

### 3.6. Матрица ковариации

$$\bar{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_n)^T \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \xi_1 & \xi_m \\ \xi_m & \xi_m \end{bmatrix}$$

Опр МО в  $\mathbb{R}^n$ :  $E\bar{\xi} = (E\xi_1, \dots, E\xi_n)^T$ ,  $|E\xi_i| < \infty \forall i$

$$E\Sigma = \begin{pmatrix} E\xi_1 & \dots & E\xi_m \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ E\xi_m & \dots & E\xi_m \end{pmatrix}, \quad |E\xi_{ij}| < \infty \forall i, j$$

Св-ва: 1)  $E(A\bar{\xi} + B\bar{\eta}) = AE\bar{\xi} + BE\bar{\eta}$

2)  $\Sigma, H: \forall i, j \in \{1, \dots, n\}$   $\xi_i \perp \xi_j$ . Тогда:  $E(\Sigma H) = E\Sigma \cdot EH$

Опр Матрица ковариации:

$$\text{Cov}(\bar{\xi}) = E[(\bar{\xi} - E\bar{\xi})(\bar{\xi} - E\bar{\xi})^T] = E \begin{bmatrix} (\xi_1 - E\xi_1)^2 & \dots & (\xi_1 - E\xi_1)(\xi_n - E\xi_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ (\xi_n - E\xi_n)(\xi_1 - E\xi_1) & \dots & (\xi_n - E\xi_n)^2 \end{bmatrix}$$

$$[\text{Cov}(\bar{\xi})]_{ij} = \text{Cov}(\xi_i, \xi_j)$$

Св-ва: 1)  $\text{Cov}(\bar{\xi} + \bar{a}) = \text{Cov}(\bar{\xi})$

2)  $\text{Cov}(A\bar{\xi}) = A\text{Cov}(\bar{\xi})A^T$

3)  $\bar{\xi} \perp \bar{\eta} \Rightarrow \text{Cov}(\bar{\xi} + \bar{\eta}) = \text{Cov}(\bar{\xi}) + \text{Cov}(\bar{\eta})$

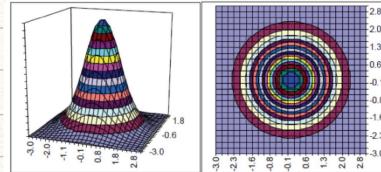
Д-во  $\square$  D

### 3.7. Многомерное нормальное распределение

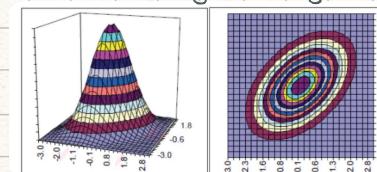
Опр многомерное нормальное расп-е:  $\bar{\xi} \in N_{\bar{a}, \Sigma}$ ,  $\bar{a} \in \mathbb{R}^n$ ,  $\Sigma = \Sigma^T > 0$ , если:

$$f_{\bar{\xi}}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} \sqrt{\det \Sigma}} e^{-\frac{(x-\bar{a})^T \Sigma^{-1} (x-\bar{a})}{2}}, \quad x \in \mathbb{R}^n$$

Ex  $n=2$   $\bar{a}=(0, 0)$   $\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$



$\bar{a}=(0, 0)$   $\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$   $\rho = 0, 75$



Теорема о линейном преобразовании из  $N_{\bar{a}, \Sigma}$

Пусть  $\bar{\xi} \in N_{\bar{a}, \Sigma}$ ,  $A: \det A \neq 0$ ,  $b \in \mathbb{R}^n$ .  $\bar{\eta} = A\bar{\xi} + b$ . Тогда:  $\bar{\eta} \in N_{b, A\Sigma A^T}$

$$\begin{aligned} \Delta-\text{д-во: } P(\bar{\eta} \in B) &= P(A\bar{\xi} + b \in B) = P(\bar{\xi} \in A^{-1}(B-b)) = \int_{A^{-1}(B-b)} (2\pi)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{x^T x}{2}} dx = \\ &= \left| A^{-1}(B-b) \right| = \int_B (2\pi)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{1}{2}(u-b)^T (A^T)^{-1}(u-b)} \frac{1}{\left| \det A^{-1} \right|} du \end{aligned}$$

$$\left| \det A^{-1} \right| = \frac{1}{\sqrt{\det A^T A}}$$

Следствие:

Пусть  $\bar{\xi} \in N_{\bar{a}, \Sigma}$ .  $\text{Cov}(\xi_i, \xi_j) = 0 \quad \forall i \neq j \Leftrightarrow \xi_i \perp \xi_j \quad \forall i, j$

$$\begin{aligned} \Delta-\text{д-во: } \Rightarrow \text{Cov}(\xi_i, \xi_j) = 0 \Rightarrow \Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2) \Rightarrow f_{\bar{\xi}}(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma_1^2}} \cdots \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} e^{-\frac{x_n^2}{2\sigma_n^2}} = \\ &= f_{\xi_1}(x_1) \cdots f_{\xi_n}(x_n) \end{aligned}$$

Следствие:

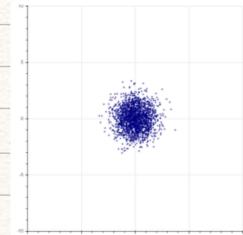
Если  $\bar{\xi} \in N_{\bar{a}, \Sigma} \Rightarrow \bar{\eta} = Q\bar{\xi} \in N_{\bar{a}, \Sigma}$ , если  $Q^T = Q^{-1}$

## Контрпример.

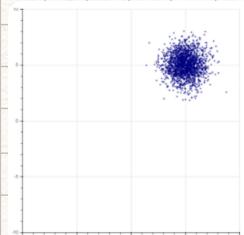
1  $\bar{\eta} = (\eta, \eta)$ ,  $\eta \in N_{0,1}$   
 ↳ вырожд.  $\Rightarrow$  не многочленн. норм. вект.

2  $\bar{\eta} = (\eta, D\eta)$ ,  $\eta \in N_{0,1}$   $\perp \frac{D}{D} \begin{vmatrix} -1 & 1 \\ 1/2 & 1/2 \end{vmatrix}$  — тут невыр., но не многочленн.

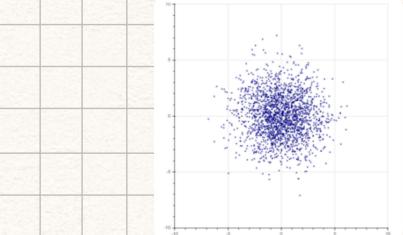
Ex  $a = (0,0) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$   $a = (5,5) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$   $a = (0,0) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}$



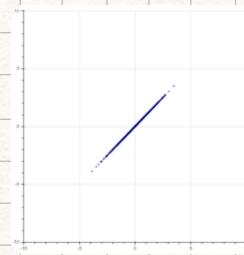
$$a = (0,0) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$



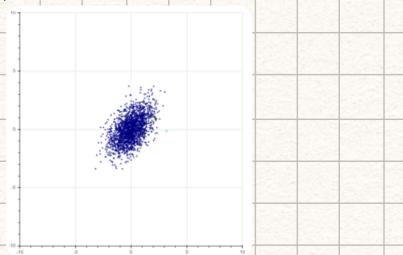
$$a = (5,5) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$



$$a = (0,0) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}$$

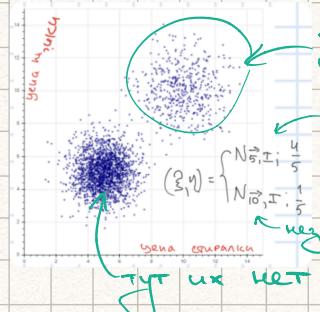


$$a = (0,0) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$



$$a = (0,0) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0.5 \\ 0.5 & 1 \end{pmatrix}$$

## Связь (зависимость) между с.в.:



$$\circ \bar{\eta} \mapsto \bar{\eta} + 2$$

а вот  $(\eta, \eta)$  уже как они зависимы, но только от признака

$$\circ \bar{\eta} \mapsto e^{\bar{\eta}}, \eta \mapsto e^{\eta}$$

← Даже тут структура зависимости не меняется, хотя её и не видно уже.

$$\circ \eta \mapsto \eta \cdot 2$$

$$\circ \eta \mapsto \eta^2$$

Возникает логичный вопрос, можно ли эту зависимость изменить?  
 Так вот можно, в след параграфе покажем как.

### 3.8. Konyub.

### (Copula - Couple)

Онр Пусть  $u_1, \dots, u_n$  имеют расп.  $U_{0,1}$ . Копуляцией наз.  $C(u_1, \dots, u_n) = F_{\bar{u}}(\bar{u}) \cdot P(U_1 < u_1, \dots, U_n < u_n)$ ,  $\bar{u} \in [0,1]^n$

Теорема Sklar:

Ус. в.  $\exists$  копуляция  $C(u_1, \dots, u_n)$ :  $F_{\bar{u}}(\bar{x}) = F_{q_1, \dots, q_n}(x_1, \dots, x_n) = C(F_{q_1}(x_1), \dots, F_{q_n}(x_n))$

Если все  $F_{q_i}(\cdot) \in C(\mathbb{R})$ , то  $C$  - единственна

Д-бо: (в кнр. случаи) Пусть  $F_{q_i} \in C(\mathbb{R})$

$$\begin{aligned} F_{\bar{q}}(\bar{x}) &= P(q_1 < x_1, \dots, q_n < x_n) = P(F_{q_1}(q_1) \leq F(x_1), \dots, F_{q_n}(q_n) \leq F(x_n)) = \\ &= C(F_{q_1}(x_1), \dots, F_{q_n}(x_n)), \text{ т.к. } C(u_1, \dots, u_n) = P(F_{q_1}(q_1) < u_1, \dots, F_{q_n}(q_n) < u_n) \in U_{0,1} \end{aligned}$$

Range  $F_{q_i} = [0,1] \rightarrow$  единство-тн

Ex копуя ( $n=2$ )

1  $U_1, U_2$ ,  $U_1, U_2 \in U_{0,1}$ ,  $C(u, v) = P(U_1 < u, U_2 < v) = P(U_1 < u)P(U_2 < v) = uv$ ,  $u, v \in [0,1]$

2  $U_1 = U_2$ ,  $U_1, U_2 \in U_{0,1}$ ,  $C(u, v) = P(U_1 < u, U_2 < v) = P(U_1 < u, U_1 < v) = \min\{u, v\}$

3  $U_1 = 1 - U_2$ ,  $U_1 \in U_{0,1}$ ,  $C(u, v) = P(1 - U_2 < u, U_2 < v) = \max\{u + v - 1, 0\}$