

ВТОРАЯ КОНТРОЛЬНАЯ РАБОТА ПО ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Автор: Хоружий Кирилл

От: 18 мая 2021 г.

1 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 1.1 (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

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

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 $A = n E \xi_1 = 0.42n$, а $\sigma = \sqrt{n D \xi_1} = \sqrt{n \cdot 0.42(1 - 0.42)} = \sqrt{n p q}$.

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

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

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

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

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 $Z = X_1 + X_2 + \dots + X_{80}$.

Лем 1.2. Если две случайные величины $\xi \in N_{a_1, \sigma_1^2}$, $\eta \in N_{a_2, \sigma_2^2}$ независимы, то $\xi + \eta \in N_{a_1+a_2, \sigma_1^2+\sigma_2^2}$.

Лем 1.3. 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:

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