

## Лекция 14

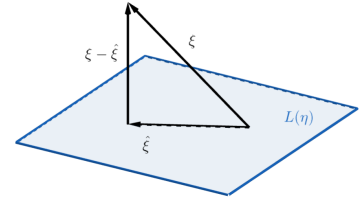
### Пространство случайных величин

*Nota.* Если две случайных величин  $\xi \stackrel{\text{п.н.}}{=} \eta$ , то считаем, что  $\xi = \eta$

Пусть имеется вероятностное пространство  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$

Введем пространство  $L_2(\Omega, \mathcal{F}, P) = \{\xi \mid D\xi < \infty\}$  - множество случайных величин на данном пространстве с конечной дисперсией

Ясно, что  $L_2$  - линейное пространство. Введем на нем скалярное произведение



**Def.** Скалярным произведением случайных величин  $\xi$  и  $\eta$  из  $L_2(\Omega, \mathcal{F}, P)$  называется число  $(\xi, \eta) = E(\xi\eta)$

*Nota.* Если  $(\xi, \eta)$  - дискретная система случайных величин  $(p(\xi = x_i, \eta = y_i) = p_{ij})$ , то  $E(\xi\eta) = \sum_{i,j} x_i y_j p_{ij}$

Если же  $(\xi, \eta)$  - непрерывная система с плотностью  $f_{\xi,\eta}(x, y)$ , то  $E(\xi\eta) = \iint_{\mathbb{R}^2} xy f_{\xi,\eta}(x, y) dx dy$

**Свойства:**

1.  $(\xi, \eta) = (\eta, \xi)$
2.  $(C\xi, \eta) = C(\xi, \eta)$
3.  $(\xi_1 + \xi_2, \eta) = (\xi_1, \eta) + (\xi_2, \eta)$
4.  $(\xi, \xi) \geq 0$
5.  $(\xi, \xi) = 0 \implies \xi = 0$  п.н.

То есть это действительно скалярное произведение

**Def.** Норма вектора равна числу  $\|\xi\| = \sqrt{(\xi, \xi)}$

**Def.** Метрикой (расстоянием) между случайными величинами называют число  $d(\xi, \eta) = \|\xi - \eta\|$

**Th.** Неравенство Коши-Буняковского-Шварца

Пусть случайные величины  $\xi$  и  $\eta$  имеют конечный второй момент, тогда  $|E(\xi, \eta)| \leq \sqrt{E\xi^2 \cdot E\eta^2}$  (или  $|( \xi, \eta )| \leq \| \xi \| \cdot \| \eta \|$ )

Причем  $|E(\xi, \eta)| = \sqrt{E\xi^2 \cdot E\eta^2} \iff \eta = C\xi$ , где  $C = \text{const}$

$$P_2(x) = E(x\xi - \eta)^2 = x^2 E\xi^2 - 2xE(\xi\eta) + E\eta^2 \geq 0 \implies D = 4(E(\xi\eta))^2 - 4E\xi^2 - E\eta^2 \leq 0 \implies |E(\xi\eta)| \leq \sqrt{E\xi^2 \cdot E\eta^2}$$

$$|E(\xi, \eta)| = \sqrt{E\xi^2 - E\eta^2} \implies D = 0 \implies \exists \text{ какая-либо точка касания } C, \text{ из этого } E(C\xi - \eta)^2 = 0 \implies C\xi - \eta = 0 \iff \eta = C\xi \text{ п.н.}$$

## Условное математическое ожидание

В  $L_2(\Omega, \mathcal{F}, P)$  возьмем линейное подпространство  $L(\eta) = \{g(\eta) \mid Dg(\eta) < \infty\}$

**Def. В.** Условное математическое ожидание (УМО, обозначается  $E(\xi|\eta) = \hat{\xi}$ ) случайной величины  $\xi$  относительно случайной величины  $\eta$  называется ортогональная проекция случайной величины  $\xi$  на  $L(\eta)$

**Свойства:**

1. Тождество ортопроекции:  $\exists \hat{\xi} \in L(\eta)$ , тогда  $\hat{\xi} = E(\xi|\eta) \iff E(\xi \cdot g(\eta)) = E(\hat{\xi} \cdot g(\eta)) \forall g(\eta) \in L(\eta)$

$$\hat{\xi} = E(\xi|\eta) \iff (\xi - \hat{\xi}) \perp L(\eta) \iff (\xi - \hat{\xi}, g(\eta)) = 0 \forall g(\eta) \in L(\eta) \iff E(\xi \cdot g(\eta)) = E(\hat{\xi} \cdot g(\eta))$$

2. Формула полного математического ожидания

$$E\xi = E(E(\xi|\eta)) \text{ или } E\xi = E\hat{\xi}$$

*Nota.* При распределении Бернулли получаем обычную формулу полной вероятности

$$\text{Верно из тождества ортопроекции при } g(\eta) = 1$$

3. Линейность:  $E(C_1\xi_1 + C_2\xi_2 \mid \eta) = C_1E(\xi_1|\eta) + C_2E(\xi_2|\eta)$
4. Если  $\xi$  и  $\eta$  независимы, то  $E(\xi|\eta) = E\xi$

$$\xi, \eta \text{ независимы} \implies \xi \text{ и } g(\eta) \text{ независимы}$$

$$\text{Из этого } E(\xi \cdot g(\eta)) = E\xi \cdot E(g(\eta)) = E(E\xi \cdot g(\eta)) \implies E\xi = \hat{\xi}$$

5. Если  $\xi$  и  $\eta$  независимы, то  $(\xi - E\xi) \perp g(\eta) \forall g(\eta) \in L(\eta)$ , в частности  $(\xi - E\xi) \perp \eta$

Докажем, что **Def. А.** согласуется с **Def. В.**

По **Def. А.**  $E(\xi|\eta) = h(\eta)$ , где  $h(y) = E(\xi|\eta = y)$

Рассмотрим случай абсолютно непрерывной системы  $(\xi, \eta)$  с плотностью  $f_{\xi, \eta}(x, y)$ . Тогда

$$h(y) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x|y)dx, \text{ где } f(x|y) = \frac{f_{\xi, \eta}(x, y)}{f_{\eta}(y)}$$

Следует доказать, что функция  $h(y)$  удовлетворяет тождеству ортопроекций  $E(\xi g(\eta)) = E(h(\eta)g(\eta)) \forall g(\eta) \in L(\eta)$

$$E(\xi \cdot g(\eta)) = \iint_{\mathbb{R}^2} x g(y) f_{\xi, \eta}(x, y) dx dy$$

$$E(h(\eta)g(\eta)) = \int_{-\infty}^{\infty} h(y)g(y)f_{\eta}(y)dy = \int_{-\infty}^{\infty} \left( \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{f_{\xi, \eta}(x, y)}{f_{\eta}(y)} dx \right) g(y) f_{\eta}(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} x g(y) f_{\xi, \eta}(x, y) dx dy = E(\xi g(\eta))$$

## Числовые характеристики. Зависимости случайных величин

*Мет.* Если случайные величины  $\xi$  и  $\eta$ , то  $E(\xi\eta) = E\xi E\eta \implies E(\xi\eta) - E\xi E\eta = 0$

Поэтому в качестве индикатора наличия связи берем величину  $E(\xi\eta) - E\xi E\eta = \text{cov}(\xi, \eta)$

**Def.** Ковариацией  $(\xi, \eta)$  называется величина  $\text{cov}(\xi, \eta) = E((\xi - E\xi)(\eta - E\eta))$

**Свойства:**

$$1. \text{cov}(\xi, \eta) = E(\xi\eta) - E\xi E\eta$$

$$\text{cov}(\xi, \eta) = E((\xi - E\xi)(\eta - E\eta)) = E(\xi\eta - \eta E\xi - \xi E\eta + E\xi E\eta) = E(\xi\eta) - E\xi E\eta$$

$$2. \text{cov}(\xi, \xi) = D\xi$$

$$\text{cov}(\xi, \xi) = E\xi^2 - (E\xi)^2$$

$$3. \text{cov}(\xi, \eta) = \text{cov}(\eta, \xi)$$

$$4. \text{cov}(C_1\xi_1 + C_2\xi_2, \eta) = C_1\text{cov}(\xi_1, \eta) + C_2\text{cov}(\xi_2, \eta)$$

$$5. D(\xi + \eta) = D\xi + D\eta + 2\text{cov}(\xi, \eta)$$

$$6. D(\xi_1 + \dots + \xi_n) = \sum_{i=1}^n D\xi_i + 2 \sum_{i < j} \text{cov}(\xi_i, \xi_j) = \sum_{i, j=1}^n \text{cov}(\xi_i, \xi_j)$$

$$7. (a) \text{ Если } \xi \text{ и } \eta \text{ - независимы, то } \text{cov}(\xi, \eta) = 0$$

$$(b) \text{ Если } \text{cov}(\xi, \eta) \neq 0, \text{ то } \xi \text{ и } \eta \text{ - зависимы}$$

$$(c) \text{ Если } \text{cov}(\xi, \eta) = 0, \text{ то неясно}$$

$$8. \text{ Если } \text{cov}(\xi, \eta) > 0, \text{ то зависимость прямая, если } \text{cov}(\xi, \eta) < 0, \text{ то обратная}$$

*Nota.* Ковариация зависит от единиц измерения случайных величин, поэтому по ее величине нельзя судить о силе зависимости

## Коэффициент линейной корреляции

**Def.** Коэффициентом корреляции случайных величин  $\xi$  и  $\eta$  с конечными вторыми моментами, называется величина  $r_{\xi,\eta} = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi}\sqrt{D\eta}} = \frac{E(\xi\eta) - E\xi E\eta}{\sigma_\xi \sigma_\eta}$

Можно записать в другой форме:  $r_{\xi,\eta} = \frac{E((\xi - E\xi)(\eta - E\eta))}{\sqrt{E(\xi - E\xi)^2} \sqrt{E(\eta - E\eta)^2}} = \frac{(\xi - E\xi, \eta - E\eta)}{\|\xi - E\xi\| \|\eta - E\eta\|} = \cos(\xi - E\xi, \eta - E\eta)$   
 - косинус угла между величинами (грубая интерпретация)

### Свойства:

1.  $r_{\xi,\eta} = r_{\eta,\xi}$
2. (а) Если  $\xi$  и  $\eta$  - независимы, то  $r_{\xi,\eta} = 0$   
 (б) Если  $r_{\xi,\eta} \neq 0$ , то  $\xi$  и  $\eta$  - зависимы  
 (с) Если  $r_{\xi,\eta} = 0$ , то неясно
3.  $|r_{\xi,\eta}| \leq 1$

По неравенству Коши-Буняковского-Шварца  $|E((\xi - E\xi)(\eta - E\eta))| \leq \sqrt{E(\xi - E\xi)^2} \sqrt{E(\eta - E\eta)^2}$

4.  $|r_{\xi,\eta}| = 1 \iff \eta = a\xi + b$  п.н.

По неравенству Коши-Буняковского-Шварца  $|r_{\xi,\eta}| = 1 \iff |E((\xi - E\xi)(\eta - E\eta))| = \sqrt{E(\xi - E\xi)^2} \sqrt{E(\eta - E\eta)^2} \implies \eta - E\eta = C(\xi - E\xi) \implies \eta = C\xi + (E\eta - CE\xi)$  п.н.

5. (а) Если  $r_{\xi,\eta} = 1$ , то  $\eta = a\xi + b$  и  $a > 0$  (прямая линейная зависимость)  
 (б) Если  $r_{\xi,\eta} = -1$ , то  $\eta = a\xi + b$  и  $a < 0$  (обратная линейная зависимость)

Так как  $|r_{\xi,\eta}| = 1$ , то по свойству 4)  $\eta = a\xi + b$  и  $r_{\xi,\eta} = \frac{E(\xi\eta) - E\xi E\eta}{\sigma_\xi \sigma_\eta} = \frac{E(\xi(a\xi + b)) - E\xi E(a\xi + b)}{\sqrt{D\xi} \sqrt{D(a\xi + b)}} = \frac{aE\xi^2 + bE\xi - a(E\xi)^2 - bE\xi}{\sqrt{D\xi} \sqrt{a^2 D\xi}} = \frac{a(E\xi^2 - (E\xi)^2)}{|a| D\xi} = \frac{a}{|a|} = \text{sign } a$

**Def.** Если  $r_{\xi,\eta} \neq 0$ , то говорят, что случайные величины коррелированы друг с другом. Если  $r_{\xi,\eta} > 0$ , то имеет прямая корреляция, если  $r_{\xi,\eta} < 0$  - обратная

*Nota.* Корреляция не транзитивна:  $r_{\xi_1, \xi_2} > 0 \wedge r_{\xi_2, \xi_3} > 0 \not\Rightarrow r_{\xi_1, \xi_3} > 0$