}_\eta$ . Следовательно,  $m(\eta) = \mathbb{E}[\xi|\eta]$  с вероятностью 1. Отсюда следует, что можно восстановить  $\mathbb{E}[\xi|\eta]$ , зная  $\mathbb{E}[\xi|\eta = y]$ , и, наоборот, по  $\mathbb{E}[\xi|\eta]$  можно найти  $\mathbb{E}[\xi|\eta = y]$ .

Можно показать, что для любой  $\mathcal{B}(\mathbb{R}^2)$ -измеримой функции  $\varphi(x, y)$  и независимых случайных величин  $\xi$  и  $\eta$  таких, что  $\mathbb{E}|\varphi(\xi, \eta)| < \infty$ , то с вероятностью 1

$$\mathbb{E}[\varphi(\xi, \eta)|\eta = y] = \mathbb{E}[\varphi(\xi, y)].$$

Данный факт оказывается очень полезным при решении задач, но мы его оставим без доказательства.

**Определение 12.** Условной вероятностью события  $A \in \mathcal{F}$  при условии, что  $\eta = y$  будем называть *расширенную случайную величину*

$$\mathbb{P}\{A|\eta = y\} \stackrel{\text{def}}{=} \mathbb{E}[\mathbb{I}_A|\eta = y].$$

Заметим, что из данного определения следует определение условной вероятности  $\mathbb{P}\{A|\eta = y\}$ :

$$\mathbb{P}\{A \cap \{\omega \in \Omega | \eta(\omega) \in B\}\} = \int_B \mathbb{P}\{A|\eta = y\} d\mathbb{P}_\eta(y), \quad \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}).$$

**Пример 2.** Пусть  $(\xi, \eta)$  — пара случайных величин, имеющих совместное абсолютно непрерывное распределение с плотностью  $f_{\xi, \eta}(x, y)$ . Пусть  $f_\xi(x)$  и  $f_\eta(y)$  — плотности распределения  $\xi$  и  $\eta$  соответственно. Теперь мы готовы обосновать факт, что плотность условного распределения  $\xi|\eta$  равна

$$f_{\xi|\eta}(x|y) = g(x, y),$$

где  $g(x, y) = \frac{f_{\xi, \eta}(x, y)}{f_\eta(y)}$ , причём  $g(x, y)$  положим равной нулю, если  $f_\eta(y) = 0$ . Иными словами, нам нужно показать, что

$$\mathbb{P}\{\xi \in C|\eta = y\} = \int_C g(x, y) dx, \quad \forall C \in \mathcal{B}(\mathbb{R}).$$

Для этого воспользуемся определением условной вероятности:

$$\mathbb{P}\{\{\omega \in \Omega \mid \xi(\omega) \in C\} \cap \{\omega \in \Omega \mid \eta(\omega) \in B\}\} = \int_B \mathbb{P}\{\xi \in C \mid \eta = y\} d\mathbb{P}_\eta(y), \quad \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}).$$

Используя *теорему Фубини*, получим

$$\begin{aligned} \int_B \left[ \int_C g(x, y) dx \right] d\mathbb{P}_\eta(y) &= \int_B \left[ \int_C g(x, y) dx \right] d\mathbb{P}_\eta(y) \\ &= \int_B \left[ \int_C g(x, y) dx \right] f_\eta(y) dy \\ &= \int_{C \times B} g(x, y) = \frac{f_{\xi, \eta}(x, y)}{f_\eta(y)} f_\eta(y) dx dy \\ &= \int_{C \times B} f_{\xi, \eta}(x, y) dx dy \\ &= \mathbb{P}\{\xi \in C, \eta \in B\}, \end{aligned}$$

откуда следует, что

$$\mathbb{P}\{\xi \in C \mid \eta = y\} = \int_C g(x, y) dx, \quad \forall C \in \mathcal{B}(\mathbb{R}).$$

Аналогичным образом, можно показать, что

$$\mathbb{E}[\xi \mid \eta = y] = \int_{\mathbb{R}} x f_{\xi \mid \eta}(x \mid y) dx.$$

**Замечание 5.** Если в определении  $\mathbb{P}\{A \mid \eta = y\}$  взять  $B = \mathbb{R}$ , то получим **формулу полной вероятности**:

$$\mathbb{P}\{A\} = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{P}\{A \mid \eta = y\} d\mathbb{P}_\eta(y).$$

Например, если  $A = \{\omega \in \Omega \mid \varphi(\xi, \eta) < 0\} \stackrel{\text{def}}{=} \{\varphi(\xi, \eta) < 0\}$ , где  $\varphi(x, y)$  — некоторая борелевская функция, а  $\xi$  и  $\eta$  — независимые случайные величины, то

$$\mathbb{P}\{\varphi(\xi, \eta) < 0\} = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{P}\{\varphi(\xi, \eta) < 0 \mid \eta = y\} d\mathbb{P}_\eta(y) = \int_{\mathbb{R}} \mathbb{P}\{\varphi(\xi, y) < 0\} d\mathbb{P}_\eta(y).$$