

1 Листок 3. Задача 12

- Пусть $R_X = \text{cov}(X, X)$.

- Так как

$$A \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & a \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 + aX_2 \\ X_2 \end{pmatrix},$$

то $(X_1 + aX_2, X_2) \sim N(0, AR_X A^T)$.

$$AR_X A^T = \begin{pmatrix} 3 + 2a + 2a^2 & 1 + 2a \\ 1 + 2a & 2 \end{pmatrix}$$

- На лекции была теорема: если вектор $(X_1 + aX_2, X_2)$ имеет нормальное распределение и $\text{cov}(X_1 + aX_2, X_2) = 1 + 2a = 0$, то случайные величины $X_1 + aX_2$ и X_2 независимы. Получаем, что $a = -\frac{1}{2}$.

2 Листок 3. Задача 8b*

- Из прошлого номера мы выразили случайный вектор (ξ, η) через независимые стандартные случайные величины e_1 и e_2 ($a, c > 0$ по понятным причинам):

$$\begin{pmatrix} \xi \\ \eta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & 0 \\ b & c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \end{pmatrix}$$

- Теперь найдем

$$\begin{aligned} P(\xi \geq 0, \eta \geq 0) &= P(ae_1 \geq 0, be_1 + ce_2 \geq 0) = P\left(e_1 \geq 0, e_2 \geq -\frac{be_1}{c}\right) = \\ &= \int_0^{+\infty} \int_{-\frac{bx}{c}}^{+\infty} \rho_{e_1, e_2}(x, y) dy dx = \frac{1}{2\pi} \int_0^{+\infty} \int_{-\frac{bx}{c}}^{+\infty} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} dy dx = \end{aligned}$$

Сделаем полярную замену

$$= \frac{1}{2\pi} \int_0^{+\infty} \int_{-\arctg(\frac{b}{c})}^{\frac{\pi}{2}} e^{-\frac{r^2}{2}} r d\varphi dr = \frac{\frac{\pi}{2} + \arctg(\frac{b}{c})}{4\pi} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{r^2}{2}} d(r^2) = \frac{\frac{\pi}{2} + \arctg(\frac{b}{c})}{2\pi}$$

- Аналогично

$$P(\xi \leq 0, \eta \leq 0) = \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{-\frac{bx}{c}} \rho_{e_1, e_2}(x, y) dy dx = \frac{1}{2\pi} \int_0^{+\infty} \int_{\pi - \arctg(\frac{b}{c})}^{\frac{3\pi}{2}} e^{-\frac{r^2}{2}} r d\varphi dr = \frac{\frac{\pi}{2} + \arctg(\frac{b}{c})}{2\pi}$$

•

$$P(\xi \leq 0, \eta \geq 0) = \int_{-\infty}^0 \int_{-\frac{bx}{c}}^{+\infty} \rho_{e_1, e_2}(x, y) dy dx = \frac{1}{2\pi} \int_0^{+\infty} \int_{\frac{\pi}{2}}^{\pi - \arctg(\frac{b}{c})} e^{-\frac{r^2}{2}} r d\varphi dr = \frac{\frac{\pi}{2} - \arctg(\frac{b}{c})}{2\pi}$$

•

$$P(\xi \geq 0, \eta \leq 0) = \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^{-\frac{bx}{c}} \rho_{e_1, e_2}(x, y) dy dx = \frac{1}{2\pi} \int_0^{+\infty} \int_{\pi - \arctg(\frac{b}{c})}^{\frac{3\pi}{2}} e^{-\frac{r^2}{2}} r d\varphi dr = \frac{\frac{\pi}{2} - \arctg(\frac{b}{c})}{2\pi}$$

3 Листок 4. Задача 4

Посчитаем распределение η , используя свойства условного матожидания:

$$\begin{aligned}
 P(\eta = s) &= \mathbb{E} \text{Ind}_{\eta=s} = \mathbb{E} [\mathbb{E} (\text{Ind}_{\eta=s} | \xi)] = \sum_{k=0}^{\infty} P(\xi = k) \mathbb{E} (\text{Ind}_{\eta=s} | \xi = k) = \sum_{k=s}^{\infty} P(\xi = k) \mathbb{E} (\text{Ind}_{\eta=s} | \xi = k) = \\
 &= \sum_{k=s}^{\infty} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} P(\text{Ind}_{\eta=s} = 1 | \xi = k) = \sum_{k=s}^{\infty} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \binom{k}{s} p^s (1-p)^{k-s} = p^s e^{-\lambda} \sum_{k=s}^{\infty} \frac{\lambda^k k! (1-p)^{k-s}}{k! s! (k-s)!} = \\
 &= \frac{\lambda^s p^s e^{-\lambda}}{s!} \sum_{k=s}^{\infty} \frac{(1-p)^{k-s}}{(k-s)!} = \frac{\lambda^s p^s e^{-\lambda}}{s!} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(1-p)^k}{k!} = \frac{\lambda^s p^s e^{-\lambda p}}{s!} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(1-p)^k e^{-\lambda(1-p)}}{k!}
 \end{aligned}$$

Заметим, что

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(1-p)^k e^{-\lambda(1-p)}}{k!} = 1$$

так как это сумма вероятностей $P(\zeta = k)$, где $\zeta \sim \text{Poiss}(1-p)$. Таким образом, получаем

$$P(\eta = s) = \frac{(\lambda p)^s e^{-\lambda p}}{s!},$$

то есть $\eta \sim \text{Poiss}(\lambda p)$ ■

4 Листок 4. Задача 9

- Для совместного распределения просто заполним табличку $P(X = x, Y = y)$:

$X \backslash Y$	0	1	2	3	4
0	$\frac{1}{70}$	$\frac{4}{35}$	$\frac{3}{35}$	0	0
1	0	$\frac{4}{35}$	$\frac{12}{35}$	$\frac{4}{35}$	0
2	0	0	$\frac{3}{35}$	$\frac{4}{35}$	$\frac{1}{70}$

- $P(Y = 3) = 0 + \frac{4}{35} + \frac{4}{35} = \frac{8}{35}$ (нашли из таблицы). Находим условное распределение:

$$P(X = 0 | Y = 3) = \frac{P(X = 0, Y = 3)}{P(Y = 3)} = 0$$

$$P(X = 1 | Y = 3) = \frac{P(X = 1, Y = 3)}{P(Y = 3)} = \frac{1}{2}$$

$$P(X = 2 | Y = 3) = \frac{P(X = 2, Y = 3)}{P(Y = 3)} = \frac{1}{2}$$

- Находим условные ожидания по определению:

$$\mathbb{E}(X|Y) = \begin{cases} 0, & Y = 0 \\ \frac{1}{2}, & Y = 1 \\ 1, & Y = 2 \\ \frac{3}{2}, & Y = 3 \\ 2, & Y = 4 \end{cases}$$

$$\mathbb{E}(Y|X) = \begin{cases} \frac{4}{3}, & X = 0 \\ 2, & X = 1 \\ \frac{8}{3}, & X = 2 \end{cases}$$