

ЗАБАВНЫЕ ФАКТЫ ПО ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Источник: Чернова Н.И., Теория вероятностей

Авторы заметок: Хоружий Кирилл

От: 8 июля 2021 г.

Содержание

1	Контрольная работа №1	2
2	Контрольная работа №2	5

КОНТРОЛЬНАЯ РАБОТА №1 ПО ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Автор работы: Хоружий Кирилл

От: 8 июля 2021 г.

1 Контрольная работа №1

T1

Известно, что ξ нормально распределена, и $E\xi = -11$, а $E((2\xi + 3)(\xi - 2)) = 253$, найти $P(\xi \in (-15, 0.16))$.
Итак, $P(\xi)$ вида

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

Матожидание можем найти, как интеграл вида

$$E\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\xi}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\xi - a)^2}{2\sigma^2}\right) d\xi = \int \xi - a = t \Big/ = \frac{a}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{t^2}{2\sigma^2}\right) dt = a.$$

Аналогично находим второй момент:

$$E\xi^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\xi^2}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\xi - a)^2}{2\sigma^2}\right) d\xi = \int \xi - a = t \Big/ = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{t^2}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2\sigma^2}\right) dt + \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{a^2}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2\sigma^2}\right) dt.$$

Первый интеграл легко сводится к Гамма-функции, находим, что

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{t^2}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2\sigma^2}\right) dt = \Gamma\left(\frac{3}{2}\right) \cdot \frac{(2\sigma^2)^{3/2}}{\sqrt{2\pi}} = \sigma^2,$$

второй интеграл просто сводится к a^2 , итого

$$E\xi^2 = \sigma^2 + a^2.$$

Так приходим к системе вида

$$\begin{cases} 2E(\xi^2) - E(\xi) - 6 = 253 \\ E(\xi) = a \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \sigma^2 = 3, \\ a = -11. \end{cases}$$

Искомая веростность $P(\xi \in (-15, 0.16))$ в таком случае равна

$$\int N(\xi, \sigma, a) d\xi = \frac{1}{2} \text{Erf}\left(\frac{\xi - a}{\sqrt{2}\sigma}\right), \Rightarrow P(\xi \in (-15, 0.16)) = \frac{1}{2} \left(\text{Erf}\left(\frac{0.16 - 11}{\sqrt{6}}\right) - \text{Erf}\left(\frac{-15 + 11}{\sqrt{6}}\right) \right) \approx 0.99$$

T2

Для функции вида

$$f(x) = \begin{cases} C/(x - 3), & -5 < x < 2 \\ 0, & x \leq -5 \parallel 2 \leq x \end{cases}$$

являющейся функцией распределения некоторой случайной величины ζ найдём C и характеристики $E(\zeta)$, $D(\zeta)$.

Для начала найдём C :

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = - \int_{-5}^2 \frac{C}{3 - x} = C \ln(3 - x) \Big|_{-5}^2 = -C \ln(8), \Rightarrow C = -\frac{1}{\ln 8}.$$

Теперь найдём характеристики ζ :

$$E(\zeta) = - \int_{-5}^2 x \frac{C}{3 - x} = \Big/ - \frac{x}{3 - x} = \frac{3}{x - 3} + 1 \Big/ = \frac{7 - 3 \ln(8)}{-\ln 8} \approx -0.37$$

$$E(\zeta^2) = - \int_{-5}^2 x^2 \frac{C}{3 - x} = \Big/ - \frac{x^2}{3 - x} = x + \frac{9}{x - 3} + 3 \Big/ = \frac{18 \ln 2 - 7}{\ln 4},$$

тогда дисперсия ζ :

$$D(\zeta) = E(\zeta^2) - E^2(\zeta) = \frac{7(27 \ln(2) - 14)}{18 \ln^2(2)} \approx 3.82.$$

Т3

Введем для каждого места величину ξ_i , равную 1 в случае нечётного числа и 0 иначе. Число, наверное, подразумевает, что на первом месте не может стоять ноль, но на всякий случай пока обозначим вероятность быть первой цифре нечетной за γ , остальных местах равновероятны значения 0 и 1.

Вероятность существования хотя бы одной нечётной цифры найдём через вероятность их отсутствия:

$$P(\exists a_i \in \text{Odd}) = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^2 \cdot (1 - \gamma).$$

Матожидание же величины $\xi = \sum_{i=1}^8 \xi_i$ легко найти, в силу независимости ξ :

$$E(\xi) = \sum_{i=1}^8 E(\xi_i) = 7 E(\xi_i) + \gamma.$$

Если на первом месте может стоять 0, то $\gamma = 0.5$ и, соответственно,

$$P(\exists a_i \in \text{Odd}) = \frac{255}{256} \approx 1 - 3.9 \cdot 10^{-3}, \quad E(\xi) = 4.$$

Если же 0 стоять на первом месте не может, то $\gamma = 5/9$ и, соответственно,

$$P(\exists a_i \in \text{Odd}) = 1 - \frac{1}{128} \cdot \frac{5}{9} \approx 1 - 4.3 \cdot 10^{-3}, \quad E(\xi) = \frac{73}{18} \approx 4.06.$$

Т4

Найдём производящую функцию для биномиального распределения, вида

$$P(\xi = k) = C_n^k p^k q^{n-k},$$

что соответствует количеству успехов в схеме Бернулли, где вероятность успеха p .

Коэффициенты в бинOME Ньютона выглядят очень похоже на P , так что заметим, что производящая функция вида

$$P(s) = (q + ps)^n,$$

нам подходит. Найдём матожидание и дисперсию, как

$$E(\xi) = P'_s(s=1), \quad D(\xi) = P''(1) + P'(1) - E^2(\xi).$$

Производные $P(s)$:

$$P'(s) = np(q + ps)^{n-1}, \quad P'(1) = np, \quad P''(s) = n(n-1)p^2(q + ps)^{n-2}, \quad P''(1) = n(n-1)p^2,$$

тогда искомые величины:

$$E(\xi) = np, \quad D(\xi) = np(1 - p) = npq.$$

Т5

Известно, что $E x = 6$, $E y = 19$, $D x = 7$, $D y = 12$, тогда матожидание и дисперсия для $z = 3x - 2y$ равны

$$E z = E(3x) - E(2y) = 3 E(x) - 2 E(y) = -20, \quad D z = D(3x) + D(2y) = 9 D(x) + 4 D(y) = 111.$$

Т6

Для поиска коэффициента корреляции сначала найдём дисперсию и матожидание количества людей, выходящих на 8 этаже, (ξ) и количества людей, выходящих на 8 этаже или выше (η) .

Представим величину ξ как сумму четырёх других $\xi = \sum_{i=1}^4 \xi_i$, где ξ – вероятность выйти на 8 этаже для каждого из четырех людей:

ξ	1	0
P	1/12	11/12

В силу независимости ξ_i верно, что

$$E(\xi) = E\left(\sum_{i=1}^4 \xi_i\right) = \sum_{i=1}^4 E(\xi_i) = \frac{4}{12}, \quad D(\xi) = D\left(\sum_{i=1}^4 \xi_i\right) = \sum_{i=1}^4 D(\xi_i) = 4 \left(\frac{1}{12} - \left(\frac{1}{12}\right)^2\right) = \frac{11}{36}.$$

Аналогично найдём характеристики η , представив через сумму независимых величин $\eta = \sum_{i=1}^4 \eta_i$, где η_i – вероятность для каждого человека выйти на этаже, выше восьмого

$$\begin{array}{c|c|c} \eta & 1 & 0 \\ \hline P & 5/12 & 7/12 \end{array}$$

Тогда, аналогично, в силу независимости η_i , находим

$$E(\eta) = \sum_{i=1}^4 E(\eta_i) = 4 \cdot \frac{5}{12} = \frac{5}{3}, \quad D(\eta) = \sum_{i=1}^4 D(\eta_i) = 4 \cdot \left(\frac{5}{12} - \frac{25}{144} \right) = \frac{35}{36}.$$

Теперь найдём матожидание $E(\xi\eta)$, построив таблицу $P(\xi, \eta)$, где ξ и η принимает значения от 0 до 4. Заметим, что таблица будет верхнетреугольной: если на 8 этаже вышло n людей, то $\eta \geq n$. Сформировать вероятность $P(\xi = \xi_0, \eta = \eta_0)$ можно, выбирая ξ_0 людей из 4 – оставшихся на 8 этаже, выбирая $\eta - \xi$ людей из 4 – ξ – оказавшихся на 9 этаже и выше, где вероятность оказаться ниже 8 – $(7/12)$, и вероятность быть на 9 и выше – $(5/12)$, итого находим

$$P(\xi = \xi_0, \eta = \eta_0) = \binom{4}{\xi_0} \left(\frac{1}{12} \right)^{\xi_0} \binom{4 - \xi_0}{\eta_0 - \xi_0} \left(\frac{7}{12} \right)^{4 - \eta_0} \left(\frac{5}{12} \right)^{\eta_0 - \xi_0},$$

а искомое матожидание тогда будет равно

$$E(\xi\eta) = \sum_{\xi_0=0}^4 \sum_{\eta_0=0}^4 \xi_0 \eta_0 P(\xi = \xi_0, \eta = \eta_0) = \frac{3}{4},$$

что нетрудно получить прямым вычислением. Конечно, судя по простоте ответа, его можно было получить и более простым путём, но зато мы уверены в результатах.

Наконец, корреляция ξ и η , равна

$$\rho(\xi, \eta) = \frac{\text{cov}(\xi, \eta)}{\sqrt{D\xi}\sqrt{D\eta}} = \frac{E(\xi\eta) - E(\xi)E(\eta)}{\sqrt{D\xi}\sqrt{D\eta}} = \sqrt{\frac{7}{55}} \approx 0.36.$$

T7

Так как доска небольшая, то, имея калькулятор, ничего в принципе не мешает просто посчитать количество доступных путей:

1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
1	3	6	10	15	21	28	36	45	55	66	78	91	105	120	
1	4	10	20	35	56	84	120	165	220	286	364	455	560	680	
1	5	15	35	70	126	210	330	495	715	1001	1365	1820	2380	3060	
1	6	21	56	126	252	462	792	1287	2002	3003	4368	6188	8568	11628	
1	7	28	84	210	462	924	1716	3003	5005	8008	12376	18564	27132	38760	
1	8	36	120	330	792	1716	3432	6435	11440	19448	31824	50388	77520	116280	
1	9	45	165	495	1287	3003	6435	12870	24310	43758	75582	125970	203490	319770	

Таблица 1: Заполненная количеством доступных путей доска к задаче №T7

Расчёт происходит из предположения о том, что у количество путей $N[i, j]$ равно

$$N[i, j] = N[i - 1, j] + N[i, j - 1],$$

а левый столбец и верхняя строка «заполнены» единицами – существует единственный способ добраться до этой клетки.

Если нас интересует движение такое, что последние три клетки были сделаны по короткой стороне доски, то вероятность такого маршрута:

$$P_0 = \frac{11628}{319770} = \frac{2}{55} \approx 3.64 \cdot 10^{-2}.$$

Вообще можно заметить в числах биномиальные коэффициенты – действительно, достигая¹ $[i, j]$ клетки, мы делаем i шагов вправо и j вниз, то есть необходимо в $i + j$ элементах выбрать i элементов (или j), тогда искомая

¹Формулы удобнее выглядят, когда i и j нумеруются с 0.

вероятность

$$P_0 = \binom{14+8}{8} / \binom{14+5}{5} = \frac{2}{55},$$

что сходится с прямым вычислением.

T8

Известно следующее совместное распределение:

$\xi \backslash \eta$	-2	0	2
-1	α	β	$2/13$
1	$3/13$	$2/13$	$1/13$

, $\alpha + \beta = \frac{5}{13}.$

где также известно, что $7D(\xi) = 19D(\eta)$.

Для начала найдём первые и вторые моменты для ξ и η :

$$E(\xi) = -2 \cdot \left(\alpha + \frac{3}{13} \right) + 2 \cdot \frac{3}{13} = -2\alpha,$$

$$E(\eta) = -1 \cdot \left(\alpha + \beta + \frac{2}{13} \right) + 1 \cdot \frac{6}{13} = -\frac{1}{13},$$

$$E(\xi^2) = 4 \cdot \left(\frac{6}{13} + \alpha \right) = \frac{24}{13} + 4\alpha,$$

$$E(\eta^2) = 1.$$

Теперь можем перейти к квадратному уравнению

$$19 \cdot \left(1 - \frac{1}{13^2} \right) = 7 \left(\frac{24}{13} + 4\alpha - 4\alpha^2 \right), \quad \Rightarrow \quad 13^2(x^2 - x) + 36 = 0, \quad \Rightarrow \quad x_1 = \frac{4}{13}, \quad x_2 = \frac{9}{13}.$$

Но, так как $\alpha + \beta = 5/13$, а также $\text{sign } \alpha = \text{sign } \beta = 1$, то $\alpha < 5/13$, а значит искомая величина

$$\alpha = \frac{4}{13}.$$

2 Контрольная работа №2

Первая задача

Вероятность выпадения решки равна $p_0 = 0.42$. Монетка подброшена 1000 раз, и решка выпала 360 раз. Сколько раз необходимо подбросить такую же монетку, чтобы доля выпавших решек отличалась от p_0 менее, чем в первые 1000 бросков с вероятностью $p_1 = 0.95$.

Thr 2.1 (ЦПТ Ляпунова). Пусть ξ_1, ξ_2, \dots – независимые и одинаково распределенные случайные величины с конечной и ненулевой дисперсией: $0 < D\xi_1 < \infty$. Тогда имеет место слабая сходимость

$$\frac{S_n - nE\xi_1}{\sqrt{nD\xi_1}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N_{0,1}, \quad S_n = \xi_1 + \dots + \xi_n.$$

последовательности центрированных и нормированных сумм случайных величин к стандартному нормальному распределению.

Точнее S_n стремится к N_{a,σ^2} , где в пределах данной задачи верно, что $A = nE\xi_1 = 0.42n$, а $\sigma = \sqrt{nD\xi_1} = \sqrt{n \cdot 0.42(1 - 0.42)} = \sqrt{npq}$.

По условиям задачи требуется попадание в интервал $[a, b] = [0.36n, 0.48n]$. Тогда

$$\int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-A)^2}{2\sigma^2}\right) dx = \Phi\left(\sqrt{n} \frac{A-a}{\sqrt{2pq}}\right) = 0.95, \quad \Rightarrow \quad n = \frac{2X^2pq}{(A-a)^2} = 260,$$

где $X = 1.38$ можно найти по таблице.

Вторая задача

Известно, что ковариационная матрица случайного вектора $(X, Y, Z)^T$ равна

$$M = \begin{pmatrix} 2 & -1 & \lambda \\ -1 & 2 & 1 \\ \lambda & 1 & 3 \end{pmatrix}.$$

Хочется найти все возможные значения λ , а также λ , соответствующий минимальной вариации величины $\xi = X + \lambda Y - 2Z$.

Для начала поймём возможные значения λ : матрица неотрицательно определена, а значит, по критерию Сильвестра:

$$\det M = 7 - 2\lambda - 2\lambda^2 > 0, \quad \Rightarrow \quad \lambda_{1,2} = \frac{1}{2}(-1 \pm \sqrt{15}) \quad \Rightarrow \quad \lambda \in \left[-\frac{1}{2} - \frac{\sqrt{15}}{2}; -\frac{1}{2} + \frac{\sqrt{15}}{2}\right].$$

Теперь можем найти оптимальное значение λ для $\xi = X + \lambda Y - 2Z = (1, \lambda, -2)^T$ в базисе (X, Y, Z) :

$$\xi^T M \xi = 2\lambda^2 - 10\lambda + 14 = 2\left(\lambda - \frac{5}{2}\right)^2 + \frac{3}{2}, \quad \Rightarrow \quad \lambda = \frac{5}{2}.$$

Однако можно заметить, что верхняя граница $(-1 + \sqrt{15})/2 \approx 1.44 < 2.5$, следовательно минимум достигается на правой границе $\lambda_{\text{opt}} = \frac{1}{2}(-1 + \sqrt{15})$.

Четвертая задача

Известно, что плотность распределения переменной Y дана

$$f_Y(y) = C \exp(-y^2 + 4y - 10), \quad y \in \mathbb{R}.$$

Найдём константу C , а также матожидание и дисперсию Y .

Заметим, что $f_Y(y) = C \exp(-(y-2)^2 - 6) = \frac{C}{e^6} \exp(-(y-2)^2)$, – нормальное распределение с $EY = a = 2$. Осталось найти

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{C}{e^6} \exp(-(y-2)^2) dy = \sqrt{\pi} C e^{-6} = 1, \quad \Rightarrow \quad C = \frac{e^6}{\sqrt{\pi}}.$$

Итого, распределение переписывается в виде

$$f_\xi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{(y-2)^2}{2(\frac{1}{2})^2}\right),$$

собственно $DY = \sigma^2 = 1/2$.

Пятая задача

Случайные величины X_1, \dots, X_{100} независимы и одинаково распределены, в частности с $N(0, \sigma^2)$, $\sigma = 2$. Найдём распределение вектора $(Y, Z)^T$, где $Y = X_{61} + X_{62} + \dots + X_{100}$, и $Z = X_1 + X_2 + \dots + X_{80}$.

Lem 2.2. Если две случайные величины $\xi \in N_{a_1, \sigma_1^2}$, $\eta \in N_{a_2, \sigma_2^2}$ независимы, то $\xi + \eta \in N_{a_1+a_2, \sigma_1^2+\sigma_2^2}$.

Lem 2.3. Пусть есть две величины $\xi_1 \in N_{a_1, \sigma_1^2}$ и $\xi_2 \in N_{a_2, \sigma_2^2}$ с ковариацией σ_{12} , тогда $\det \Sigma = \sigma_1^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)$, где $\rho = \sigma_{12}/(\sigma_1 \sigma_2)$ – коэффициент корреляции. Плотность двумерного нормального распределения в этом случае:

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi^2 \sigma_1 \sigma_2 \sqrt{1 - \rho^2}}} \exp\left(-\frac{1}{2(1 - \rho^2)} \left[\frac{(x_1 - a_1)^2}{\sigma_1^2} - \rho \frac{2(x_1 - a_1)(x_2 - a_2)}{\sigma_1 \sigma_2} + \frac{(x_2 - a_2)^2}{\sigma_2^2} \right]\right).$$

И это замечательно, ведь по условию X_i и X_j независимы при $i \neq j$, а тогда Y и Z распределены нормально. Получается, остается найти ковариацию $\rho(Y, Z)$, и мы найдём искомое распределение.

Для начала, $DY = 40\sigma^2$, $DZ = 80\sigma^2$, также по условию $a_1 = a_2 = 0$. Ковариация Y и Z по линейности:

$$\text{cov}\left(\sum_{i=61}^{100} X_i, \sum_{j=1}^{80} X_j\right) = \sum_{i=61}^{100} \sum_{j=1}^{80} \text{cov}(X_i, X_j) = 20\sigma^2, \quad \Rightarrow \quad \rho = \frac{20}{\sqrt{40 \cdot 80}} = \frac{1}{2\sqrt{2}} = 2^{-3/2}.$$

где учтено, что

$$\text{cov}(X_i, X_i) = E X_i^2 - E^2 X_i = D X_i = \sigma^2.$$

Итого, искомое распределение:

$$f(Y, Z) = \frac{1}{2\pi\sigma^2 \cdot 20\sqrt{7}} \exp\left(-\frac{1}{140\sigma^2} [2Y^2 - YZ + Z^2]\right).$$

