

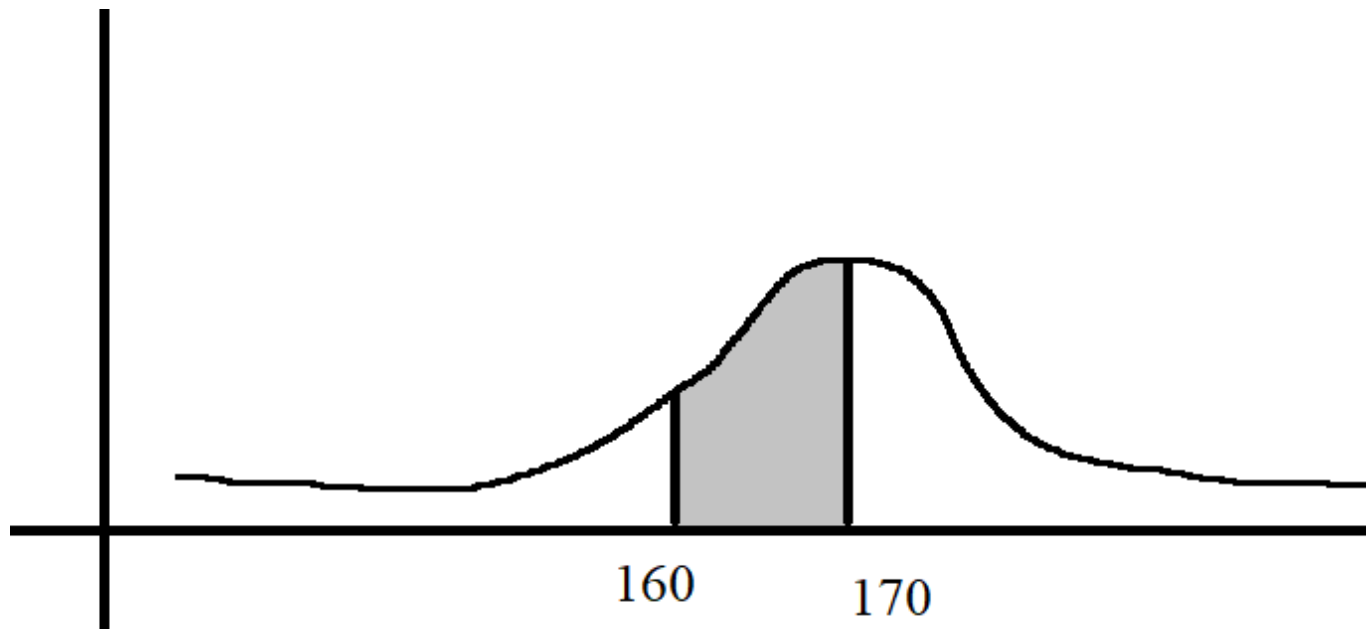
Кирилл Михайлович 89060399998

13/02/2025

Дискретная случайная величина:
Эксперимент, различные значения
Грань кубика

x_i	1	2	3	4	5	6
p_i	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

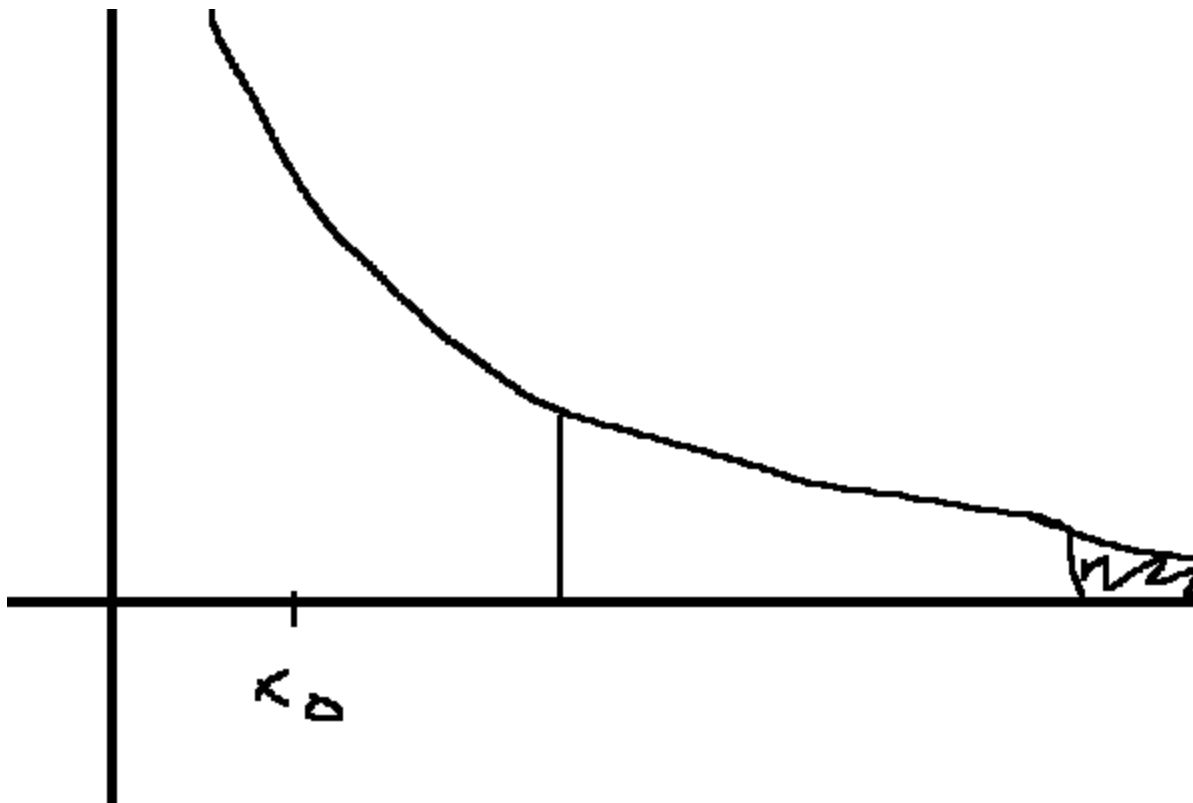
Непрерывная:
Рост человека:



Вероятность - это площадь. Например, $P(160 < \xi < 170)$

Вероятность принять конкретное значение 0.

Доход населения (закон Парето):



лstm?
 эконофизика
 эконометрика (ранхигс?)
 Задачи по комбинаторике в матанализе

- Правило суммы
 Сколько существует способов поставить белогопольного слона на шахматную доску так, чтобы он держал по боем больше 10 полей

7	0	7	0	7	0	7	0
0	9	0	9	0	9	0	7
7	0	11	0	11	0	9	0
0	9	0	13	0	11	0	7
7	0	11	0	13	0	9	0
0	9	0	11	0	11	0	7
7	0	9	0	9	0	9	0
0	7	0	7	0	7	0	7

8
 Кружки: математический, английский, спортивный

M	150
A	80

M	150
C	110
MA	40
MC	70
AC	60
MAC	21
0	14

$$\#(M \cup A \cup C \cup n_0) = 14 + 150 + 80 + 110 - 40 - 70 - 60 + 21 = 354 - 170 + 21 = 184 + 21 = 205$$

Правило произведения

Сколько 4значных чётных чисел можно составить из 7 цифр, если цифры могут повторяться

$$6 \cdot 7 \cdot 7 \cdot 4 = 2449 = 24(50-1) = 1200 - 24 = 1176$$

$$0/[2/4/6]$$

$$\begin{array}{cc} 0 - 1 & [2, 4, 6] - 3 \\ 6 * 5 * 4 & 5 * 5 * 4 \end{array}$$

3. Перестановки

$$P_n = n!$$

Сколькими способами n книг на полку, чтобы m книг стояли рядом

$$(n - m + 1)!m!$$

4. Перестановки с повторениями

A — множество из n элементов, где k_1, k_2, \dots, k_m - элементов каждого типа

$$n! = P(k_1, k_2, \dots, k_n) \cdot \prod_{i=1}^n k_i! \Leftrightarrow P(k_1, k_2, \dots, k_n) = \frac{n!}{\prod_{i=1}^n k_i!}$$

Сколько "слов" можно составить из слова параллелограмм

п	1
а	3
р	2
л	3
е	1
о	1
г	1
м	2

$$\frac{14!}{3!3!2!2!}$$

20/02/2025

Размещения

$$A = \{a_i\}$$

Составим **упорядоченные** наборы из m элементов ($m \leq n$)

$$A_n^m = \frac{n!}{(n-m)!}$$

Сочетания - **неупорядоченные**

$$A = \{a_1, a_2, a_3, a_4\}$$

Выпишем все упорядоченные наборы по 2 элемента (A_4^2)

$$a_1a_2, a_1a_3, a_1a_4, a_2a_1, a_2a_3, a_2a_4, a_3a_1, a_3a_2, a_3a_4, a_4a_1, a_4a_2, a_4a_3$$

12

$$A_4^2 = \frac{4!}{2!} = 12$$

14 юношей, 15 девушек, 20 билетов. Сколько вариантов распределить билеты так, чтобы юноши и девушки чередовались?

2 случая: В начале юноша / в начале девушка

1 случай: В начале юноша

$$A_{14}^{10} \cdot A_{15}^{10}$$

2 случай аналогичен

$$n = 2 \cdot A_{14}^{10} \cdot A_{15}^{10}$$

бзначные числа, делящиеся на 5, чтобы ни одна цифра не повторялась.

В конце или есть 0, или его нет.

$$\text{Есть 0: } A_9^5 = \frac{9!}{4!} = 5 \cdot 6 \cdot 7 \cdot 8 \cdot 9 = 15120$$

Если в конце не 0, то это 5.

$$8 \cdot A_8^4 = 8 \cdot \frac{8!}{4!} = 13440$$

$$n = 13440 + 15120 = 28560$$

Размещения с повторениями

$$\{a_i\}_1^n$$

Составим упорядоченное множество из m элементов, где элементы могут повторяться

$$\bar{A}_n^m = n^m$$

Сколько "слов" 3хсимвольных можно составить из тире и точки? - 2^3

Сочетания:

$$C_n^m = \frac{n!}{(n-m)!m!}$$

$$A = \{a_1, a_2, a_3, a_4\}$$

Выпишем сочетания

$$a_1a_2, a_1a_3, a_1a_4, a_2a_3, a_2a_4, a_3a_4$$

$$C_4^2 = \frac{4!}{2!2!} = 6$$

4 белых, 3 красных

а) число способов вытащить 2 одинаковых шара

$$C_4^2 + C_3^2 = 6 + 3 = 9$$

$$C_n^1 = n$$

б) число способов вытащить 2 шара разного цвета

Гипергеометрическая схема

1б 1к

$$C_4^1 \cdot C_3^1 = 4 \cdot 3 = 12$$

Сочетания с повторениями:

Сколько способов существует набрать 10 пирожных 3 видов: наполеон, медовик, птичье молоко

$$\underbrace{\cdot \cdot \cdot}_n | \underbrace{\cdot \cdot \cdot}_m | \underbrace{\cdot \cdot \cdot}_n$$

Число способов поставить палки вместо точек. C_{12}^2

Могла быть другая задача: сколько способов поставить палки между точками C_9^2

$$\overline{C_n^m} = C_{m+n-1}^{n-1}$$

Классическая модель

$$(\Omega, \mathcal{A}, P)$$

Ω – множество элементарных исходов

\mathcal{A} - алгебра событий

P - вероятность (мера)

Подбрасываем игральный кубик

$$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

$$\mathcal{A} : A \in \mathcal{A} \implies \overline{A} \in \mathcal{A}$$

$$B \in \mathcal{A} \implies A \cup B \in \mathcal{A}, A \cap B \in \mathcal{A}$$

$$\Omega, \emptyset \in \mathcal{A}$$

$2^{\mathcal{A}}$ - является алгеброй

$$A = \{\text{чётное число очков}\}$$

$$B = \{\text{нечётное число очков}\}$$

$$\mathcal{A} = \{A, B, \emptyset, \Omega\}$$

$$P \geq 0$$

$$0 \leq P(A) \leq 1$$

$$P(A + B) = P(A) + P(B)$$

Классическая модель

$$P(A) = \frac{\#A}{\#\Omega}$$

В урне 10 красных, 7 синих и 6 чёрных шаров. Каковы вероятность события $A = \text{"выбраны 1 красный, 2 синих, 3 чёрных"}$, если равновероятно выбираются 6 шаров.

$$A = \{1\text{к}, 2\text{с}, 3\text{ч}\}$$

$$\#\Omega = C_{23}^6$$

$$\#A = C_{10}^1 \cdot C_7^2 \cdot C_6^3$$

$$P(A) = \frac{C_{10}^1 \cdot C_7^2 \cdot C_6^3}{C_{23}^6}$$

Сколько должно быть студентов в группе, чтобы с вероятностью большей $\frac{1}{2}$ хотя бы у двух совпадёт день рождения.

r - число студентов

A - хотя бы 2 родились в 1 день

Хотя бы \rightarrow разумно перейти к обратному

\overline{A} - все в разные дни

$$\#\Omega = 365^r$$

$$\overline{A} = A_{365}^r$$

$$P(\overline{A}) = \frac{A_{365}^r}{365^r}$$

$$P(A) = 1 - \frac{A_{365}^r}{365^r} = 1 - \frac{365!}{(365-r)!365^r} > \frac{1}{2}$$

$$P(A(23)) \approx 0.507$$

27/03/2025

Дискретный случайный вектор

$$\vec{\xi} = \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \vdots \\ \xi_n \end{pmatrix} - \text{случайный вектор}$$

3 шара случайным образом распределяются по 3 корзинам.

ξ - число шаров в первой корзине

η - число шаров во второй корзине

$\eta \backslash \xi$	0	1	2	3
0	$\frac{1}{27}$	$\frac{3}{27}$	$\frac{3}{27}$	$\frac{1}{27}$
1	$\frac{3}{27}$	$\frac{6}{27}$	$\frac{3}{27}$	0
2	$\frac{3}{27}$	$\frac{3}{27}$	0	0
3	$\frac{1}{27}$	0	0	0

$$P(\xi = 0, \eta = 0) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{27}$$

$$P(\xi = 1, \eta = 0) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot C_3^1 = \frac{3}{27}$$

$$P(\xi = 1, \eta = 1) = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot C_3^1 \cdot C_2^1 = \frac{6}{27}$$

Найдём распределение компонент:

ξ :

x_i	0	1	2	3
P_i	$\frac{8}{27}$	$\frac{12}{27}$	$\frac{6}{27}$	$\frac{1}{27}$

P_i - сумма значений в i+1 столбце

$$M\xi = 1$$

$$M\xi^2 = \frac{45}{27}$$

$$D\xi = M\xi^2 - (M\xi)^2 = \frac{18}{27}$$

η :

y_j	0	1	2	3
P_j	$\frac{8}{27}$	$\frac{12}{27}$	$\frac{6}{27}$	$\frac{1}{27}$

P_j - сумма значений в j+1 строке

Ковариация:

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

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

$$M(\xi\eta) = \sum_i \sum_j x_i y_j P(\xi = x_i, \eta = y_j)$$

$$= \frac{6}{27} \cdot 1 \cdot 1 + \frac{3}{27} \cdot 1 \cdot 2 + \frac{3}{27} \cdot 2 \cdot 1 = \frac{18}{27}$$

$$\text{cov}(\xi, \eta) = \frac{18}{27} - 1 \cdot 1 = -\frac{1}{3}$$

$$\rho_{\xi\eta} = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi} \sqrt{D\eta}} = -\frac{\frac{1}{3}}{\frac{18}{27}} = -\frac{1}{2}$$

Свойства числовых характеристик

1. $M(\xi + \eta) = M\xi + M\eta$
2. $M(\alpha\xi) = \alpha M(\xi)$
3. $M(\alpha) = \alpha$
4. $D\xi = M(\xi - M\xi)^2 = M(\xi^2 - 2\xi M\xi + (M\xi)^2) = M(\xi^2) - 2M\xi \cdot M\xi + (M\xi)^2 = M(\xi^2) - (M\xi)^2$
5. $D\alpha = M(\alpha^2) - (M\alpha)^2 = 0$
6. $D(\alpha\xi) = M(\alpha^2 \xi^2) - (M\alpha\xi)^2 = \alpha^2 D\xi$
7. $D(\xi + \eta) = M(\xi + \eta)^2 - (M\xi + M\eta)^2 = M\xi^2 - (M\xi)^2 + M\eta^2 - (M\eta)^2 + 2M(\xi\eta) - 2M\xi M\eta = D\xi + D\eta - 2\text{cov}(\xi, \eta)$
Если случайные величины независимы, то $\rho_{\xi\eta} = 0 = \text{cov}(\xi, \eta)$. Обратное утверждение неверно.
Условие независимости случайных величин.

$$\forall i, j: P(\xi = x_i, \eta = y_j) = P(\xi = x_i)P(\eta = y_j)$$

8. $\text{cov}(\xi, \eta) = \text{cov}(\eta, \xi)$
9. $\text{cov}(\xi + \eta, \zeta) = \text{cov}(\xi, \zeta) + \text{cov}(\eta, \zeta)$
10. $\text{cov}(\alpha\xi, \eta) = \alpha \text{cov}(\xi, \eta)$
11. $\text{cov}(\xi, \xi) = D\xi \geq 0$

cov - это скалярное произведение в пространстве случайных величин.

$$\rho_{\xi\eta} = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{\text{cov}(\xi, \eta)} \sqrt{\text{cov}(\xi, \eta)}} - \text{"косинус" угла между случайными величинами}$$

$$-1 \leq \rho_{\xi, \eta} \leq 1$$

$$12) \text{cov}(\alpha + \xi, \eta) = \text{cov}(\xi, \eta) + M(\alpha\eta) - (M\alpha)M(\eta) = \text{cov}(\xi, \eta)$$

$$13) D(\xi + \alpha) = D\xi$$

Пример:

Зависимость между оценками по кратным интегралам и термехом:

ξ — кратные интегралы

η — термех

3, 3 — 7

3, 4 — 1

3, 5 — 0

4, 3 — 27

4, 4 — 9

4, 5 — 0

5, 3 — 19

5, 4 — 24

5, 5 — 13

$n = 100$

$\xi \backslash \eta$	3	4	5
3	0.07	0.27	0.19
4	0.01	0.09	0.24
5	0	0	0.13

ξ :

x_i	3	4	5
P_i	0.08	0.36	0.56

η :

y_j	3	4	5
P_j	0.53	0.34	0.13

$$M\xi = 4.48$$

$$D\xi = 0.41$$

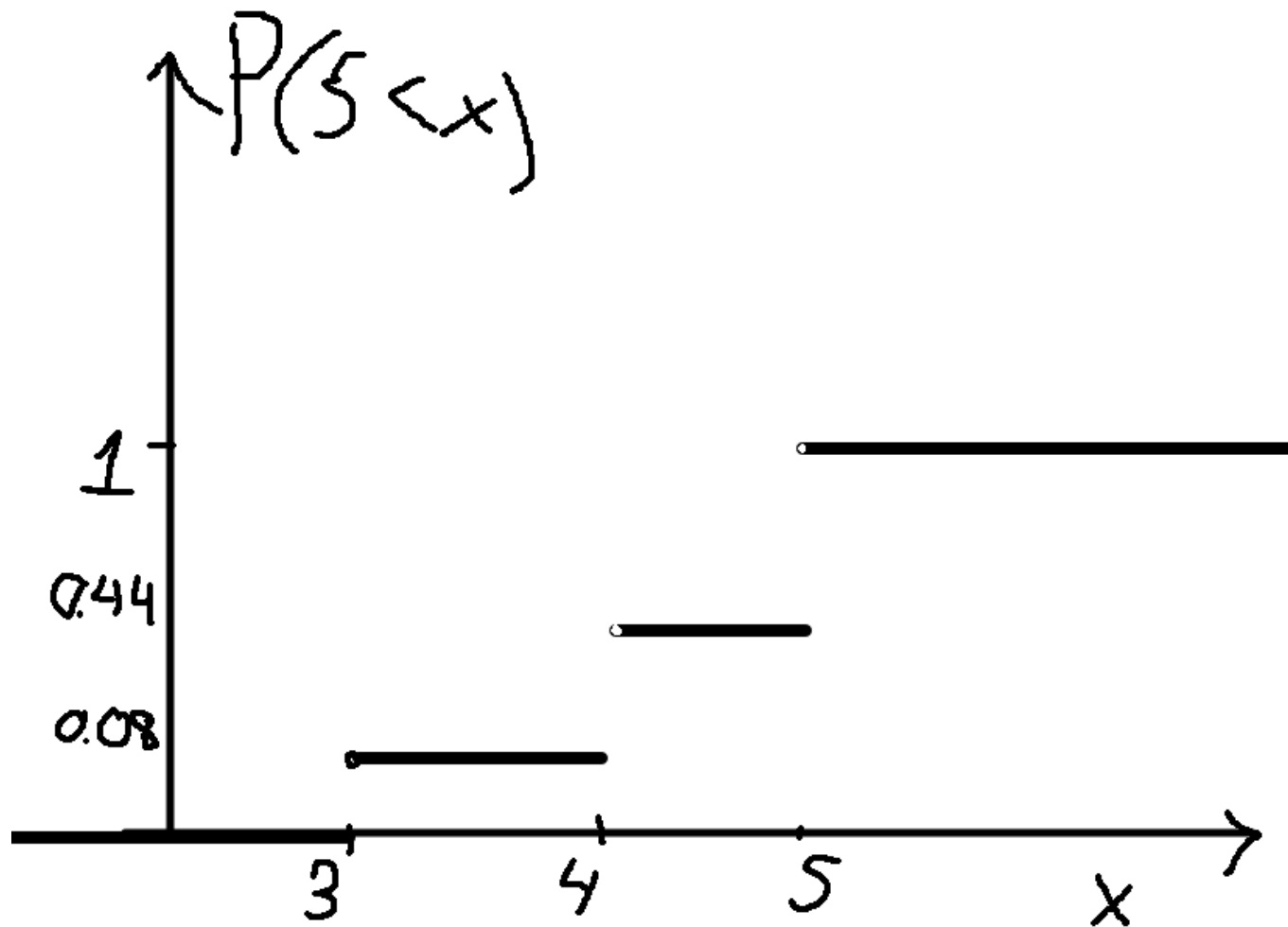
$$M\eta = 3.6$$

$$D\eta = 0.5$$

$$\text{cov}(\xi, \eta) = 0.2$$

$$\rho_{\xi\eta} = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi} \sqrt{D\eta}} = 0.45$$

$$F_{\xi}(x) = P(\xi < x)$$



$$F(x+0) - F(x) = P(\xi = x)$$

$$P(\alpha \leq \xi < \beta) = F(\beta) - F(\alpha)$$

$$F_{\xi}(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 3 \\ 0.08, & 3 < x \leq 4 \\ 0.44, & 4 < x \leq 5 \\ 1, & 5 < x \end{cases}$$

03/04/2025

Условные законы распределения

$\xi \backslash \eta$	3	4	5
3	0.07	0.27	0.19
4	0.01	0.09	0.24
5	0	0	0.13

Найдём условные распределения

$$P(\xi = x_i | \eta = y_j) = \frac{P(\xi = x_i, \eta = y_j)}{P(\eta = y_j)}$$

$$P(\xi = 3|\eta = 3) = \frac{P(\xi = 3, \eta = 3)}{P(\eta = 3)} = 0.13$$

$$P(\xi = 4|\eta = 3) = \frac{P(\xi = 4, \eta = 3)}{P(\eta = 3)} = 0.51$$

$$P(\xi = 5|\eta = 3) = \frac{P(\xi = 5, \eta = 3)}{P(\eta = 3)} = 0.36$$

3	4	5
0.13	0.51	0.3

$$M(\xi|\eta = 3) = 4.23$$

$$P(\xi = 3|\eta = 4) = 0.03$$

$$P(\xi = 4|\eta = 4) = 0.26$$

$$P(\xi = 5|\eta = 4) = 0.71$$

$$P(\xi|\eta = 5) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Производная Радона-Никодима

Матожидание с точки зрения функционального анализа - интеграл Лебега

$$M(\xi|\eta) = \varphi(\eta) = \beta_0 + \beta_1\eta$$

Сплайны

Доказать, что для случайной величины ξ распределённой по геометрическому закону, для $n > m$ будет верно

$$P(\xi \geq n|\xi \geq m) = P(\xi \geq n - m)$$

1	2	3	...	k	...
p	pq	pq^2	...	pq^{k-1}	...

$$P(\xi = k) = pq^{k-1}$$

$$P(\xi \geq n|\xi \geq m) = \frac{P(\xi \geq n, \xi \geq m)}{P(\xi \geq m)} = \frac{P(\xi \geq n)}{P(\xi \geq m)} = \frac{\sum_{k=n}^{\infty} pq^{k-1}}{\sum_{k=m}^{\infty} pq^{k-1}} = q^{n-m}$$

$$P(\xi \geq n - m) = \sum_{k=n-m}^{\infty} pq^{k-1} = \frac{pq^{n-m-1}}{1-q} = q^{n-m-1}$$

Производящие функции

$$\psi_{\xi}(z) = Mz^{\xi}, \xi \in \mathbb{N}_0$$

$$M\varphi(\xi) = \sum_k \varphi(k)P(\xi = k)$$

$$\psi_{\xi}(z) = \sum_k P(\xi = k)z^k$$

Пусть ξ - число очков на кубике

$$\xi = \overline{1..6}$$

$$\psi_{\xi}(z) = \frac{1}{6}(z + z^2 + z^3 + z^4 + z^5 + z^6)$$

Характеристики случайной величины:

$$\begin{aligned} M(\xi) &= \sum_{k=0}^n k \cdot P(\xi = k) \\ \psi_{\xi}(z) &= \sum_{k=0}^n z^k P(\xi = k) \\ \psi'_{\xi}(z) &= \sum_{k=0}^n k z^{k-1} P(\xi = k) \\ \psi'_{\xi}(1) &= M(\xi) \\ M(\xi^2) &= \sum_{k=0}^n k^2 P(\xi = k) \\ \psi''_{\xi}(z) &= \sum_{k=0}^n k(k-1) z^{k-2} P(\xi = k) = \\ &= \sum_{k=0}^n k^2 z^{k-2} P(\xi = k) - \sum_{k=0}^n k z^{k-2} P(\xi = k) \\ M\xi^2 &= \psi''_{\xi}(1) + \psi'_{\xi}(1) \\ D\xi &= \psi''_{\xi}(1) + \psi'_{\xi}(1) - (\psi'_{\xi}(1))^2 \end{aligned}$$

Мультипликативное свойство:

$\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ — независимые случайные величины

$$\eta = \sum_{k=1}^n \xi_k$$

$$\psi_{\eta}(z) = Mz^2 = M(z^{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}) = M(z^{\xi_1} z^{\xi_2} \dots z^{\xi_n}) = M(z^{\xi_1}) M(z^{\xi_2}) \cdot \dots \cdot M(z^{\xi_n}) = \prod_{k=1}^n \psi_{\xi_k}(z)$$

ξ - число заказов за час

ξ распределено по закону Пуассона с параметром $\lambda = 20$

η_i - доход от одного заказа

$$\eta_i = \begin{cases} 100, & p = 0.4 \\ 120, & p = 0.6 \end{cases}$$

Найти производящую функцию дохода

$$\begin{aligned} S &= \eta_1 + \eta_2 + \dots + \eta_{\xi} \\ \psi_{\eta_i}(z) &= z^{100} \cdot 0.4 + z^{120} \cdot 0.6 \\ \text{Зафиксируем } \xi &= n \\ S &= \eta_1 + \eta_2 + \dots + \eta_n \\ \psi_S(z|\xi = n) &= (\psi_{\eta_i}(z))^n \\ \psi_S(z) &= \sum_{k=0}^{\infty} \psi_S(z|\xi = k) P(\xi = k) = \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} (\psi_{\eta_i}(z))^k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda \psi_{\eta_i}(z))^k}{k!} = \exp(\lambda(\psi_{\eta_i}(z) - 1)) = \\ &= \exp(\lambda(z^{100} \cdot 0.4 + z^{120} \cdot 0.6 - 1)) \\ \psi'_S(z) &= \exp(\lambda(z^{100} \cdot 0.4 + z^{120} \cdot 0.6 - 1)) \cdot \lambda(40z^{99} + 72z^{119}) \\ \psi'_S(1) &= 2240 - \text{математическое ожидание} \end{aligned}$$

24/04/2025

$$\begin{aligned}\eta &= f(\xi) \\ f(x) &\text{ - строго монотонна} \\ p_\eta(y) &= p_\xi(f^{-1}(y)) \cdot |(f^{-1}(y))'| \\ \xi &\sim N(a, \sigma) \\ p_\xi(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}\right), x \in \mathbb{R} \\ \eta &= \frac{\xi - a}{\sigma} = f(\xi) \\ f(x) &= \frac{x - a}{\sigma} \text{ строго монотонна} \\ f^{-1}(y) &= \sigma y + a \\ (f^{-1}(y))' &= \sigma \\ p_\eta(y) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) y \in \mathbb{R} \\ \eta &\sim N(0, 1)\end{aligned}$$

Итог:

$$\begin{aligned}\xi &\sim N(a, \sigma) \Rightarrow \eta = \frac{\xi - a}{\sigma} \sim N(0, 1) \\ \xi &\sim N(0, 1) \\ \eta &= \xi^2 \\ p_\xi &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right), x \in \mathbb{R} \\ \text{Разбиваем на участки монотонности} \\ f_1^{-1}(y) &= -\sqrt{y}, f_2^{-1}(y) = \sqrt{y} \\ f_1^{-1}(y) &= -\frac{1}{2\sqrt{y}} \\ p_\eta(y) &= p_\xi(f_1^{-1}(y)) \cdot |(f_1^{-1}(y))'| + p_\xi(f_2^{-1}(y)) \cdot |(f_2^{-1}(y))'| = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y}{2}\right) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y}{2}\right) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} = \\ &= \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} \exp\left(-\frac{y}{2}\right), & y \in (0, +\infty) \\ 0, & y \in (-\infty, 0] \end{cases} \\ \eta &\sim \chi^2(1) \\ \chi^2(n) &\sim \sum_{i=1}^n \xi_i^2\end{aligned}$$

2 способ

Найдём функцию распределения $F_\eta(y)$

$$\begin{aligned}P_\eta(y) &= F'_\eta(y), \eta = \xi^2 \\ F_\eta(y) &= P(\eta < y) = P(\xi^2 < y) = P(-\sqrt{y} < \xi < \sqrt{y}) = F_\xi(\sqrt{y}) - F_\xi(-\sqrt{y}) \Rightarrow \\ F_\xi(x) &= \int_{-\infty}^x p_\xi(t) dt \\ p_\eta(y) &= F'_\eta(y) = (F_\xi(\sqrt{y}) - F_\xi(-\sqrt{y}))' = \\ &= F'_\xi(\sqrt{y}) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} + F'_\xi(-\sqrt{y}) \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \\ &= \frac{1}{2\sqrt{y}} (p_\xi(\sqrt{y}) + p_\xi(-\sqrt{y})) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}} \exp\left(-\frac{y}{2}\right), & y \in (0, +\infty) \\ 0, & y \notin (0, \infty) \end{cases}\end{aligned}$$

$$\xi \sim E(\lambda)$$

$$p_{\xi}(x) = \begin{cases} \lambda \exp(-\lambda x), & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\eta = \xi^2 - \text{монотонна}$$

$$f^{-1}(y) = \sqrt{y}$$

$$(f^{-1}(y))' = \frac{1}{2\sqrt{y}}$$

$$p_{\eta}(y) = \begin{cases} \frac{\lambda \exp(-\lambda \sqrt{y})}{2\sqrt{y}}, & y \in (0, +\infty) \\ 0, & y \notin (0, \infty) \end{cases}$$

$$\xi \sim E(\lambda)$$

$$\eta = 1 - \exp(-\lambda \xi), f(x) = 1 - \exp(-\lambda x) - \text{монотонна}$$

$$f^{-1}(y) = -\frac{\ln(1-y)}{\lambda}$$

$$(f^{-1}(y))' = \frac{1}{\lambda} \frac{1}{1-y}$$

$$p_{\eta}(y) = \lambda \exp\left(-\frac{\lambda \ln(1-y)}{\lambda}\right) \cdot \frac{1}{\lambda(1-y)} = \begin{cases} 1, & y \in (0, 1) \\ 0, & y \notin (0, 1) \end{cases}$$

$$\eta \sim R_{[0,1]}$$

$$\xi, P_{\xi}(x)$$

$$\eta = f(\xi)$$

$$M\eta = Mf(\xi) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)p_{\xi}(x)dx$$

$$M\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} yp_{\eta}(y)dy$$

Функция распределения нормальной случайной величины

$$p_{\xi}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}\right)$$

$$F_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(t-a)^2}{2\sigma^2}\right) dt - \text{табличная функция}$$

В номотехе: значение функции нормальной величины

в matcad: `pnorm(x, a, s)`

Где хотим (питон)

$$\xi \sim N(a, \sigma)$$

$$F_{\xi}(x) = \Phi\left(\frac{x-a}{\sigma}\right)$$

непрерывный случайный вектор

(ξ, η) - непрерывный случайный вектор

Аналог таблицы распределения - плотность распределения $P_{\xi\eta}(x, y)$

(ξ, η) — случайный вектор, равномерно распределённый в области $x = 0, y = 2, y = 2x^2$

Найти распределение компонент $(\xi$ и $\eta)$ и числовые характеристики

$$\begin{aligned}
P_{\xi,\eta} &= \begin{cases} \frac{1}{S(D)}, & (x,y) \in D \\ 0, & (x,y) \notin D \end{cases} \\
S(D) &= \int_0^1 \int_{2x^2}^2 dy dx = \int_0^1 2 - 2x^2 dx = 2 - \frac{2}{3} = \frac{4}{3} \\
P_{\xi,\eta} &= \begin{cases} \frac{3}{4}, & (x,y) \in D \\ 0, & (x,y) \notin D \end{cases} \\
p_{\xi}(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} p_{\xi\eta}(x,y) dy = \int_{2x^2}^2 \frac{3}{4} dy = \begin{cases} \frac{3}{2}(1-x^2), & x \in (0,1) \\ 0, & x \notin (0,1) \end{cases} \\
p_{\eta}(y) &= \int_0^{\sqrt{\frac{y}{2}}} \frac{3}{4} dx = \begin{cases} \frac{3\sqrt{2}}{8} \sqrt{y}, & y \in (0,2) \\ 0, & y \notin (0,2) \end{cases} \\
M\xi, M\eta, D\xi, D\eta, \operatorname{cov}(\xi, \eta) &= M(\xi\eta) - M\xi M\eta \\
M(\xi\eta) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyp_{\xi\eta}(x,y) dx dy = \iint_D xyp_{\xi\eta}(x,y) dx dy
\end{aligned}$$

В пятницу/субботу