

Для системы случайных величин вводятся числовые характеристики, подобные тем, какие были для одной случайной величины. В качестве числовых характеристик системы  $(X, Y)$  обычно рассматривают моменты различных порядков. Математическое ожидание и дисперсия двумерной случайной величины служат соответственно средним значением и мерой рассеяния.

## МАТЕМАТИЧЕСКОЕ ОЖИДАНИЕ ДВУМЕРНОЙ СВ

*Математическим ожиданием двумерной случайной величины  $(X, Y)$  называется совокупность двух математических ожиданий  $M[X]$  и  $M[Y]$ , определяемых равенствами:* для дискретной двумерной СВ

$$M[X] = m_x = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i \cdot p_{ij} = \sum_{i=1}^n x_i \cdot p_{x_i}, \quad M[Y] = m_y = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m y_j \cdot p_{ij} = \sum_{j=1}^m y_j \cdot p_{y_j},$$

здесь  $p_{ij} = P\{X = x_i, Y = y_j\}$ ,  $p_{x_i} = \sum_{j=1}^m p_{ij}$ ,  $p_{y_j} = \sum_{i=1}^n p_{ij}$ ;

для непрерывной двумерной СВ

$$M[X] = m_x = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xf(x, y)dydx = \int_{-\infty}^{\infty} xf_1(x)dx, \quad M[Y] = m_y = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} yf(x, y)dydx = \int_{-\infty}^{\infty} yf_2(y)dy,$$

здесь  $f_1(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y)dy$ ,  $f_2(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y)dx$ .

## ДИСПЕРСИЯ ДВУМЕРНОЙ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ

Дисперсией двумерной случайной величины  $(X, Y)$  называется совокупность двух дисперсий  $D[X]$  и  $D[Y]$ , определяемых равенствами:

для дискретной двумерной СВ

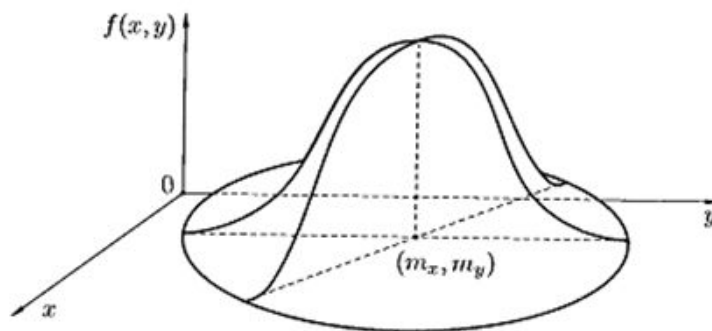
$$D[X] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_i - m_x)^2 p_{ij} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i^2 p_{ij} - m_x^2, \quad D[Y] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (y_j - m_y)^2 p_{ij} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m y_j^2 p_{ij} - m_y^2;$$

для непрерывной двумерной СВ

$$D[X] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)^2 f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x, y) dx dy - m_x^2,$$

$$D[Y] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (y - m_y)^2 f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f(x, y) dx dy - m_y^2.$$

Точка  $(m_x, m_y)$  на плоскости  $xOy$  представляет собой характеристику положения случайной точки  $(X, Y)$ , дисперсия – ее рассеивание (разброс) вокруг точки  $(m_x, m_y)$ .



Математическое ожидание и дисперсия являются частными случаями более общих характеристик СВ – начальных и центральных моментов.

**Начальным моментом**  $\alpha_{k,s}$  **порядка**  $k+s$  **двумерной случайной величины**  $(X, Y)$  называется математическое ожидание произведения  $k$ -ой степени СВ  $X$  на  $s$ -тую степень СВ  $Y$ :

$$\alpha_{k,s} = M[X^k Y^s].$$

Для дискретной двумерной СВ

$$\alpha_{k,s} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i^k y_j^s p_{ij},$$

для непрерывной двумерной СВ

$$\alpha_{k,s} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^k y^s f(x, y) dx dy.$$

В частности:

$$\alpha_{1,0} = M[X^1 Y^0] = m_x, \quad \alpha_{0,1} = M[X^0 Y^1] = m_y;$$

$$\alpha_{2,0} = M[X^2 Y^0] = M[X^2], \quad \alpha_{0,2} = M[X^0 Y^2] = M[Y^2].$$

**Центральным моментом  $\mu_{k,s}$  порядка  $k+s$**  двумерной случайной величины  $(X, Y)$  называется математическое ожидание произведения отклонений её составляющих от своих математических ожиданий, возведенных в степени  $k$  и  $s$  соответственно:

$$\mu_{k,s} = M \left[ (X - m_x)^k (Y - m_y)^s \right] = M \left[ \tilde{X}^k \cdot \tilde{Y}^s \right].$$

Здесь  $\tilde{X} = X - m_x$  и  $\tilde{Y} = Y - m_y$  – центрированные СВ  $X$  и  $Y$ .

Центральные моменты дискретной двумерной СВ  $(X, Y)$  вычисляются по формуле

$$\mu_{k,s} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_i - m_x)^k (y_j - m_y)^s p_{ij},$$

а центральные моменты непрерывной двумерной СВ  $(X, Y)$  по формуле

$$\mu_{k,s} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)^k (y - m_y)^s f(x, y) dx dy.$$

В частности:

$$\mu_{0,0} = 1, \quad \mu_{1,0} = \mu_{0,1} = 0;$$

$$\mu_{2,0} = M \left[ (X - m_x)^2 (Y - m_y)^0 \right] = D[X], \quad \mu_{0,2} = M \left[ (X - m_x)^0 (Y - m_y)^2 \right] = D[Y].$$

В приложениях наиболее часто встречаются начальный момент второго порядка  $\alpha_{1,1} = M[X \cdot Y]$  и центральный момент второго порядка

$$\mu_{1,1} = M \left[ (X - m_x)(Y - m_y) \right] = M \left[ \tilde{X} \cdot \tilde{Y} \right].$$

**Определение.** Корреляционным моментом или ковариацией двух случайных величин, образующих двумерную СВ  $(X, Y)$ , называется математическое ожидание произведения отклонений СВ  $X$  и СВ  $Y$  от своих математических ожиданий. Обозначается через  $K_{XY}$  или  $\text{cov}(X, Y)$ .

Таким образом, по определению

$$K_{XY} = \text{cov}(X, Y) = M[(X - m_x)(Y - m_y)] = M[\tilde{X} \cdot \tilde{Y}].$$

Расчетные формулы для ковариации  $K_{xy}$  имеют следующий вид:

$$K_{XY} = \begin{cases} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_i - m_x)(y_j - m_y) p_{ij} & \text{— для дискретных СВ}(X, Y); \\ \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)(y - m_y) f(x, y) dx dy & \text{— для непрерывных СВ}(X, Y). \end{cases}$$

Ковариацию часто удобно вычислять как математическое ожидание произведения двух СВ минус произведение их математических ожиданий:

$$\begin{aligned} K_{XY} &= M[(X - m_x)(Y - m_y)] = M[XY - Xm_y - Ym_x + m_x m_y] = \\ &= M[XY] - m_y M[X] - m_x M[Y] + m_x m_y = M[XY] - M[X] \cdot M[Y]. \end{aligned}$$

Формулу для ковариации можно записать и так:  $K_{XY} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyf(x, y) dx dy - m_x m_y.$

1. Ковариация симметрична, т.е.  $K_{XY} = K_{YX}$ . Следует из определения ковариации.

2. Дисперсия СВ есть ковариация её с самой собой. Действительно:

$$K_{XX} = M[(X - m_x)(X - m_x)] = M[(X - m_x)^2] = D[X],$$

$$K_{YY} = M[(Y - m_y)(Y - m_y)] = M[(Y - m_y)^2] = D[Y].$$

3. Ковариация двух независимых случайных величин  $X$  и  $Y$  равна нулю:

$$\begin{aligned} K_{XY} &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyf(x, y) dx dy - m_x m_y = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_1(x) f_2(y) dx dy - m_x m_y = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_1(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y f_2(y) dy - m_x m_y = m_x m_y - m_x m_y = 0. \end{aligned}$$

4. Дисперсия суммы (разности) двух случайных величин равна сумме их дисперсий плюс (минус) удвоенная ковариация этих случайных величин:

$$D[X \pm Y] = D[X] + D[Y] \pm 2K_{XY}.$$

*Доказательство:*

$$\begin{aligned} D[X + Y] &= M\{(X + Y) - M[X + Y]\}^2 = M\{(X - M[X]) + (Y - M[Y])\}^2 = \\ &= M\{X - M[X]\}^2 + 2M\{(X - M[X])(Y - M[Y])\} + M\{Y - M[Y]\}^2 = D[X] + D[Y] + 2K_{XY}; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D[X - Y] &= M\{(X - Y) - M[X - Y]\}^2 = M\{(X - M[X]) - (Y - M[Y])\}^2 = \\ &= M\{X - M[X]\}^2 - 2M\{(X - M[X])(Y - M[Y])\} - M\{Y - M[Y]\}^2 = D[X] + D[Y] - 2K_{XY}. \end{aligned}$$

5. Ковариация двух случайных величин по абсолютной величине не превосходит произведения их среднеквадратических отклонений:  $|K_{XY}| \leq \sigma_x \sigma_y$ .

*Доказательство.* Применяя свойство 4 к двум стандартным случайным величинам

$\frac{X - m_x}{\sigma_x}$  и  $\frac{Y - m_y}{\sigma_y}$ , получим:

$$\begin{aligned} D\left[\frac{X - m_x}{\sigma_x} \pm \frac{Y - m_y}{\sigma_y}\right] &= D\left[\frac{X - m_x}{\sigma_x}\right] + D\left[\frac{Y - m_y}{\sigma_y}\right] \pm \\ &\pm 2M\left\{\left(\frac{X - m_x}{\sigma_x} - M\left[\frac{X - m_x}{\sigma_x}\right]\right)\left(\frac{Y - m_y}{\sigma_y} - M\left[\frac{Y - m_y}{\sigma_y}\right]\right)\right\} = \\ &= 1 + 1 \pm 2M\left[\frac{X - m_x}{\sigma_x} \cdot \frac{Y - m_y}{\sigma_y}\right] = 2 \pm \frac{2}{\sigma_x \sigma_y} M[(X - m_x)(Y - m_y)] = 2\left(1 \pm \frac{K_{XY}}{\sigma_x \sigma_y}\right). \end{aligned}$$

Здесь учтено, что дисперсия стандартной случайной величины равна 1.

Так как дисперсия есть неотрицательная величина, то  $2\left(1 \pm \frac{K_{XY}}{\sigma_x \sigma_y}\right) \geq 0$ . Отсюда

следует, что  $-\sigma_x \sigma_y \leq K_{XY} \leq \sigma_x \sigma_y$ , т.е.  $|K_{XY}| \leq \sigma_x \sigma_y$ .

Из свойства 3 следует, что если ковариация не равна нулю, то СВ  $X$  и  $Y$  зависимы. Случайные величины  $X$  и  $Y$  в этом случае ( $K_{XY} \neq 0$ ) называются *коррелированными*.

Однако из того, что ковариация равна нулю, не следует независимость СВ  $X$  и  $Y$ . При равной нулю ковариации, т.е. при  $K_{XY} = 0$ , СВ  $X$  и  $Y$  называются *некоррелированными*. Из независимости случайных величин следует их некоррелированность. Обратное утверждение в общем случае неверно.

Из свойств ковариации можно видеть, что она характеризует и степень зависимости случайных величин, и их рассеяние (разброс) вокруг точки  $(m_x, m_y)$ . Размерность ковариации равна произведению размерностей СВ  $X$  и  $Y$ . В качестве числовой характеристики только зависимости СВ  $X$  и  $Y$  используется безразмерная величина – коэффициент корреляции.

**Определение.** Коэффициентом корреляции двух СВ  $X$  и  $Y$  называется отношение их ковариации (корреляционного момента) к произведению их среднеквадратических отклонений:

$$r_{xy} = \frac{K_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_x \sigma_y}.$$



1. Коэффициент корреляции по абсолютной величине не превосходит единицы:

$$|r_{XY}| \leq 1 \text{ или } -1 \leq r_{XY} \leq 1.$$

*Доказательство.* Так как  $|K_{XY}| \leq \sigma_x \sigma_y$  (свойство 5 ковариации), то

$$|r_{xy}| = \frac{|K_{xy}|}{\sigma_x \sigma_y} \leq \frac{\sigma_x \sigma_y}{\sigma_x \sigma_y} = 1.$$

2. Если СВ  $X$  и  $Y$  независимы, то коэффициент корреляции равен нулю:  $r_{XY} = 0$ . Это следует из того, что для независимых СВ  $X$  и  $Y$   $K_{XY} = 0$  (свойство 3 ковариации).

3. Если СВ  $X$  и  $Y$  связаны линейной зависимостью, т.е.  $Y = aX + b$ ,  $a \neq 0$ , то модуль коэффициента корреляции равен единице,  $|r_{XY}| = 1$ , причем  $r_{XY} = 1$  при  $a > 0$ , и  $r_{XY} = -1$  при  $a < 0$ .

*Доказательство.* Предварительно заметим, что  $M[Y] = M[aX + b] = am_x + b$ .

По определению ковариации получаем:

$$\begin{aligned} K_{XY} &= M[(X - m_x)(Y - m_y)] = M[(X - m_x)(aX + b - am_x - b)] = \\ &= M[aX^2 - am_x X - am_x X + am_x^2] = aM[(X - m_x)^2] = aD[X] \end{aligned}$$

Так как  $D[Y] = D[aX + b] = a^2 D[X]$ , то

$$r_{xy} = \frac{K_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{K_{xy}}{\sqrt{D[X]} \sqrt{D[Y]}} = \frac{aD[X]}{\sqrt{D[X]} \cdot |a| \cdot \sqrt{D[X]}} = \frac{a}{|a|} = \begin{cases} 1, & \text{при } a > 0, \\ -1, & \text{при } a < 0. \end{cases}$$

4. Если коэффициент корреляции по абсолютной величине равен единице, т.е.  $|r_{XY}| = 1$ , то СВ  $X$  и  $Y$  связаны линейной функциональной зависимостью.

*Доказательство.* Пусть  $r_{XY} = 1$ . Тогда из выражения для дисперсии разности двух стандартных случайных величин (см. доказательство свойства 5 ковариации)

$$D \left[ \frac{X - m_x}{\sigma_x} - \frac{Y - m_y}{\sigma_y} \right] = 2 \left( 1 - \frac{K_{XY}}{\sigma_x \sigma_y} \right)$$

получаем  $D \left[ \frac{X - m_x}{\sigma_x} - \frac{Y - m_y}{\sigma_y} \right] = 0$ , т.е.  $\frac{X - m_x}{\sigma_x} - \frac{Y - m_y}{\sigma_y} = c$  – постоянная.

$$\text{Но } c = M[c] = M \left[ \frac{X - m_x}{\sigma_x} - \frac{Y - m_y}{\sigma_y} \right] = M \left[ \frac{X - m_x}{\sigma_x} \right] - M \left[ \frac{Y - m_y}{\sigma_y} \right] = 0 - 0 = 0.$$

Значит,  $\frac{X - m_x}{\sigma_x} = \frac{Y - m_y}{\sigma_y}$ , и  $Y = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (X - m_x) + m_y$ .

При  $r_{XY} = -1$  получим  $Y = -\frac{\sigma_y}{\sigma_x} (X - m_x) + m_y$ .

Таким образом, при  $r_{XY} = \pm 1$  СВ  $X$  и  $Y$  связаны линейной функциональной зависимостью.

**Итак:**

1) для независимых СВ коэффициент корреляции равен нулю:  $r_{XY} = 0$ ; равенство нулю коэффициента корреляции означает их некоррелированность, но не независимость;

2) для линейно связанных СВ модуль коэффициента корреляции равен единице:  $|r_{XY}| = 1$ ; в остальных случаях коэффициент корреляции принимает значения из интервала  $(-1, 1)$ :  $-1 < r_{XY} < 1$ ;

3) говорят, что СВ связаны положительной корреляцией, если  $r_{XY} > 0$  и отрицательной корреляцией, если  $r_{XY} < 0$ ;

4) чем ближе модуль коэффициента корреляции к единице, тем больше оснований считать, что СВ связаны линейной зависимостью.

Корреляционные моменты и дисперсии двумерной СВ  $(X, Y)$  обычно задаются корреляционной матрицей:

$$\begin{bmatrix} K_{XX} & K_{XY} \\ K_{YX} & K_{YY} \end{bmatrix} \text{ или } \begin{bmatrix} D[X] & K_{XY} \\ K_{YX} & D[Y] \end{bmatrix}.$$

Матрицы симметричны, так как  $K_{YX} = K_{XY}$ .

Для двумерных СВ  $(X, Y)$  помимо совместных законов распределения определяются и условные законы распределения. Эти законы распределения обладают всеми свойствами безусловных законов и по ним с использованием известных формул (после замены в них безусловных законов на условные) могут быть вычислены числовые характеристики, которые называются условными.

**Определение.** Условным математическим ожиданием одной из СВ, входящих в систему  $(X, Y)$  называется её математическое ожидание, вычисляемое при условии, что другая СВ приняла определенное значение (или попала в заданный интервал).

Обозначения:  $M[Y/X = x]$  или  $M[Y/x]$  и  $M[X/y]$ .

Формулы для вычисления условного математического ожидания  
для дискретных СВ:

$$M[Y/x_i] = \sum_{j=1}^m y_j p(y_j/x_i), \quad M[X/y_j] = \sum_{i=1}^n x_i p(x_i/y_j),$$

где  $p(y_j/x_i) = P\{Y = y_j/X = x_i\}$ ,  $p(x_i/y_j) = P\{X = x_i/Y = y_j\}$ ;

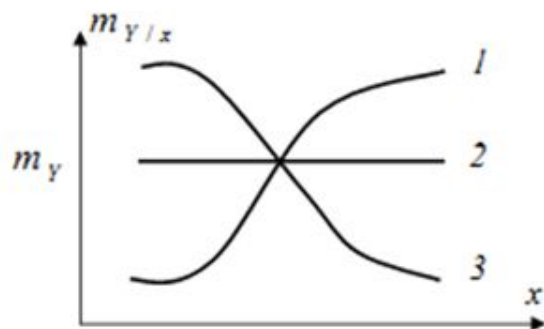
для непрерывных СВ:

$$M[Y/x] = \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot f(y/x) dy, \quad M[X/y] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x/y) dx,$$

где  $f(y/x)$  и  $f(x/y)$  – условные плотности распределения СВ  $Y$  и  $X$ .

Условное математическое ожидание СВ  $Y$  при заданном значении СВ  $X = x$ , рассматриваемое как функция  $x$ , т.е.  $M[Y/x] = \varphi(x)$ , называется *функцией регрессии* или просто *регрессией*  $Y$  на  $x$ . Аналогично,  $M[X/y] = \varphi(y)$  – регрессия  $X$  на  $y$ .

Графики этих функций называются соответственно *линиями* (или кривыми) *регрессии*  $Y$  на  $x$  и  $X$  на  $y$ . Если обе функции регрессии  $Y$  на  $x$  и  $X$  на  $y$  линейны, то говорят, что СВ  $X$  и  $Y$  связаны линейной корреляционной зависимостью.



На рисунке линия регрессии 1 указывает, что между СВ  $X$  и  $Y$  имеется положительная корреляционная зависимость: при увеличении значения  $x$  более вероятны большие значения  $Y$  (среднее значение  $Y$  увеличивается), т.е.  $K_{XY} > 0$  и  $r_{XY} > 0$ . Линия регрессии 2 показывает, что величины СВ  $X$  и  $Y$  независимы, а линия регрессии 3 – что между СВ  $X$  и  $Y$  существует отрицательная корреляционная зависимость, т.е.  $K_{XY} < 0$  и  $r_{XY} < 0$ .

## ДВУМЕРНОЕ НОРМАЛЬНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ

В практических приложениях теории вероятностей наиболее часто используется нормальное (гауссовское) распределение двумерной СВ.

**Определение.** Двумерная СВ  $(X, Y)$  называется распределенной по нормальному закону, если её совместная плотность распределения имеет вид

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-r^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-r^2)} \left[ \frac{(x-m_x)^2}{\sigma_x^2} - \frac{2r(x-m_x)(y-m_y)}{\sigma_x\sigma_y} + \frac{(y-m_y)^2}{\sigma_y^2} \right] \right\},$$

где  $m_x, m_y, \sigma_x, \sigma_y, r = r_{XY}$  – параметры этого распределения.

Можно доказать, что  $m_x$  и  $m_y$  – математические ожидания СВ  $X$  и СВ  $Y$ ,  $\sigma_x$  и  $\sigma_y$  – их среднеквадратические отклонения ( $\sigma_x^2$  и  $\sigma_y^2$  – соответственно дисперсии), а  $r = r_{XY}$  – коэффициент корреляции СВ  $X$  и  $Y$ .

Если компоненты двумерной нормально распределенной СВ некоррелированы ( $r_{XY} = 0$ ), то совместная плотность распределения СВ  $(X, Y)$  принимает вид

$$\begin{aligned} f(x, y) &= \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(x-m_x)^2}{2\sigma_x^2} + \frac{(y-m_y)^2}{\sigma_y^2} \right] \right\} = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x} \exp \left[ -\frac{(x-m_x)^2}{2\sigma_x^2} \right] \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} \exp \left[ -\frac{(y-m_y)^2}{2\sigma_y^2} \right], \end{aligned}$$

т.е.  $f(x, y) = f_1(x)f_2(y)$ , где  $f_1(x), f_2(y)$  – плотности распределения СВ  $X$  и СВ  $Y$ .

Отсюда следует вывод: некоррелированные нормально распределенные случайные величины являются также и независимыми. Справедливо и обратное утверждение: если нормально распределенные случайные величины независимы, то они и некоррелированы.

Таким образом, для нормально распределенных случайных величин термины «независимость» и «некоррелированность» эквивалентны.

В геометрической интерпретации совместная двумерная нормальная плотность  $f(x, y)$  представляет собой холмообразную поверхность, вершина которой находится над точкой  $(m_x, m_y)$  плоскости  $xOy$ .

