

01.03.02 «Прикладная математика и информатика»

Теория вероятностей и математическая статистика

Часть 1 **Теория вероятностей**

Лектор: **Лобузов Алексей Аркадьевич**

ЛЕКЦИЯ 10

Характеристики непрерывных случайных величин

Математическое ожидание непрерывной случайной величины

Математическим ожиданием непрерывной случайной величины ξ с плотностью $f_{\xi}(x)$ называется число

$$M\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} xf_{\xi}(x)dx ,$$

если интеграл абсолютно сходится.

Математическое ожидание непрерывной случайной величины

Теорема.

Пусть ξ - непрерывная случайная величина с плотностью $f_{\xi}(x)$,

$\eta = \varphi(\xi)$ - функция случайной величины ξ . Тогда

$$M\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) f_{\xi}(x) dx$$

Непрерывные случайные векторы

Теорема.

Пусть $\vec{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ — непрерывный случайный вектор с плотностью $f_{\vec{\xi}}(x_1, \dots, x_n)$,

$\eta = \varphi(\xi_1, \dots, \xi_n)$ — функция случайного вектора $\vec{\xi}$. Тогда

$$M\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} dx_1 \dots \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x_1, \dots, x_n) f_{\vec{\xi}}(x_1, \dots, x_n) dx_n$$

Математическое ожидание

Свойства математического ожидания
непрерывной случайной величины

1) $\xi \geq 0 \Rightarrow M\xi \geq 0$

2) $M(\alpha\xi) = \alpha M\xi$

3) $|M\xi| \leq M|\xi|$

4) $M(\xi + \eta) = M\xi + M\eta$

5) ξ, η - независимы $\Rightarrow M(\xi\eta) = (M\xi)(M\eta)$

6) пусть (ξ, η) – непрерывный случайный вектор
с плотностью $f_{\xi, \eta}(x, y)$, тогда

$$M\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi, \eta}(x, y) dy; \quad M\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} y f_{\xi, \eta}(x, y) dy$$

Дисперсия непрерывной случайной величины

Дисперсия случайной величины ξ :

$D\xi = M(\xi - M\xi)^2$, если математическое ожидание существует.

Теорема.

ξ -непрерывная случайная величина с плотностью $f_\xi(x)$,

тогда
$$D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M\xi)^2 f_\xi(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_\xi(x) dx - \left(\int_{-\infty}^{+\infty} x f_\xi(x) dx \right)^2$$

Дисперсия непрерывной случайной величины

Доказательство:

$$1) \eta = (\xi - M\xi)^2 = \varphi(\xi) \Rightarrow M\eta = D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - M\xi)^2 f_{\xi}(x) dx$$

$$2) M(\xi - M\xi)^2 = M(\xi^2 - 2\xi M\xi + (M\xi)^2) =$$

$$= M\xi^2 - 2(M\xi)^2 + (M\xi)^2 = M\xi^2 - (M\xi)^2 = D\xi$$

$$\eta = \xi^2 = \varphi(\xi) \Rightarrow M\xi^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_{\xi}(x) dx \Rightarrow$$

$$D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_{\xi}(x) dx - \left(\int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) dx \right)^2.$$

Ковариация непрерывных случайных величин

Ковариация случайных величин ξ_1 и ξ_2 :

$$\text{cov}(\xi_1, \xi_2) = M[(\xi_1 - M\xi_1)(\xi_2 - M\xi_2)],$$

если математическое ожидание существует.

Для непрерывных случайных величин ξ_1 и ξ_2

с совместной плотностью $f_{\xi_1, \xi_2}(x_1, x_2)$

$$\text{cov}(\xi_1, \xi_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} dx_1 \int_{-\infty}^{+\infty} (x_1 - M\xi_1)(x_2 - M\xi_2) \cdot f_{\xi_1, \xi_2}(x_1, x_2) dx_2$$

Ковариация непрерывных случайных величин

Доказательство:

$$\eta = (\xi_1 - M\xi_1)(\xi_2 - M\xi_2)$$

$$\text{cov}(\xi_1, \xi_2) = M\eta =$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} (x_1 - M\xi_1)(x_2 - M\xi_2) \cdot f_{\xi_1, \xi_2}(x_1, x_2) dx_2$$

Ковариация непрерывных случайных величин

Другая формула для ковариации случайных величин ξ_1 и ξ_2 :

$$\text{cov}(\xi_1, \xi_2) = M(\xi_1 \cdot \xi_2) - (M\xi_1)(M\xi_2).$$

Для непрерывных случайных величин ξ_1 и ξ_2

с совместной плотностью $f_{\xi_1, \xi_2}(x_1, x_2)$

$$\begin{aligned} \text{cov}(\xi_1, \xi_2) = & \int_{-\infty}^{+\infty} dx_1 \int_{-\infty}^{+\infty} (x_1 x_2) f_{\xi_1, \xi_2}(x_1, x_2) dx_2 - \\ & - (M\xi_1)(M\xi_2) \end{aligned}$$

Ковариация случайных величин

Свойства $\text{cov}(\xi_1, \xi_2)$

1) $\text{cov}(\xi_1, \xi_2) = \text{cov}(\xi_2, \xi_1)$

2) $\text{cov}(\alpha_1 \xi_1 + \alpha_2 \xi_2, \eta) = \alpha_1 \text{cov}(\xi_1, \eta) + \alpha_2 \text{cov}(\xi_2, \eta)$

3) ξ_1, ξ_2 – не зависимы $\Rightarrow \text{cov}(\xi_1, \xi_2) = 0$

4) $\text{cov}(\xi_1, \xi_2) = \frac{1}{2} [D(\xi_1 + \xi_2) - D\xi_1 - D\xi_2]$

5) $|\text{cov}(\xi_1, \xi_2)| \leq \sigma_{\xi_1} \cdot \sigma_{\xi_2}$

Коэффициент корреляции случайных величин

Коэффициент корреляции случайных величин ξ и η :

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

Свойства $r_{\xi, \eta}$

- 1) $r_{\xi, \eta} = r_{\eta, \xi}$
- 2) $|r_{\xi, \eta}| \leq 1$
- 3) ξ, η - независимые $\Rightarrow r_{\xi, \eta} = 0$
- 4) $|r_{\xi, \eta}| = 1 \Leftrightarrow \eta = \alpha\xi + \beta$

Коэффициент корреляции случайных величин

Доказательство свойства 4:

ПУСТЬ $\eta = \alpha \cdot \xi + \beta \Rightarrow D\eta = \alpha^2 D\xi$

$$\sigma_{\eta} = |\alpha| \sigma_{\xi}$$

$$\text{cov}(\alpha \cdot \xi + \beta, \xi) = \alpha \text{cov}(\xi, \xi) + \beta \text{cov}(1, \xi) = \alpha \cdot D\xi$$

$$r_{\xi, \eta} = \frac{\alpha \cdot D\xi}{|\alpha| \sigma_{\xi} \sigma_{\xi}} = \frac{\alpha}{|\alpha|} = \begin{cases} 1, \alpha > 0 \\ -1, \alpha < 0 \end{cases} \Rightarrow |r_{\xi, \eta}| = 1$$

Коэффициент корреляции случайных величин

Доказательство свойства 4: пусть $r_{\xi,\eta} = 1$

$$\begin{aligned} \text{Рассмотрим } M\left(\frac{\xi - M\xi}{\sigma_\xi} - \frac{\eta - M\eta}{\sigma_\eta}\right)^2 &= \\ &= \frac{M(\xi - M\xi)^2}{\sigma_\xi^2} + \frac{M(\eta - M\eta)^2}{\sigma_\eta^2} - 2 \frac{M[(\xi - M\xi)(\eta - M\eta)]}{\sigma_\xi \sigma_\eta} = 1 + 1 - 2r_{\xi,\eta} = 2 - 2 = 0 \end{aligned}$$

$$\frac{\xi - M\xi}{\sigma_\xi} - \frac{\eta - M\eta}{\sigma_\eta} = 0 \Rightarrow \eta = \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}(\xi - M\xi) + M\eta = \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}\xi + \left(M\eta - \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}M\xi\right) = \alpha \cdot \xi + \beta$$

$$\text{где } \alpha = \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}, \beta = M\eta - \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}M\xi$$

Коэффициент корреляции случайных величин

Доказательство свойства 4:

пусть $r_{\xi,\eta} = -1$

$$\begin{aligned} \text{Рассмотрим } M\left(\frac{\xi - M\xi}{\sigma_\xi} + \frac{\eta - M\eta}{\sigma_\eta}\right)^2 &= \frac{M(\xi - M\xi)^2}{\sigma_\xi^2} + \frac{M(\eta - M\eta)^2}{\sigma_\eta^2} + 2\frac{M[(\xi - M\xi)(\eta - M\eta)]}{\sigma_\xi\sigma_\eta} = \\ &= 1 + 1 + 2r_{\xi,\eta} = 2 - 2 = 0 \end{aligned}$$

$$\eta = -\frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}(\xi - M\xi) + M\eta = -\frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}\xi + \left(M\eta + \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}M\xi\right) = \alpha \cdot \xi + \beta,$$

$$\text{где } \alpha = -\frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}, \quad \beta = M\eta + \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\xi}M\xi$$