14. МНОГОМЕРНЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

14.1. Закон распределения многомерной случайной величины

N-мерной случайной величиной $(X_1, X_2, ... X_n)$ называется совокупность одномерных величин X_i , которые принимают значение в результате проведения одного и того же опыта.

Это можно интерпретировать как случайные точки или случайные векторы в n-мерном пространстве. Например, совокупность п последовательных измерений с.в. X- система n случайных величин.

Полной характеристикой системы служит закон распределения, который может быть задан функцией распределения или плотностью вероятности.

<u>Функцией распределения</u> n случайных величин ($X_1, X_2...X_n$) называется вероятность выполнения n неравенств вида $X_i < x_i$:

$$F(x_1, x_2...x_n) = P((X_1 < x_1)(X_2 < x_2)...(X_n < x_n)).$$

Плотностью распределения системы n непрерывных с.в. называется n-s смешанная частная производная функции $F(x_1, x_2...x_n)$, взятая один раз по каждому аргументу:

$$f(x_1, x_2...x_n) = \frac{\partial^n F(x_1, x_2...x_n)}{\partial x_1 \partial x_2...\partial x_n}.$$

Плотность распределения систем случайных величин обладает следующими свойствами:

1.
$$\int_{-\infty}^{\infty} ... \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, ..., x_n) = 1.$$

2. $f(x_1, ..., x_n) \ge 0.$

Зная закон распределения системы, можно определить законы распределения отдельных величин, входящих в систему. Функция распределения каждой из величин, входящих в систему можно получить, если положить все остальные аргументы равными ∞ : $F_1(x_1) = F(x_1, \infty, \infty)$ или при выделении из системы случайных величин $(X_1, X_2, \dots X_n)$ подсистемы случайных величин $(X_1, X_2, \dots X_n)$

$$F_{1...\kappa}(x_1) = F(x_1, \dots, x_{\kappa}, \infty, \dots, \infty).$$

Плотность распределения каждой из величин, входящих в систему, можно получить, интегрируя плотность распределения системы в бесконечных пределах по всем остальным аргументам:

$$f_1(x_1) = \int_{-\infty}^{+\infty} ... \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, x_2, ..., x_n) dx_2, ... dx_n$$

Плотность распределения частной системы случайных величин $(X_1, X_2, ... X_n)$ подсистемы с.в. $(X_1, X_2, ... X_\kappa)$ определяется так:

$$f_{1,2...k}(\chi_1,\chi_2...\chi_k) = \int_{-\infty}^{+\infty} ... \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1,x_2....x_n) dx_{k+1} dx_{k+2}....dx_n$$

<u>Условным законом</u> распределения системы случайных величин $(X_1, X_2, ... X_n)$ называется ее закон распределения, вычисленный при условии, что остальные величины $(X_{\kappa+1}, X_{\kappa+2}, ... X_n)$ приняли значение $(x_{\kappa+1}, x_{\kappa+2}, ... x_n)$. Условная плотность может быть вычислена по формуле:

$$f(x_1, x_2...x_k | x_{k+1}, x_{k+2}...x_n) = \frac{f(x_1, x_2...x_n)}{f_{k+1,...n}(x_{k+1}, x_{k+2}...x_n)}$$

Случайные величины $(X_1, X_2, ... X_n)$ называются *независимыми*, если закон распределения каждой частной системы, выделенной из системы $(X_1, X_2, ... X_n)$, не зависит от того, какие значения приняли остальные случайные величины.

Плотность распределения системы независимых случайных величин равна произведению плотностей распределения отдельных величин, входящих в систему:

$$f(x_1, x_2...x_n) = f_1(x_1) \cdot f_2(x_2)...\cdot f_n(x_n).$$

Вероятность попадания случайной точки $(X_1, X_2, ...X_n)$ в пределы n-мерной области D выражается n-кратным интегралом:

$$P((X_1,...,X_n) \subset D) = \int ... \int_{(D)} f(x_1,...,x_n) dx_1,...,dx_n$$

Эта формула является основной формулой для вычисления вероятностей событий, не сводящихся к схеме случаев. Переходят от схемы событий к схеме случайных величин (чаще всего — непрерывных) и сводят событие A к событию, состоящему в том, что система случайных величин $(X_1, X_2, ... X_n)$ окажется в пределах некоторой области D. Тогда вероятность события A может быть вычислена по этой формуле.

14.2. ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ СИСТЕМЫ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

Как и в случае одномерных случайных величин, при невозможности точно установить законы распределения, применяют приближенное описание системы случайных величин с помощью минимального количества числовых характеристик.

В качестве основных числовых характеристик используем следующие:

1. Вектор математических ожиданий $M=(m_1,m_2,\dots m_n)-$ характеризующих средние значения величин

$$m_i = \int_{-\infty}^{\infty} ... \int_{-\infty}^{\infty} x_i f(x_1, ..., x_n) dx_1 ... dx_n$$

2. Вектор дисперсий $\mathbf{D} = (D_1, D_2, ... D_n)$ – характеризующих их рассеивание

$$D_{i} = \int_{-\infty}^{\infty} ... \int_{-\infty}^{\infty} (x_{i} - m_{i})^{2} f(x_{1}, ..., x_{n}) dx_{1} ... dx_{n}$$

3. Корреляционная матрица

$$K_{ij} = M \left[\stackrel{\circ}{X_i} \stackrel{\circ}{X_j} \right],$$

где $\overset{\circ}{X_i} = X_i - m_i$ $\overset{\circ}{X_j} = X_j - m_j$ или матрица коэффициентов корреляции

$$r_{ij} = \frac{K_{ij}}{\sigma_x \sigma_y},$$

характеризующих попарную корреляцию всех величин, входящих в систему.

Дисперсия каждой из случайных величин X_i есть, по существу, не что иное, как корреляционный момент X_i и той же величины X_i :

 $D_{i} = K_{ii} = M[X_{i}^{2}] = M[X_{i}^{i} \cdot X_{i}]$, поэтому корреляционная матрица и матрица коэффициентов корреляции принимает вид:

$$\|K_{ij}\| = \begin{vmatrix} D_1 & K_{12} & \dots & K_{1n} \\ K_{21} & D_2 & \dots & K_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ K_{n1} & K_{n2} & \dots & D_n \end{vmatrix},$$

где

$$K_{ij} = \int_{-\infty}^{\infty} ... \int_{-\infty}^{\infty} (x_i - m_i)(x_j - m_j) f(x_1, ..., x_n) dx_1 ... dx_n$$

В случае, когда случайные величины не коррелированы, все элементы, кроме диагональной, равны 0 и корреляционная матрица принимает вид диагональной матрицы:

$$||K_{ij}|| = \begin{vmatrix} D_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & D_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & D_n \end{vmatrix}$$

Помимо корреляционной матрицы для описания систем случайных величин может быть использована матрица коэффициентов корреляции. Это

матрица, составленная не из корреляционных моментов, а из коэффициентов корреляции (нормированная корреляционная матрица):

$$||r_{ij}|| = \begin{vmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1n} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{n1} & r_{n2} & \cdots & 1 \end{vmatrix},$$

где

$$R_{ij} = \frac{K_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{K_{ij}}{\sqrt{D_i D_j}}$$

Для некоррелированных случайных величин матрица коэффициентов корреляции вырождается в единичную матрицу:

$$||r_{ij}|| = \begin{vmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{vmatrix}.$$

14.3. ЧИСЛОВЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ФУНКЦИЙ МНОГИХ ПЕРЕМЕННЫХ

Пусть $Y = \varphi(x_1, x_2, ...x_n)$, где $X_1, X_2, ...X_n$ - случайные величины с известной совместной п-мерной плотностью вероятностей $f(x_1, x_2, ..., x_n)$. Начальные моменты:

$$\alpha_k(y) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \varphi^k(x_1, \dots, x_n) f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$$

Центральные моменты:

$$\mu_{k}(y) = \int_{-\infty}^{\infty} ... \int_{-\infty}^{\infty} (\varphi(x_{1},...,x_{n}) - m_{y})^{k} f(x_{1},...,x_{n}) dx_{1}...dx_{n}$$

Основные числовые характеристики:

Математическое ожидание функции от произвольного числа случайных аргументов. Для непрерывных величин:

$$m_{y} = M[\varphi(X_{1}, X_{2}....X_{n})] = \int_{-\infty}^{+\infty}...\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x_{1}, x_{2}....x_{n})f(x_{1}, x_{2}....x_{n})dx_{1}dx_{2}...dx_{n},$$

гле

 $f(x_1, x_2 x_n)$ - плотность распределения системы $(X_1, X_2 X_n)$.

> Дисперсия функции от произвольного числа аргументов для непрерывных случайных величин

$$D_{\mathbf{y}} = D[\varphi(X_1, X_2 X_n)] = \int\limits_{-\infty}^{+\infty} ... \int\limits_{-\infty}^{+\infty} [\varphi(x_1, x_2 x_n) - m_{\varphi}]^2 f(x_1, x_2 x_n) dx_1 dx_2 ... dx_n$$
 или аналогичная форма

$$D[\varphi(X_1, X_2 X_n)] = \int_{-\infty}^{+\infty} ... \int_{-\infty}^{+\infty} [\varphi(x_1, x_2 x_n)]^2 f(x_1, x_2 x_n) dx_1 dx_2 ... dx_n - m^2 \varphi$$

На практике редко известна совместная плотность вероятности; известны лишь числовые характеристики. Определение числовых характеристик функций по заданным числовым характеристикам аргументам значительно упрощает решение задач теории вероятностей. Чаще всего такие упрощенные функции относятся к линейным функциям, однако некоторые элементарные нелинейные функции также подразумевают подобный подход.

Пусть известны векторы М [x_i] = m_i D [x_i] = D_i системы случайных величин (X_1 , X_2 ,... X_n) - с известной совместной п-мерной плотностью вероятностей $f(x_1,x_2...x_n)$, $||K_{ij}||$ - корреляционная матрица

Задача определения числовых характеристик Y в таком случае разрешима только для определения классов функций φ .

14.4. Числовые характеристики суммы случайных величин

1. Математическое ожидание суммы случайных величин.

Пусть случайная величина $Y = \sum_{i=1}^{n} X_i$. Тогда математическое ожидание суммы M[Y] равно сумме математических ожиданий слагаемых

$$M[Y] = M\left[\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right] = \sum_{i=1}^{n} M[X_{i}].$$

2. Математическое ожидание линейной функции нескольких случайных величин $Y = \sum_{i=1}^{n} a_i X_i + b$, (a_i, b) неслучайные коэффициенты) равно линейной функции их математических ожиданий:

$$m_{y} = M \left[\sum_{i=1}^{n} a_{i} X_{i} + b \right] = \sum_{i=1}^{n} a_{i} m_{xi} + b, \quad m_{xi} = M [X_{i}].$$

2. Дисперсия суммы случайных величин определяется так:

$$D[X + Y] = D[X] + D[Y] + 2K_{xy}$$
.

или

$$D\left[\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right] = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} K_{ij} .,$$

где двойная сумма распространяется на все элементы корреляционной матрицы системы случайных величин $(X_1, X_2, ... X_n)$.

Докажем это соотношение.

$$D\left[\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right] = M\left[\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i} - \sum_{i=1}^{n} m_{xi}\right)^{2}\right] = M\left[\left(\sum_{i=1}^{n} (X_{i} - m_{xi})\right)^{2}\right] = M\left[\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i} - m_{xi}\right)(X_{i} - m_{xi})\right] = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} M\left[(X_{i} - m_{xi})(X_{j} - m_{xj})\right] = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} K_{ij}.$$

Если все случайные величины $(X_1, X_2, ...X_n)$, входящие в систему, некоррелированы, т.е. $K_{ij} = 0, i \neq j$, то формула (12.7) принимает вид:

$$D\left[\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right] = \sum_{i=1}^{n} D[X_{i}],$$

т.е. дисперсия суммы некоррелированных случайных величин равна сумме дисперсий слагаемых.

4. Дисперсия линейной функции случайных величин определяется соотношением

$$D\left[\sum_{i=1}^{n} a_{i} X_{i} + b\right] = \sum_{i=1}^{n} a_{i}^{2} D[X_{i}] + 2 \sum_{i < j} a_{i} a_{j} K_{ij}.$$

$$D\left[\sum_{i=1}^{n} a_i X_i + b\right] = D\left[\sum_{i=1}^{n} a_i X_i\right].$$

Дисперсия этой случайной величины

$$D\left[\sum_{i=1}^{n} a_{i} X_{i}\right] = M\left[\left(\sum_{i=1}^{n} a_{i} X_{i} - \sum_{i=1}^{n} a_{i} m_{xi}\right)^{2}\right] = M\left[\left(\sum_{i=1}^{n} a_{i} (X_{i} - m_{xi})\right)^{2}\right] = M\left[\left(\sum_{i=1}^{n} a_{i} (X_{i} - m_{xi})\right)^{2}\right] = M\left[\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{i} a_{j} (X_{i} - m_{xi})(X_{j} - m_{xj})\right] = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{i} a_{j} (X_{i} - m_{xi})(X_{j} - m_{xj}) = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{i} a_{j} K_{ij} = \sum_{i=1}^{n} a_{i}^{2} D[X_{i}] + 2\sum_{i < j} a_{i} a_{j} K_{ij}.$$

Дисперсия суммы некоррелированных случайных величин равна сумме дисперсий:

$$D\left[\sum_{i=1}^{n} a_{i} X_{i}\right] = \sum_{i=1}^{n} a_{i}^{2} D[X_{i}].$$

14.3. Числовые характеристики произведения случайных величин.

Пусть Z=XY, где X и Y — случайные величины с известными числовыми характеристиками.

1. Математическое ожидание произведения двух случайных величин равно произведению их математических ожиданий плюс их ковариация:

$$M[XY] = M[X]M[Y] + K_{xy}.$$
 (12.20)

Доказательство:

$$K_{xy} = M[\dot{X}\dot{Y}] = M[(X - m_x)(Y - m_y)] = M[XY] - m_x M[Y] - m_y M[X] + m_x m_y = M[XY] - M[Y]M[X]$$

Математическое ожидание произведения некоррелированных (независимых) величин равно произведению математических ожиданий

$$M[X_{i}\cdot X_{J}]=m_{i}\cdot m_{i}$$

2. Дисперсия произведения <u>независимых</u> случайных величин $X_1, X_2, ..., X_n$ выражается формулой:

$$D\left[\prod_{i=1}^{n} X_{i}\right] = \prod_{i=1}^{n} (D[X_{i}] - m_{xi}^{2}) - \prod_{i=1}^{n} m_{xi}^{2}.$$
 (12.21)

Пример 12.1. Случайная величина X равномерно распределена от -1 до +1. Определить математическое ожидание и дисперсию величины $Y = X^2$. Вычислить корреляционный момент величин X и Y.

Решение. Плотность вероятности *X* равна:

Вычислим математическое ожидание У

$$f(x) = \begin{cases} 0.5, -1 \le x \le 1 \\ 0, x < -1, x > 1 \end{cases}$$
$$m_y = \int_{-1}^{1} x^2 \cdot 0.5 dx = \frac{1}{3}$$

и дисперсию D_{y}

$$D_y = \int_{-1}^{1} (x^2)^2 0.5 dx - m_y^2 = \frac{4}{45}$$

Вычислим корреляционный момент K_{XY} по формуле (11.11):

$$K_{xy} = M[XY] - m_x m_y = M[X \cdot X^2] - m_x m_y = M[X^3] - m_x m_y$$

Так как $m_{\chi} = (a+b)/2 = (-1+1)/2 = 0$, то

$$K_{xy} = M[X^3] = \int_{-1}^{1} x^3 0.5 dx = 0.$$

Пример 12.2. Величины X_1 , X_2 , X_3 независимы и имеют следующие числовые характеристики:

$$m_1 = 2$$
, $m_2 = -3$, $m_3 = 0$, $D_1 = 4$, $D_2 = 13$, $D_3 = 9$.

Определить коэффициент корреляции r_{zy} величин Y и Z:

$$Y = 3X_1 - X_2$$
,

$$Z = X_3 - 2X_1$$
.

Решение. Вычислим математические ожидания Y и Z по формуле (12.5):

$$m_y = 3 \cdot m_1 - 1 \cdot m_2 = 9,$$

 $m_z = m_3 - 2 \cdot m_1 = -4.$

Вычислим дисперсию $D_{\mathcal{V}}$ и $D_{\mathcal{Z}}$ по формуле (12.9)

$$D_y = (3)^2 \cdot D_1 + (-1)^2 \cdot D_2 = 49,$$

 $D_z = D_3 + (-2)^2 D_1 = 25.$

Рассчитаем корреляционный момент K_{yz} . Для этого определим M[YZ]

$$M[YZ] = M[(3X_1 - X_2)(X_3 - 2X_1)] = M[3X_1X_3 - 6X_1^2 - X_2X_3 + 2X_2X_1] = 3m_1m_3 - 6M[X_1^2] - m_2m_3 + 2m_2m_1 = -6M[X_1^2] - 12.$$

Так как $D_1 = M[X_1^2] - m_1^2$, то $M[X_1^2] = D_1 + m_1^2 = 8$.

Таким образом M[YZ] = -60. Тогда

$$K_{yz} = M[YZ] - m_y m_z = -60 - 9(-4) = -24.$$

Величину r_{yz} определим так:

$$r_{YZ} = \frac{K_{YZ}}{\sqrt{D_y D_Z}} = -\frac{24}{35}.$$