

Задание 3. Дудков Иван

- исходную функцию плотности; формулу для оценки максимального правдоподобия; формулы для вычисления статистик критериев;

$$p(x|\theta) = \frac{x^4}{4!\theta^5} e^{-\frac{x}{\theta}}$$

$$x > 0 \quad \theta > 0$$

$$\begin{aligned} L(\theta|x_1, \dots, x_n) &= \prod_{i=1}^n p(x_i|\theta) = \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{x_i^4}{4!\theta^5} e^{-\frac{x_i}{\theta}} = \frac{\prod_{i=1}^n x_i^4}{(4!)^n \theta^{5n}} e^{-\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\theta}} \end{aligned}$$

$$\Lambda = \frac{L(\theta_0|x_1, \dots, x_n)}{\sup_{\theta} L(x_1, \dots, x_n)}$$

$$\begin{aligned} \ell(\theta) = \log L(\theta) &= \sum_{i=1}^n \log(x_i^4) - N \log(4!) - \\ &- 5N \log(\theta) - \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\theta} \end{aligned}$$

$$\frac{d\ell(\theta)}{d\theta} = -\frac{5N}{\theta} + \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\theta^2}$$

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{5N} = \frac{\bar{x}}{5}$$

$$\begin{aligned} \Lambda &= \frac{\frac{\prod x_i^4}{(4!)^n \theta_0^{5n}} e^{-\sum x_i/\theta_0}}{\frac{\prod x_i^4}{(4!)^n (\frac{\bar{x}}{5})^{5n}} e^{-\sum x_i/(\frac{\bar{x}}{5})}} = \frac{(\frac{\bar{x}}{5})^{5n} e^{-\frac{\sum x_i}{\theta_0}}}{\theta_0^{5n} e^{-\frac{5N \sum x_i}{\bar{x}}}} \\ &= \left(\frac{\bar{x}}{5\theta_0}\right)^{5N} e^{5N - \frac{\sum x_i}{\theta_0}} = \underline{\underline{\left(\frac{\bar{x}}{5\theta_0}\right)^{5N} e^{5N(1 - \frac{\bar{x}}{\theta_0})}}} \end{aligned}$$

Отклоняем H_0 , если $-2 \log \Lambda > \chi^2_{1,\alpha}$

$$\begin{aligned} \varphi^* &= \mathbb{E} \left\{ 2 \ln L(x^{(n)}) > \chi^2_{(1, 1-\alpha)} \right\} \\ 2) n(\hat{\theta} - \theta_0) I(\hat{\theta}) (\hat{\theta} - \theta_0) &= \frac{5n}{\theta_0^2} (\hat{\theta} - \theta_0)^2 \\ \varphi_1^* &= \mathbb{E} \left\{ \frac{5n}{\theta_0^2} (\hat{\theta} - \theta_0)^2 > \chi^2_{(1, 1-\alpha)} \right\} \\ 3) n(\hat{\theta} - \theta_0) I(\hat{\theta}) (\hat{\theta} - \theta_0) &= \frac{5n}{\theta^2} (\hat{\theta} - \theta_0)^2 = \\ &= \frac{25n}{\frac{1}{n^2} \sum \chi_i^2} (\hat{\theta} - \theta_0)^2 \\ \varphi_2^* &= \mathbb{E} \left\{ \frac{25n^3 (\hat{\theta} - \theta_0)^2}{\sum_{i=1}^n \chi_i^2} > \chi^2_{(1, 1-\alpha)} \right\} \end{aligned}$$

- выбранное значение θ_0 ; график ядерной оценки плотности сгенерированной выборки; значения статистик критериев и критических констант, Р-значения

Значение θ_0 : 0.2

Значение θ_{mle} : 0.18630071210035032

Критическое значение ($\chi^2(1, 1-\alpha)$): 2.705543454095404. Степени свободы: 1

p-value: 0.27879785825443937

Вычисленная статистика ($5n/(\theta_0^2) * (\theta_m - \theta_0)^2$): 1.173

Нет оснований отвергать нулевую гипотезу $H_0: \theta = \theta_0$.

Вычисленная статистика $((25 * n^3) / (np.mean(samples^2))) * (\theta_m - \theta_0)^2$:

p-value: 0.24496666082580243

-> 1.352

Нет оснований отвергать нулевую гипотезу $H_0: \theta = \theta_0$.

p-value: 0.2675211171867484

Вычисленная статистика $-2np.\log(((np.mean(samples) / (5 * \theta_0))^{(5n)}) * np.exp(5n(1 - np.mean(samples)/\theta_0)))$

-> 1.229

Нет оснований отвергать нулевую гипотезу $H_0: \theta = \theta_0$.

