

Системы случайных величин

Если рассмотреть совместно две случайных величины ξ и η , то можно считать, что рассматривается *система случайных величин*.

Геометрически пара случайных величин ξ и η может быть представлена как случайная точка $M(x, y)$ на плоскости.

Законы распределения систем случайных величин

Системы случайных величин характеризуются множествами значений Ω_ξ и Ω_η и совместным законом распределения.

Определение 1. Закон распределения системы случайных величин – функция, которая ставит в соответствие любой паре значений случайных величин ξ и η вероятность её появления

$$P : \Omega_\xi \times \Omega_\eta \rightarrow [0, 1].$$

1. Матрица (таблица) распределения системы случайных величин

Если случайные величины ξ и η дискретны, то систему можно задать таблицей (матрицей) распределения.

Определение 4.2. Пусть $\Omega_\xi = \{x_i | i = 1..m\}$, $\Omega_\eta = \{y_j | j = 1..n\}$, тогда матрица $M = (p_{ij})_{i=1, j=1}^{m, n}$, где $p_{ij} = P((\xi = x_i) \cdot (\eta = y_j))$ – матрица распределения системы случайных величин (ξ, η) .

$\xi \setminus \eta$	y_1	y_2	\dots	y_n
x_1	p_{11}	p_{12}	\dots	p_{1n}
x_2	p_{21}	p_{22}	\dots	p_{2n}
\dots	\dots	\dots	\dots	\dots
x_m	p_{m1}	p_{m2}	\dots	p_{mn}

Свойства матрицы распределения:

1. $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n p_{ij} = 1$, так как $\{(\xi = x_i) \cdot (\eta = y_j) | i = 1..m, j = 1..n\}$ – полная группа событий.

$$2. P(\xi = x_i) = P\left(\bigcup_{j=1}^n (\xi = x_i) \cdot (\eta = y_j)\right) = \sum_{j=1}^n P((\xi = x_i) \cdot (\eta = y_j)) = \sum_{j=1}^n p_{ij}$$

– частный закон распределения величины ξ .

Аналогично $P(\eta = y_j) = \sum_{i=1}^m p_{ij}$ – частный закон распределения величины η .

Пример 1. Проверить, является ли следующая таблица матрицей распределения:

$\xi \backslash \eta$	0	1	2
0	0,10	0,30	0,20
1	0,06	0,18	0,16

а) Найти частные законы распределения.

б) Найти $P(\xi < \eta)$.

Решение.

а)

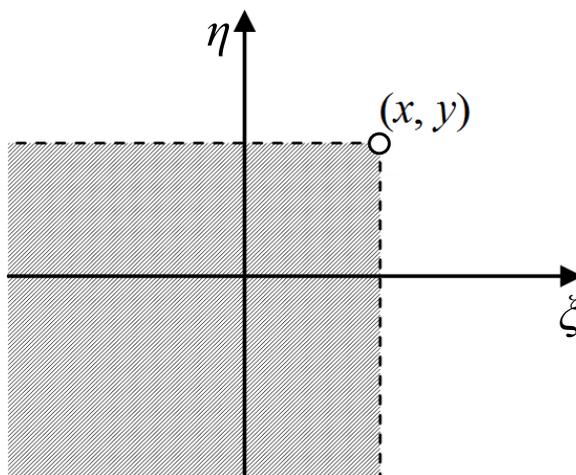
$\xi \backslash \eta$	0	1	2	$P(\xi = x_i)$
0	0,10	0,30	0,20	0,60
1	0,06	0,18	0,16	0,40
$P(\eta = y_i)$	0,16	0,48	0,36	1

б) $P(\xi < \eta) = 0,30 + 0,20 + 0,16 = 0,66$.

2. Функция распределения системы случайных величин

Определение 3. Совместной функцией распределения системы случайных величин (ξ, η) называется функция $F(x, y) = P((\xi < x) \cdot (\eta < y))$.

Геометрически $F(x, y)$ – вероятность попадания точки в бесконечный квадрант с вершиной в точке (x, y) , лежащий левее и ниже её.



Пример 2. Система случайных величин (ξ, η) задана функцией распределения

$$F(x, y) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{x}{3} \right) \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{y}{2} \right).$$

Найти $P((\xi < 3) \cdot (\eta < 0))$.

Решение.

$$P((\xi < 3) \cdot (\eta < 0)) = F(3, 0) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{3}{3}\right) \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{0}{2}\right) =$$

$$= \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{4}\right) \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{2}\right) = \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{8}$$

Свойства функции распределения:

1. $0 \leq F(x, y) \leq 1$;

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

$$F(-\infty, y) = P((\xi < -\infty) \cdot (\eta < y)) = P(\emptyset \cdot (\eta < y)) = P(\emptyset) = 0,$$

$$F(x, -\infty) = P((\xi < x) \cdot (\eta < -\infty)) = P((\xi < x) \cdot \emptyset) = P(\emptyset) = 0;$$

3. $F(+\infty, y) = P((\xi < +\infty) \cdot (\eta < y)) = P(\Omega \cdot (\eta < y)) = P(\eta < y) = F_2(y)$ – частное распределение величины η ,

$F(x, +\infty) = P((\xi < x) \cdot (\eta < +\infty)) = P((\xi < x) \cdot \Omega) = P(\xi < x) = F_1(x)$ – частное распределение величины ξ ;

$$F(+\infty, y) = F_\eta(y) \quad F(x, +\infty) = F_\xi(x)$$

Пример 3. Функция распределения системы случайных величин (ξ, η)

$F(x, y) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{x}{3}\right) \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{y}{2}\right)$. Найти частные распределения компонент.

Решение.

$$F_\xi(x) = F_{\xi\eta}(x, +\infty) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{x}{3}\right) \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \left(\frac{+\infty}{2}\right)\right) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{x}{3}\right) \cdot$$

$$\cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{2}\right) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{x}{3}\right);$$

$$F_\eta(y) = F_{\xi\eta}(+\infty, y) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \left(\frac{+\infty}{3}\right)\right) \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{y}{2}\right) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\pi}{2}\right) \cdot$$

$$\cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{y}{2}\right) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{y}{2}\right).$$

4. $F(x, y)$ – неубывающая по обоим аргументам.

Докажем, что $F(x, y)$ неубывающая по x , то есть $F(x_1, y) \leq F(x_2, y)$, если $x_1 < x_2$.

Доказательство. $F(x_1, y) = P((\xi < x_1) \cdot (\eta < y))$,

$$F(x_2, y) = P((\xi < x_2) \cdot (\eta < y)) = P(((\xi < x_1) + (x_1 \leq \xi < x_2)) \cdot (\eta < y)) =$$

$$= P((\xi < x_1) \cdot (\eta < y) + (x_1 \leq \xi < x_2) \cdot (\eta < y)) = P((\xi < x_1) \cdot (\eta < y)) +$$

$$+ P((x_1 \leq \xi < x_2) \cdot (\eta < y)) = F(x_1, y) + \underbrace{P((x_1 \leq \xi < x_2) \cdot (\eta < y))}_{\geq 0} \geq F(x_1, y).$$

Аналогично $F(x, y)$ неубывающая по y , то есть $F(x, y_1) \leq F(x, y_2)$, если $y_1 < y_2$.

5. Вероятность попадания случайной точки с координатами (ξ, η) в прямоугольную область:

$$P((a \leq \xi < b) \cdot (c \leq \eta < d)) = F(b, d) - F(b, c) - F(a, d) + F(a, c).$$

Доказательство.

$$\begin{aligned} F(b, d) &= P((\xi < b) \cdot (\eta < d)) = P(((\xi < a) + (a \leq \xi < b)) \cdot (\eta < d)) = \\ &= P((\xi < a) \cdot (\eta < d) + (a \leq \xi < b) \cdot (\eta < d)) = P((\xi < a) \cdot (\eta < d)) + P((a \leq \xi < b) \cdot (\eta < d)) = \\ &= F(a, d) + P((a \leq \xi < b) \cdot (\eta < d)) = F(a, d) + P((a \leq \xi < b) \cdot ((\eta < c) + (c \leq \eta < d))) = \\ &= F(a, d) + P((a \leq \xi < b) \cdot (\eta < c) + (a \leq \xi < b) \cdot (c \leq \eta < d)) = F(a, d) + P((a \leq \xi < b) \cdot (\eta < c)) + \\ &+ P((a \leq \xi < b) \cdot (c \leq \eta < d)) = F(a, d) + F(b, c) - F(a, c) + P((a \leq \xi < b) \cdot (c \leq \eta < d)), \text{ отсюда} \\ &P((a \leq \xi < b) \cdot (c \leq \eta < d)) = F(b, d) - F(b, c) - F(a, d) + F(a, c). \end{aligned}$$

Пример 4. Функция распределения системы случайных величин (ξ, η)

$$F(x, y) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{x}{3} \right) \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \operatorname{arctg} \frac{y}{2} \right).$$

Найти $P((0 \leq \xi < 3) \cdot (0 \leq \eta < 2))$.

Решение.

$$\begin{aligned} P((0 \leq \xi < 3) \cdot (0 \leq \eta < 2)) &= F(3, 2) - F(3, 0) - F(0, 2) + F(0, 0) = \\ &= \frac{3}{4} \cdot \frac{3}{4} - \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \cdot \frac{3}{4} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{16}. \end{aligned}$$

Функция распределения может быть использована как для дискретных, так и для непрерывных случайных величин.

3. Совместная плотность распределения системы случайных величин

Определение 4. Система случайных величин (ξ, η) непрерывна, если её функция распределения $F(x, y)$ – непрерывна, дифференцируема по любому из аргументов и существует смешанная частная производная второго порядка $\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y}$, отличная от нуля.

Определение 5. Совместная плотность распределения системы случайных величин (ξ, η) – плотность вероятности в окрестности точки (x, y) . Она равна $f(x, y) = \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y}$.

График двумерной плотности распределения – поверхность распределения $z = f(x, y)$.

Свойства двумерной плотности распределения:

$$1. F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(x, y) dx dy;$$

2. $f(x, y) \geq 0$, т.к. $F(x, y)$ не убывает по x и y ;

$$3. \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1 - \text{условие нормировки.}$$

Пример 5. Если система двух случайных величин (ξ, η) равномерно распределена в области D , тогда $f(x, y) = \begin{cases} c, & (x, y) \in D \\ 0, & (x, y) \notin D \end{cases}$. Найти c .

Решение.

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_{(x,y) \in D} c dx dy = cS(D) \Rightarrow c = \frac{1}{S(D)}.$$

$$\begin{aligned} 4. P((\xi, \eta) \in [x, x + \Delta x] \times [y, y + \Delta y]) &= (F(x + \Delta x, y + \Delta y) - F(x + \Delta x, y)) - \\ &- (F(x, y + \Delta y) - F(x, y)) \approx \Delta y \cdot \frac{\partial}{\partial y} (F(x + \Delta x, y)) - \Delta y \cdot \frac{\partial}{\partial y} (F(x, y)) = \\ &= \Delta y \cdot \frac{\partial}{\partial y} (F(x + \Delta x, y) - F(x, y)) \approx \Delta y \cdot \frac{\partial}{\partial y} \left(\Delta x \cdot \frac{\partial}{\partial x} F(x + \Delta x, y) \right) = \Delta x \Delta y \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = \\ &= \Delta x \Delta y f(x, y) - \text{элемент вероятности.} \end{aligned}$$

5. Вероятность попадания случайной точки в область D . Рассмотрим малую окрестность точки $(x, y) - dS(D)_{(x,y)}$, тогда $P(x \in D) = \sum_{(x,y) \in D} (dS(D)_{(x,y)} \cdot f(x, y)) \Rightarrow$

$$P((x, y) \in D) = \iint_D f(x, y) dx dy.$$

6. Частные распределения. Пусть $f_{\xi\eta}(x, y)$ – совместная плотность распределения двумерной случайной величины (ξ, η) , тогда частная плотность распределения величины ξ будет равна

$$f_{\xi}(x) = F'_{\xi}(x) = (F(x, +\infty))'_x = \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^x f(x, y) dx dy \right)'_x = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy,$$

а частная плотность распределения величины η равна $f_{\eta}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$.

Независимость случайных величин

Определение 6. Случайные величины ξ и η независимы, если $\forall a, b, c, d$ события $(a \leq \xi < b)$ и $(c \leq \eta < d)$ независимы.

Определение 7. Случайные величины ξ и η независимы, если $F(x, y) = F_{\xi}(x) \cdot F_{\eta}(y)$.

Утверждение 1. Определения 4.6 и 4.7 эквивалентны.

Доказательство.

Для непрерывных случайных величин $f(x,y) = f_\xi(x) \cdot f_\eta(y)$, а для дискретных – $P_{ij} = P_{i\xi} \cdot P_{j\eta}$.

Условные законы распределения

В случае зависимых случайных величин нельзя напрямую осуществить переход от двух одномерных законов к совместному закону распределения. Для этого необходимо знать *условные законы распределения*.

Определение 8. *Условный ряд распределения* величины ξ – ряд распределения случайной величины ξ при условии, что случайная величина η приняла заданное значение.

$$\mathbf{P}(\xi = x_i | \eta = y_j) = \frac{\mathbf{P}((\xi = x_i)(\eta = y_j))}{\mathbf{P}(\eta = y_j)} = \frac{p_{ij}}{\sum_{i=1}^m p_{ij}}.$$

Для непрерывных случайных величин зададим $F_\xi(x | y_0 \leq \eta < y_0 + \Delta y) = \mathbf{P}(\xi < x | y_0 \leq \eta < y_0 + \Delta y)$.

Определение 9. *Условной функцией распределения* случайной величины ξ при условии, что случайная величина η приняла значение y_0 , называется функция $F_\xi(x | \eta = y_0) = \lim_{\Delta y \rightarrow 0} F_\xi(x | y_0 \leq \eta < y_0 + \Delta y)$.

Подставив формулы для вычисления вероятностей, получим

$$F_\xi(x | \eta = y_0) = \frac{\int_{-\infty}^x f(t, y_0) dt}{f_\eta(y_0)}, \text{ тогда } f_\xi(x | \eta = y_0) = \frac{f(x, y_0)}{f_\eta(y_0)}.$$

$$\text{Аналогично } f_\eta(y | \xi = x_0) = \frac{f(x_0, y)}{f_\xi(x_0)}.$$

Определение 10. $f_\xi(x | \eta = y_0) = \frac{f(x, y_0)}{f_\eta(y_0)}$ и $f_\eta(y | \xi = x_0) = \frac{f(x_0, y)}{f_\xi(x_0)}$ – *условные*

плотности распределения.

Определение 11. *Условное математическое ожидание* величины ξ – функция параметра y_0 . Оно показывает зависимость среднего значения величины ξ от значения случайной величины η – регрессию ξ на η .

График этой функции – *кривая регрессии*.

Замечание. Если случайные величины не коррелированы, то кривые регрессии ξ на η и η на ξ являются прямыми, параллельными осям координат.

Ковариация и коэффициент корреляции

Определение 12. Ковариация – мера линейной зависимости двух случайных величин.

$$\text{cov}(\xi, \eta) = M[(\xi - M\xi) \cdot (\eta - M\eta)].$$

Свойства ковариации:

1. $\text{cov}(\xi, \eta) = \text{cov}(\eta, \xi)$
2. Если случайные величины ξ и η независимы, то $\text{cov}(\xi, \eta) = 0$. Обратное неверно.
3. $|\text{cov}(\xi, \eta)| \leq \sigma_\xi \cdot \sigma_\eta$;
4. $\text{cov}(\xi, \eta) = M[\xi \cdot \eta] - M\xi \cdot M\eta$.

Замечание. Нельзя сравнивать тесноту линейной связи у двух разных пар случайных величин, так как зависит от величины дисперсий.

Определение 13. Коэффициент корреляции – нормированная ковариация

$$r_{\xi\eta} = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sigma_\xi \cdot \sigma_\eta}.$$

Пример 6. Система дискретных случайных величин задана своей матрицей распределения

$\xi \setminus \eta$	0	1	2
0	0,10	0,30	0,20
1	0,06	0,18	0,16

Найти ковариацию и коэффициент корреляции случайных величин ξ и η .

Свойства коэффициента корреляции:

1. $|r_{\xi\eta}| \leq 1$;
2. $|r_{\xi\eta}| = 1 \Leftrightarrow \exists a \neq 0, b: \eta = a\xi + b$;
3. Если случайные величины ξ и η независимы, то $r_{\xi\eta} = 0$.

В случае системы из n случайных величин вводится *корреляционная матрица*

$$K = \begin{pmatrix} r_{11} & r_{12} & \dots & r_{1n} \\ r_{21} & r_{22} & \dots & r_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{n1} & r_{n2} & \dots & r_{nn} \end{pmatrix}.$$

Литература

1. Гмурман, В. Е. Теория вероятностей и математическая статистика : учебное пособие / В. Е. Гмурман. – М.: Высш. шк., 2000.
2. Гмурман, В. Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике : учебное пособие / В. Е. Гмурман. – М.: Высш. шк., 1999.
3. Мхитарян, В. С. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник / В. С. Мхитарян, В. Ф. Шишов, А. Ю. Козлов. – М.: Академия, 2012.
4. Тарасов, Л. В. Мир, построенный на вероятности / Л. В. Тарасов. – М.: Просвещение, 1984.
5. Феллер, В. Введение в теорию вероятностей и её приложения / В. Феллер. – М.: Мир, 1984.