

### Случайные векторы

В пространстве  $R^n$  так же, как и на действительной прямой определяется борелевская сигма-алгебра, как наименьшая сигма-алгебра, содержащая все открытые множества пространства  $R^n$  (или все замкнутые множества, или все  $n$ -мерные прямоугольники и т.п.).

Пусть заданы сл.в.  $X_1, \dots, X_n$ .

**Определение.** Упорядоченный набор  $X = [X_1, \dots, X_n]'$  называется  $n$ -мерным случайным вектором.

Распределение сл. вектора – это набор вероятностей  $P(X \in A)$ ,  $A \subseteq R^n$  – борелевское множество.

Функция распределения:  $x = (x_1, \dots, x_n)' \in R^n$ ,  $F_X(x) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n)$ . В многомерном случае ф.р. обладает примерно теми же свойствами, что и одномерном случае и по ней восстанавливается распределение.

Плотность распределения случайного  $n$ -мерного вектора  $X$  – это такая функция  $f(x)$ ,  $x \in R^n$ , что

$$P(X \in A) = \int_A f(x) dx$$

для любого борелевского множества  $A$  в  $R^n$ .

Можно показать, что если функция распределения  $F_X(x)$  имеет непрерывную

производную  $\frac{\partial^n F}{\partial x_1 \dots \partial x_n}(x) = f(x)$ , то эта функция является плотностью распределения.

Как и в одномерном случае, плотность обладает двумя свойствами:

1)  $f(x) \geq 0$ , 2)  $\int_{R^n} f(x) dx = 1$ , и любая (измеримая) функция с этими свойствами может быть

реализована как плотность распределения некоторого случайного вектора.

Распределение однозначно восстанавливается по плотности:

**Определение.** Пусть  $Y$  – некоторый подвектор случайного вектора  $X$ .

Распределение сл. вектора  $Y$  называется маргинальным распределением. Если  $Y = X_i$ , то соответствующее маргинальное распределение называют одномерным маржианльным распределением.

Маргинальное распределение находится по распределению сл. вектора  $X$ .

Например, пусть  $Y = [X_1, X_2]'$ , и пусть у вектора  $X$  есть плотность распределения

$f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ . Тогда вектор  $Y = [X_1, X_2]'$  также имеет плотность и

$$f_Y(x_1, x_2) = \int_{R^{n-2}} f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n) dx_3 \dots dx_n.$$

Обратное, вообще говоря, неверно, т.е. два разных случайных вектора могут иметь, например, одинаковые маргинальные одномерные распределения.

## Независимые случайные величины

**Определение.** Случайные векторы (вообще говоря, различных размерностей)  $X^{(1)}, \dots, X^{(m)}$  называются независимыми, если  $P(X^{(1)} \in A_1, \dots, X^{(m)} \in A_m) = P(X^{(1)} \in A_1) \dots P(X^{(m)} \in A_m)$  для любых борелевских множеств  $A_1, \dots, A_m$  в соответствующих пространствах.

Отсюда следует, что для вектора с независимыми компонентами  $F(x) = F_{X_1}(x_1) \dots F_{X_n}(x_n)$ ,  $f(x) = f_{X_1}(x_1) \dots f_{X_n}(x_n)$ , если каждое маргинальное одномерное распределение имеет плотность. Таким образом, если компоненты вектора  $X$  независимы, то по одномерным маргинальным распределениям можно восстановить распределение вектора  $X$ .

**Пример.** Распределение суммы двух независимых случайных величин.  $\Pr(X + Y \leq z) = \iint_{G_z} f_X(x) f_Y(y) dx dy$ , где  $G_z = \{(x, y) : x + y \leq z\}$ . Имеем:

$$\iint_{G_z} f_X(x) f_Y(y) dx dy = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) \left( \int_{-\infty}^{z-x} f_Y(y) dy \right) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) F_Y(z-x) dx.$$
 Предполагая

возможность дифференцирования под знаком интеграла, получаем:

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_Y(x) f_X(z-x) dx$$
 – свертка плотностей  $f_X(x)$ ,  $f_Y(y)$ . В

частности, если  $X, Y$  – независимые показательные сл. вел. с параметром  $\lambda$  (т.е.

$$f_X(x) = f_Y(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \text{ то } f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx = \lambda^2 \int_0^z e^{-\lambda x} e^{-\lambda(z-x)} dx = \lambda^2 z e^{-\lambda z}.$$

## Ковариация

**Определение.** Число  $Cov(X, Y) = E[(X - m_X)(Y - m_Y)] = E(XY) - m_X m_Y$  называется ковариацией случайных величин  $X, Y$ .

### Свойства ковариации

1. Симметричность:  $Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$ .
2. Билинейность:  $Cov(aX + bY, Z) = aCov(X, Z) + bCov(Y, Z)$ .
3. Если сл. в  $X, Y$  независимы, то  $Cov(X, Y) = 0$ . Действительно, пусть, например,  $X, Y$  имеют плотности распределения  $f_X(x), f_Y(y)$ . Тогда

$$E(XY) = \iint_{R^2} xy f_X(x) f_Y(y) dx dy = m_X m_Y. \text{ Отсюда следует, что } Cov(X, Y) = 0.$$

Случайные величины  $X, Y$ , для которых  $Cov(X, Y) = 0$ , называются *некоррелированными*.

Таким образом, из независимости следует некоррелированность. Обратное, вообще говоря, неверно.

**Пример.** Пусть  $X \sim N(0, 1)$ ,  $Y = X^2$ . Тогда  $X, Y$  зависимы (даже функционально связаны), но  $Cov(X, Y) = E(X^3) - E(X)E(X^2) = 0$ .

**Предложение** (неравенство Коши-Буняковского). Для любых случайных величин  $\xi, \eta$ , имеющих вторые моменты, выполнено неравенство

$$(E(\xi \cdot \eta))^2 \leq (E(\xi^2))(E(\eta^2))$$

**Доказательство.** При любом  $x$  квадратичная функция  $f(x) = E(x\xi + \eta)^2 = x^2 \cdot E(\xi^2) + 2x \cdot E(\xi\eta) + E(\eta^2)$  неотрицательна, поэтому  $D = 4[E(\xi\eta)]^2 - 4E(\xi^2)E(\eta^2) \leq 0$ .

**Следствие.** Для любых случайных величин  $X, Y$  выполнено неравенство  $[Cov(X, Y)]^2 \leq V(X)V(Y)$ .

**Доказательство.** Обозначим  $\xi = X - E(X)$ ,  $\eta = Y - E(Y)$  и применим неравенство Коши–Буняковского.

### Коэффициент корреляции

**Определение.** Число  $\rho(X, Y) = \rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}$  называется коэффициентом корреляции случайных величин  $X, Y$ .

#### Свойства коэффициента корреляции

- $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$ ,  $\forall X, Y$  (следует из неравенства Коши-Буняковского).
- $\rho(X, Y) = 0 \Leftrightarrow X, Y$  некоррелированы. В частности, если  $X, Y$  независимы, то  $\rho(X, Y) = 0$ . Обратное неверно.
- Если  $\rho(X, Y) = 1$ , то  $Y = aX + b$ ,  $a > 0$ ;  
если  $\rho(X, Y) = -1$ , то  $Y = aX + b$ ,  $a < 0$ .

Действительно,

$$0 \leq E\left(\frac{X - m_X}{\sigma_X} - \frac{Y - m_Y}{\sigma_Y}\right)^2 = 2(1 - \rho(X, Y)).$$

Поэтому, если  $\rho(X, Y) = 1$ , то

$$\frac{X - m_X}{\sigma_X} - \frac{Y - m_Y}{\sigma_Y} = 0 \Rightarrow Y = \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} X + b.$$

Аналогично для  $\rho(X, Y) = -1$ .

### «Числовые» характеристики случайных векторов

Вектор средних значений сл. вектора  $X$ :  $m_X = [E(X_1), \dots, E(X_n)]'$ .

**Определение.** Матрица  $V(X) = E((X - m_X)(X - m_X)')$  называется ковариационной матрицей вектора  $X$ .

#### Свойства матрицы ковариаций

- Симметричность:  $(V(X))' = V(X)$  – очевидно.
- Неотрицательная определенность:  $z'V(X)z \geq 0$ ,  $\forall z \in R^n$ . Действительно,  $z'V(X)z = z'E[(X - m)(X - m)']z = E[z'(X - m)(X - m)']z = E([z'(X - m)]^2) \geq 0$ ,  $\forall z \in R^n$