

## Распределение суммы двух случайных величин

Пусть  $X \sim F_X(x)$ ,  $Y \sim F_Y(y)$ . Требуется найти распределение случайной величины  $Z = X + Y$ .

## Распределение суммы двух случайных величин

Пусть  $X \sim F_X(x)$ ,  $Y \sim F_Y(y)$ . Требуется найти распределение случайной величины  $Z = X + Y$ .

Если  $X$  и  $Y$  **зависимы**, то для разных форм зависимости можно получить разное распределение суммы (при заданных  $F_X(x)$ ,  $F_Y(y)$ ).

## Распределение суммы двух случайных величин

Пусть  $X \sim F_X(x)$ ,  $Y \sim F_Y(y)$ . Требуется найти распределение случайной величины  $Z = X + Y$ .

Если  $X$  и  $Y$  **зависимы**, то для разных форм зависимости можно получить разное распределение суммы (при заданных  $F_X(x)$ ,  $F_Y(y)$ ).

Например,

$$X = Y \sim N(0,1), \Rightarrow Z = 2X \Rightarrow Z \sim N(0,2);$$

## Распределение суммы двух случайных величин

Пусть  $X \sim F_X(x)$ ,  $Y \sim F_Y(y)$ . Требуется найти распределение случайной величины  $Z = X + Y$ .

Если  $X$  и  $Y$  **зависимы**, то для разных форм зависимости можно получить разное распределение суммы (при заданных  $F_X(x)$ ,  $F_Y(y)$ ).

Например,

$$X = Y \sim N(0,1), \Rightarrow Z = 2X \Rightarrow Z \sim N(0,2);$$

но если  $Y = -X \Rightarrow X, Y \sim N(0,1)$ ; при этом  $Z \equiv 0$ .

Пусть  $X$  и  $Y$  **независимые дискретные** величины,  
 $P(X = i) = p_i, P(Y = i) = q_i, i = 0, 1, \dots, k.$

Пусть  $X$  и  $Y$  **независимые дискретные** величины,  
 $P(X = i) = p_i, P(Y = i) = q_i, i = 0, 1, \dots, k.$

Тогда  $P(Z = k) = P(\{X = 0, Y = k\} \cup \{X = 1, Y = k - 1\} \dots$   
 $\dots \cup \{X = k, Y = 0\}) = \sum_{i=0}^k P(X = i, Y = k - i) =$

Пусть  $X$  и  $Y$  **независимые дискретные** величины,  
 $P(X = i) = p_i$ ,  $P(Y = i) = q_i$ ,  $i = 0, 1, \dots, k$ .

Тогда  $P(Z = k) = P(\{X = 0, Y = k\} \cup \{X = 1, Y = k - 1\} \dots$

$$\dots \cup \{X = k, Y = 0\}) = \sum_{i=0}^k P(X = i, Y = k - i) =$$

$$= \sum_{i=0}^k P(X = i) \cdot P(Y = k - i) = \sum_{i=0}^k p_i q_{k-i}$$

Пусть  $X$  и  $Y$  **независимые дискретные** величины,  
 $P(X = i) = p_i$ ,  $P(Y = i) = q_i$ ,  $i = 0, 1, \dots, k$ .

Тогда  $P(Z = k) = P(\{X = 0, Y = k\} \cup \{X = 1, Y = k - 1\} \dots$

$$\dots \cup \{X = k, Y = 0\}) = \sum_{i=0}^k P(X = i, Y = k - i) =$$

$$= \sum_{i=0}^k P(X = i) \cdot P(Y = k - i) = \sum_{i=0}^k p_i q_{k-i}$$

- свертка последовательностей  $p_i$  и  $q_i$ .



Пусть  $X$  и  $Y$  - **независимые непрерывные** случайные величины.

Пусть  $X$  и  $Y$  - **независимые непрерывные** случайные величины.

Теорема. Пусть  $f_X(x)$ ,  $f_Y(y)$  - плотности  $X$  и  $Y$ . Тогда плотность суммы  $f_Z(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)f_Y(t-x)dx$  (свертка плотностей).

Пусть  $X$  и  $Y$  - **независимые непрерывные** случайные величины.

Теорема. Пусть  $f_X(x)$ ,  $f_Y(y)$  - плотности  $X$  и  $Y$ . Тогда плотность суммы  $f_Z(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(t-x) dx$  (свертка плотностей).

Доказательство.

$$F_Z(z) = F_{X+Y}(z) = P(X + Y < z) = P((X, Y) \in \{(x, y) : x + y < z\}) =$$

Пусть  $X$  и  $Y$  - **независимые непрерывные** случайные величины.

Теорема. Пусть  $f_X(x)$ ,  $f_Y(y)$  - плотности  $X$  и  $Y$ . Тогда плотность суммы  $f_Z(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(t-x) dx$  (свертка плотностей).

Доказательство.

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= F_{X+Y}(z) = P(X + Y < z) = P((X, Y) \in \{(x, y) : x + y < z\}) = \\ &= \iint_{x+y < z} f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \int_{-\infty}^{z-x} f_Y(y) dy dx = \quad | \text{ } y = t - x \text{ } | \end{aligned}$$

Пусть  $X$  и  $Y$  - **независимые непрерывные** случайные величины.

Теорема. Пусть  $f_X(x)$ ,  $f_Y(y)$  - плотности  $X$  и  $Y$ . Тогда плотность суммы  $f_Z(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(t-x) dx$  (свертка плотностей).

Доказательство.

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= F_{X+Y}(z) = P(X+Y < z) = P((X, Y) \in \{(x, y) : x+y < z\}) = \\ &= \iint_{x+y < z} f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \int_{-\infty}^{z-x} f_Y(y) dy dx = \quad | y = t - x | \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \int_{-\infty}^z f_Y(t-x) dt dx = \int_{-\infty}^z \underbrace{\left\{ \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(t-x) dx \right\}}_{f_Z(t)} dt. \end{aligned}$$

Пусть  $X$  и  $Y$  - **независимые непрерывные** случайные величины.

Теорема. Пусть  $f_X(x)$ ,  $f_Y(y)$  - плотности  $X$  и  $Y$ . Тогда плотность суммы  $f_Z(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(t-x) dx$  (свертка плотностей).

Доказательство.

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= F_{X+Y}(z) = P(X+Y < z) = P((X, Y) \in \{(x, y) : x+y < z\}) = \\ &= \iint_{x+y < z} f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \int_{-\infty}^{z-x} f_Y(y) dy dx = \quad | \quad y = t - x \quad | \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \int_{-\infty}^z f_Y(t-x) dt dx = \int_{-\infty}^z \underbrace{\left\{ \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(t-x) dx \right\}}_{f_Z(t)} dt. \end{aligned}$$

Аналогично можно показать, что

$$f_Z(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y) f_X(t-y) dy.$$

**Пример.** Независимые случайные величины  $X, Y \geq 0$  заданы плотностями распределений

$$f(x) = \frac{1}{3} e^{-\frac{x}{3}}, \quad p(y) = \frac{1}{4} e^{-\frac{y}{4}}.$$

Найти плотность распределения случайной величины  $Z = X + Y$ .

**Пример.** Независимые случайные величины  $X, Y \geq 0$  заданы плотностями распределений

$$f(x) = \frac{1}{3} e^{-\frac{x}{3}}, \quad p(y) = \frac{1}{4} e^{-\frac{y}{4}}.$$

Найти плотность распределения случайной величины  $Z = X + Y$ .

Решение.  $g(z) = \int_0^{\infty} f(x)p(z-x)dx.$



**Пример.** Независимые случайные величины  $X, Y \geq 0$  заданы плотностями распределений

$$f(x) = \frac{1}{3} e^{-\frac{x}{3}}, \quad p(y) = \frac{1}{4} e^{-\frac{y}{4}}.$$

Найти плотность распределения случайной величины  $Z = X + Y$ .

Решение.  $g(z) = \int_0^{\infty} f(x)p(z-x)dx.$

Так как  $X = Z - Y \leq Z$ , то

$$g(z) = \int_0^z \frac{1}{3} e^{-\frac{x}{3}} \cdot \frac{1}{4} e^{-\frac{z-x}{4}} dx = \frac{1}{12} e^{-\frac{z}{4}} \int_0^z e^{-\frac{x}{12}} dx =$$

**Пример.** Независимые случайные величины  $X, Y \geq 0$  заданы плотностями распределений

$$f(x) = \frac{1}{3} e^{-\frac{x}{3}}, \quad p(y) = \frac{1}{4} e^{-\frac{y}{4}}.$$

Найти плотность распределения случайной величины  $Z = X + Y$ .

Решение.  $g(z) = \int_0^{\infty} f(x)p(z-x)dx.$

Так как  $X = Z - Y \leq Z$ , то

$$\begin{aligned} g(z) &= \int_0^z \frac{1}{3} e^{-\frac{x}{3}} \cdot \frac{1}{4} e^{-\frac{z-x}{4}} dx = \frac{1}{12} e^{-\frac{z}{4}} \int_0^z e^{-\frac{x}{12}} dx = \\ &= e^{-\frac{z}{4}} \left( 1 - e^{-\frac{z}{12}} \right), \quad z \geq 0. \end{aligned}$$

## Глава 6. Условное распределение случайных величин

Рассмотрим дискретную случайную величину  $(X, Y)$ , где  $X \in \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ,  $Y \in \{y_1, y_2, \dots, y_m\}$ .

## Глава 6. Условное распределение случайных величин

Рассмотрим дискретную случайную величину  $(X, Y)$ , где  $X \in \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ,  $Y \in \{y_1, y_2, \dots, y_m\}$ .

Обозначим

$$p(x_i | y_j) = P(X = x_i | Y = y_j)$$

- условную вероятность события  $X = x_i$  при условии, что произошло событие  $Y = y_j$  ( $i = 1, \dots, n$ ,  $j = 1, \dots, m$ ).

## Глава 6. Условное распределение случайных величин

Рассмотрим дискретную случайную величину  $(X, Y)$ , где  $X \in \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ,  $Y \in \{y_1, y_2, \dots, y_m\}$ .

Обозначим

$$p(x_i | y_j) = P(X = x_i | Y = y_j)$$

- условную вероятность события  $X = x_i$  при условии, что произошло событие  $Y = y_j$  ( $i = 1, \dots, n$ ,  $j = 1, \dots, m$ ).

**Условным распределением** случайной величины  $X$  при условии  $Y = y_j$  называют совокупность вероятностей  $p(x_i | y_j)$ ,  $i = 1, \dots, n$ , вычисленных в предположении, что наступило событие  $Y = y_j$  (где  $P(Y = y_j) \neq 0$ ).

Аналогично определяется условное распределение  $Y$ :

$$p(y_j | x_i) = P(Y = y_j | X = x_i).$$

Аналогично определяется условное распределение  $Y$ :

$$p(y_j | x_i) = P(Y = y_j | X = x_i).$$

Пусть известен закон распределения двумерной случайной величины  $(X, Y)$  (т.е. вероятности

$$p(x_i y_j) = P(X = x_i, Y = y_j)).$$

Аналогично определяется условное распределение  $Y$ :

$$p(y_j | x_i) = P(Y = y_j | X = x_i).$$

Пусть известен закон распределения двумерной случайной величины  $(X, Y)$  (т.е. вероятности

$$p(x_i y_j) = P(X = x_i, Y = y_j)).$$

Тогда можно вычислить условные законы распределения

$$p(x_i | y_j) = \frac{p(x_i y_j)}{p(y_j)}, \quad p(y_j | x_i) = \frac{p(x_i y_j)}{p(x_i)}, \quad i = 1, \dots, n, \quad j = 1, \dots, m.$$



Аналогично определяется условное распределение  $Y$ :

$$p(y_j | x_i) = P(Y = y_j | X = x_i).$$

Пусть известен закон распределения двумерной случайной величины  $(X, Y)$  (т.е. вероятности

$$p(x_i y_j) = P(X = x_i, Y = y_j)).$$

Тогда можно вычислить условные законы распределения

$$p(x_i | y_j) = \frac{p(x_i y_j)}{p(y_j)}, \quad p(y_j | x_i) = \frac{p(x_i y_j)}{p(x_i)}, \quad i = 1, \dots, n, \quad j = 1, \dots, m.$$

Очевидно, что

$$\sum_{i=1}^n p(x_i | y_j) = 1 \quad \forall j = 1, \dots, m; \quad \sum_{j=1}^m p(y_j | x_i) = 1 \quad \forall i = 1, \dots, n.$$

**Пример.** Распределение дискретной двумерной случайной величины задано таблицей

	$x_1$	$x_2$	$x_3$
$y_1$	0.1	0.3	0.2
$y_2$	0.06	0.18	0.16

Найти условный закон распределения  $X$ , если  $Y = y_1$ .

**Пример.** Распределение дискретной двумерной случайной величины задано таблицей

	$x_1$	$x_2$	$x_3$
$y_1$	0.1	0.3	0.2
$y_2$	0.06	0.18	0.16

Найти условный закон распределения  $X$ , если  $Y = y_1$ .

**Решение.**

$$p(x_1|y_1) = \frac{p(x_1, y_1)}{p(y_1)} = \frac{0.1}{0.6} = \frac{1}{6}, \quad p(x_2|y_1) = \frac{p(x_2, y_1)}{p(y_1)} = \frac{0.3}{0.6} = \frac{1}{2},$$

$$p(x_3|y_1) = \frac{p(x_3, y_1)}{p(y_1)} = \frac{0.2}{0.6} = \frac{1}{3}.$$

**Пример.** Распределение дискретной двумерной случайной величины задано таблицей

	$x_1$	$x_2$	$x_3$
$y_1$	0.1	0.3	0.2
$y_2$	0.06	0.18	0.16

Найти условный закон распределения  $X$ , если  $Y = y_1$ .

**Решение.**

$$p(x_1|y_1) = \frac{p(x_1, y_1)}{p(y_1)} = \frac{0.1}{0.6} = \frac{1}{6}, \quad p(x_2|y_1) = \frac{p(x_2, y_1)}{p(y_1)} = \frac{0.3}{0.6} = \frac{1}{2},$$

$$p(x_3|y_1) = \frac{p(x_3, y_1)}{p(y_1)} = \frac{0.2}{0.6} = \frac{1}{3}.$$

$$\text{Контроль: } \frac{1}{6} + \frac{1}{2} + \frac{1}{3} = 1.$$

Пусть  $(X, Y)$  - непрерывная двумерная случайная величина.

**Условной плотностью**  $f(x|y)$  распределения случайной величины  $X$  при условии, что случайная величина  $Y$  с плотностью  $f_Y(y) \neq 0$  приняла значение  $y$ , называется функция

$$f(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}.$$

Пусть  $(X, Y)$  - непрерывная двумерная случайная величина.

**Условной плотностью**  $f(x|y)$  распределения случайной величины  $X$  при условии, что случайная величина  $Y$  с плотностью  $f_Y(y) \neq 0$  приняла значение  $y$ , называется функция

$$f(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}.$$

Условная плотность  $Y$  при условии  $X = x$ :

$$f(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}.$$

Условные плотности распределений обладают всеми свойствами плотности распределения случайных величин.

Условные плотности распределений обладают всеми свойствами плотности распределения случайных величин.

1.  $f(x | y) \geq 0$ ;



Условные плотности распределений обладают всеми свойствами плотности распределения случайных величин.

1.  $f(x | y) \geq 0;$

2.  $F_X(x | y) = \int_{-\infty}^x f(t | y) dt;$

Условные плотности распределений обладают всеми свойствами плотности распределения случайных величин.

1.  $f(x | y) \geq 0;$

2.  $F_X(x | y) = \int_{-\infty}^x f(t | y) dt;$

3.  $\int_{-\infty}^{\infty} f(t | y) dt = 1;$

Условные плотности распределений обладают всеми свойствами плотности распределения случайных величин.

1.  $f(x | y) \geq 0;$

2.  $F_X(x | y) = \int_{-\infty}^x f(t | y) dt;$

3.  $\int_{-\infty}^{\infty} f(t | y) dt = 1;$

4. Если  $X, Y$  независимы, то  $f(x | y) = f_X(x)$

Условные плотности распределений обладают всеми свойствами плотности распределения случайных величин.

1.  $f(x | y) \geq 0;$

2.  $F_X(x | y) = \int_{-\infty}^x f(t | y) dt;$

3.  $\int_{-\infty}^{\infty} f(t | y) dt = 1;$

4. Если  $X, Y$  независимы, то  $f(x | y) = f_X(x)$

Аналогичные свойства имеет  $f(y | x)$ .

**Пример.** Двумерная случайная величина задана совместной плотностью распределения:

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi r^2}, & x^2 + y^2 < r^2 \\ 0 & x^2 + y^2 \geq r^2 \end{cases}.$$

Найти условное распределение случайной величины  $X$ .

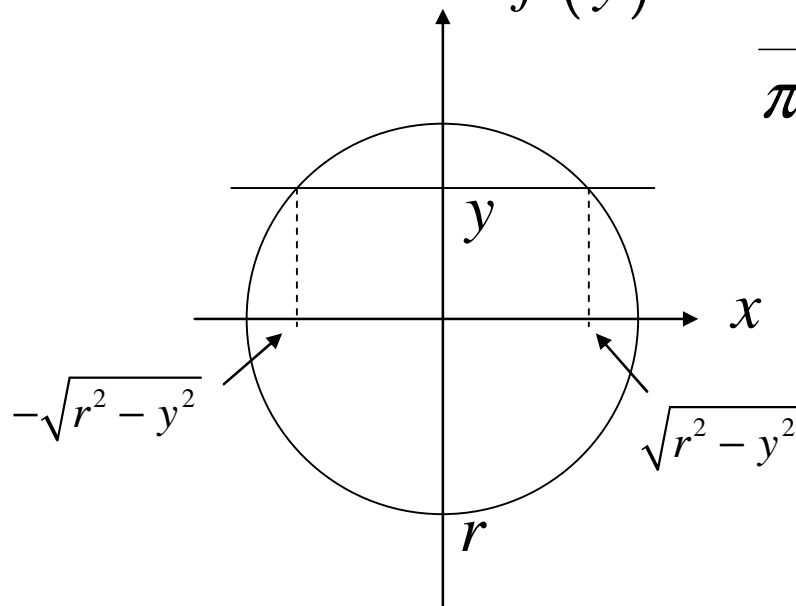
**Пример.** Двумерная случайная величина задана совместной плотностью распределения:

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi r^2}, & x^2 + y^2 < r^2 \\ 0 & x^2 + y^2 \geq r^2 \end{cases}.$$

Найти условное распределение случайной величины  $X$ .

**Решение.**

$$f(x|y) = \frac{f(x, y)}{f(y)} = \frac{\frac{1}{\pi r^2}}{\frac{1}{\pi r^2} \int_{-\sqrt{r^2 - y^2}}^{\sqrt{r^2 - y^2}} dx} = \frac{1}{2\sqrt{r^2 - y^2}}.$$



## Условное математическое ожидание

*Определение.* Условным математическим ожиданием  $E(Y|X = x) = E(Y|x)$  **дискретной** случайной величины  $Y$  при условии, что  $X$  приняла значение  $x$ , называется величина

$$E(Y|X = x) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^m y_j p(y_j|x).$$

## Условное математическое ожидание

*Определение.* Условным математическим ожиданием  $E(Y|X = x) = E(Y|x)$  **дискретной** случайной величины  $Y$  при условии, что  $X$  приняла значение  $x$ , называется величина

$$E(Y|X = x) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^m y_j p(y_j|x).$$

Для **непрерывных** случайных величин

$$E(Y|X = x) \stackrel{\text{def}}{=} \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot f(y|x) dy.$$



## Условное математическое ожидание

**Определение.** Условным математическим ожиданием  $E(Y|X = x) = E(Y|x)$  **дискретной** случайной величины  $Y$  при условии, что  $X$  приняла значение  $x$ , называется величина

$$E(Y|X = x) \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^m y_j p(y_j|x).$$

Для **непрерывных** случайных величин

$$E(Y|X = x) \stackrel{\text{def}}{=} \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot f(y|x) dy.$$

**Определение.** Величина  $E(Y|x)$  как функция от  $x$  называется **регрессией**  $Y$  по  $x$  (или  $x$  на  $Y$ ).

$$\boxed{y = f_r(x)}$$