

Системы случайных величин

На практике, как правило, сталкиваются не с одной СВ, а с несколькими, описывающими состояние изучаемого объекта. Например, экономическую ситуацию на предприятии за определенный период времени можно описывать при помощи следующих СВ: государственное финансирование, частное финансирование, ресурсы и производственные мощности, объем произведенной продукции, объем реализованной продукции. При этом важны, разумеется, не только индивидуальные числовые характеристики перечисленных СВ, но и взаимосвязи между ними.

Пусть имеем вероятностное пространство (Ω, F, P) , с заданными на нем случайными величинами $X_1 = X_1(\omega), X_2 = X_2(\omega), \dots, X_n = X_n(\omega), \omega \in \Omega$.

Определение 43.1. Случайную величину $X(\omega) = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ назовем *системой n случайных величин* (*n-мерным случайным вектором*).

Для простоты ниже мы ограничиваемся рассмотрением случая двумерного случайного вектора (X, Y) .

Рассматривая систему СВ (X, Y) , мы будем предполагать, что СВ X и Y либо обе дискретны, либо обе непрерывны, хотя, разумеется смешанные ситуации также возможны. Исследование таких случаев ничего принципиально нового не содержит.

Для любого множества из класса F определена функция распределения $F(x, y) = P(X < x, Y < y)$. Она однозначно определяет закон распределения вероятностей случайного вектора и обладает свойствами, вполне аналогичными свойствам функции распределения одной переменной, а именно:

1. $F(x, -\infty) = F(-\infty, y) = 0$.

2. $F_x(x) = F(x, +\infty), F_y(y) = F(+\infty, y)$, где $F_x(x), F_y(y)$ – индивидуальные функции распределения СВ X и Y .

Следствие. $F(+\infty, +\infty) = 1$.

3. Совместная функция распределения есть неубывающая функция каждого из своих аргументов.

4. Вероятность попадания значений, принимаемых системой СВ, в прямоугольник может быть найдена по формуле

$$P(\alpha \leq X < \beta, \gamma \leq Y < \delta) = F(\beta, \delta) - F(\alpha, \delta) - F(\beta, \gamma) + F(\alpha, \gamma).$$

Системы двух дискретных случайных величин

Пусть СВ X и Y дискретны и $x_1, x_2, \dots, x_i, \dots; y_1, y_2, \dots, y_j, \dots$ – принимаемые ими значения соответственно. Обозначим через p_{ij} следующие вероятности:

$$p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j), \quad i = 1, 2, \dots; j = 1, 2, \dots .$$

Тогда всю информацию о системе СВ (X, Y) можно разместить в следующую таблицу, называемую **совместным законом распределения системы СВ (X, Y)** :

X/Y	y_1	y_2	...	y_j	...
x_1	p_{11}	p_{12}	...	p_{1j}	...
x_2	p_{21}	p_{22}	...	p_{2j}	...
...
x_i	p_{i1}	p_{i2}	...	p_{ij}	...
...

Замечание. Как и в случае одной СВ, по совместному закону распределения легко строится совместная функция распределения и наоборот.

Определение 43.2. Назовем СВ, составляющие систему, **независимыми**, если при любых i, j события $(X = x_i)$ и $(Y = y_j)$ независимы.

По теореме умножения для независимых событий

$$p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j).$$

Изучение систем, составленных из независимых СВ, очевидно, сводится к изучению каждой из них в отдельности.

Свойства совместного закона распределения

Пусть система двух ДСВ задана совместным законом распределения, тогда:

1. $p_{ij} \geq 0$.
2. $\sum_{i,j} p_{ij} = 1$.
3. $P(X = x_i) = \sum_j p_{ij}, \quad P(Y = y_j) = \sum_i p_{ij}$.

Следствие. По совместному закону распределения могут быть построены индивидуальные законы распределения СВ X и Y . Именно для построения закона распределения СВ $X(Y)$ следует выписать значения, принимаемые СВ $X(Y)$ из совместного закона распределения, а для получения вероятностей принятия каждого из значений следует сложить вероятности из соответствующей строки (столбца) совместного закона распределения. Таким образом, по совместному закону распределения могут быть найдены индивидуальные числовые характеристики СВ X и Y (математические ожидания, дисперсии, средние квадратические отклонения) и функции распределения.

Условные распределения. Условные числовые характеристики

Здесь мы введем СВ и их характеристики, по которым можно судить о влиянии одной из составляющих системы СВ на другую.

Определение 43.3. Назовем *случайную величину* $(X / Y = y_j)$ *условной*, если рассматривается СВ X при условии, что СВ Y принимает значение y_j . Ясно, что таких СВ столько, сколько значений принимает СВ Y . Поведение СВ $(X / Y = y_j)$ характеризует, в некотором смысле, зависимости между составляющими системы. Аналогичный смысл имеет семейство СВ $(Y / X = x_i)$.

Для определенности будем рассматривать СВ $(X / Y = y_j)$.

Определение 43.4. Назовем *условным законом распределения* закон распределения этой СВ, *условной функцией распределения* – функцию распределения этой СВ. Аналогичный смысл имеют термины: *условное математическое ожидание*, *условная дисперсия*, *условное среднее квадратическое отклонение*, *условные моменты*.

Ясно, что для нахождения всех перечисленных условных характеристик достаточно уметь строить условный закон распределения.

Предположим, что система СВ задана совместным законом распределения. По определению условной вероятности имеем:

$$P(X = x_i / Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{p_{ij}}{\sum_i p_{ij}}, \quad i = 1, 2, \dots; j = 1, 2, \dots$$

Таким образом, условный закон распределения имеет вид:

$(X / Y = y_j)$	x_1	x_2	\dots	x_i	\dots
P	$\frac{p_{1j}}{\sum_i p_{ij}}$	$\frac{p_{2j}}{\sum_i p_{ij}}$	\dots	$\frac{p_{ij}}{\sum_i p_{ij}}$	\dots

Но тогда условные числовые характеристики могут быть найдены следующим образом:

$$M(X / Y = y_j) = \frac{\sum_i x_i p_{ij}}{\sum_i p_{ij}}, \quad D(X / Y = y_j) = \frac{\sum_i (x_i - a_j)^2 p_{ij}}{\sum_i p_{ij}}, \quad a_j = M(X / Y = y_j).$$

Аналогичным образом, может быть построен условный закон распределения СВ $(Y / X = x_i)$ и найдены условные числовые характеристики этой СВ.

Ковариация. Коэффициент корреляции

Определение 43.5. Ковариацией СВ X и Y называют математическое ожидание произведения отклонений этих СВ от своих математических ожиданий:

$$\text{cov}(X, Y) = M((X - a)(Y - b)), \quad a = M(X), \quad b = M(Y).$$

Свойства ковариации

1. Если СВ X и Y независимы, то их ковариация равна нулю.

Замечание. Утверждение, обратное к свойству 1, вообще говоря, несправедливо.

Определение 43.6. СВ X и Y называют *некоррелированными*, если $\text{cov}(X, Y) = 0$.

Из приведенных выше рассуждений следует, что если СВ независимы, то они являются некоррелированными, обратное утверждение, вообще говоря, неверно.

2. Ковариация симметрична относительно своих аргументов

$$\text{cov}(X, Y) = \text{cov}(Y, X).$$

3. Ковариация линейна по каждому из своих аргументов:

$$\text{cov}(\alpha X + \beta Y, Z) = \alpha \text{cov}(X, Z) + \beta \text{cov}(Y, Z),$$

$$\text{cov}(X, \alpha Y + \beta Z) = \alpha \text{cov}(X, Y) + \beta \text{cov}(X, Z).$$

4. Ковариация есть математическое ожидание произведения СВ без произведения их математических ожиданий

$$\text{cov}(X, Y) = M(XY) - M(X) \cdot M(Y).$$

5. Дисперсия СВ есть ее ковариация с собой: $D(X) = \text{cov}(X, X)$.

6. Дисперсия алгебраической суммы СВ может быть найдена по формуле

$$D(X \pm Y) = D(X) \pm 2\text{cov}(X, Y) + D(Y).$$

7. Абсолютная величина ковариации СВ не превосходит произведения средних квадратических отклонений этих СВ

$$|\text{cov}(X, Y)| \leq \sigma(X) \cdot \sigma(Y).$$

8. СВ X и Y связаны линейной зависимостью тогда и только тогда, когда $|\text{cov}(X, Y)| = \sigma(X) \cdot \sigma(Y)$.

Замечание. Из свойств ковариации вытекает, что при ее помощи можно оценить насколько далека зависимость между рассматриваемыми СВ от линейной. На практике оказалось более удобным использовать при этом не саму ковариацию, а связанную с ней относительную числовую характеристику, называемую коэффициентом корреляции.

Определение 43.7. Коэффициентом корреляции СВ X и Y называют отношение их ковариации к произведению средних квадратических отклонений

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma(X) \cdot \sigma(Y)}.$$

Все свойства коэффициента корреляции легко вытекают из соответствующих свойств ковариации, поэтому мы ограничимся лишь их формулировкой:

1. Коэффициент корреляции симметричен относительно своих аргументов $\rho(X, Y) = \rho(Y, X)$.

2. Коэффициент корреляции "почти однороден" по каждому из своих аргументов $\rho(\alpha X, Y) = \text{sign } \alpha \cdot \rho(X, Y)$, $\rho(X, \beta Y) = \text{sign } \beta \cdot \rho(X, Y)$,

где $\text{sign } x = \begin{cases} -1, & x < 0, \\ 1, & x > 0. \end{cases}$

3. Если СВ X и Y независимы, то $\rho(X, Y) = 0$. Обратное утверждение неверно.

4. Коэффициент корреляции принимает значения на отрезке $[-1, 1]$.

5. СВ X и Y связаны линейной зависимостью тогда и только тогда, когда $\rho(X, Y) = \pm 1$.

Системы непрерывных СВ

Определение 43.9. Будем говорить, что *система СВ* (X, Y) *непрерывна*, если непрерывна совместная функция распределения этой системы.

Поскольку из непрерывности функции двух переменных вытекает непрерывность функций одного переменного, полученных фиксированием одного из переменных, то в силу свойства 2 совместной функции распределения каждая из СВ, составляющих непрерывную систему – непрерывна.

Ниже будем считать, что совместная функция распределения имеет всевозможные непрерывные производные второго порядка.

Обозначим через $\Pi(\Delta x, \Delta y)$ следующее подмножество плоскости: $\Pi(\Delta x, \Delta y) = \{[x, x + \Delta x) \times [y, y + \Delta y)\}$. Очевидно, $\Pi(\Delta x, \Delta y)$ есть прямоугольник со сторонами $\Delta x, \Delta y$.

Назовем *средней совместной плотностью вероятности системы СВ* по прямоугольнику $\Pi(\Delta x, \Delta y)$ отношение вероятности попадания значений, принимаемых системой, в прямоугольник к его площади

$$p_{cp}(x, y) = \frac{P((X, Y) \in \Pi(\Delta x, \Delta y))}{\Delta x \cdot \Delta y}.$$

Определение 43.10. *Совместной плотностью системы* в точке (x, y) называют предел средней плотности при условии, что прямоугольник $\Pi(\Delta x, \Delta y)$ стягивается в точку (x, y) , т.е. при условии $\Delta x \rightarrow 0, \Delta y \rightarrow 0$. Та-

ким образом, по определению
$$p(x, y) = \lim_{\substack{\Delta x \rightarrow 0 \\ \Delta y \rightarrow 0}} \frac{P((X, Y) \in \Pi(\Delta x, \Delta y))}{\Delta x \cdot \Delta y}.$$

Принимая во внимание формулу для вычисления вероятности $P((X, Y) \in \Pi(\Delta x, \Delta y))$, получим

$$p(x, y) = \lim_{\substack{\Delta x \rightarrow 0 \\ \Delta y \rightarrow 0}} \frac{F(x + \Delta x, y + \Delta y) - F(x + \Delta x, y) - F(x, y + \Delta y) + F(x, y)}{\Delta x \cdot \Delta y} = \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial y}.$$

Из определения и полученной формулы для совместной плотности

распределения вытекают следующие ее свойства:

1. Совместная плотность неотрицательна $p(x, y) \geq 0$.
2. Совместная плотность распределения связана с совместной функцией распределения соотношениями

$$p(x, y) = \frac{\partial^2 F}{\partial x \partial y}, \quad F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y p(s, t) ds dt.$$

3. Вероятность попадания значений системы СВ в некоторую область D может быть найдена по формуле

$$P((X, Y) \in D) = \iint_D p(x, y) dx dy.$$

Замечание. Из свойств совместной функции распределения и совместной плотности распределения легко вытекают следующие утверждения:

1. $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dx dy = 1.$

2. $\int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = p_1(x), \quad \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx = p_2(y),$ где $p_1(x), p_2(y)$ –

индивидуальные плотности распределения СВ X и Y соответственно.

Это, в частности, означает, что по совместной функции распределения или плотности распределения могут быть найдены числовые характеристики СВ X и Y .

Как и в случае системы дискретных СВ, для описания взаимосвязей между компонентами системы вводятся условные СВ, их числовые характеристики.

Назовем **условной плотностью распределения СВ X** при условии, что СВ Y приняла значение y функцию

$$p(x / y) = \frac{p(x, y)}{p_2(y)} = \frac{p(x, y)}{\int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx}.$$