

ТЕОРЕТИЧЕСКОЕ ЗАДАНИЕ №3.

Вариант 11.

Дано.

Закон: бета-распределение

Неизвестный параметр: λ

Известные параметры: $\alpha = 1, \beta = 1$

$$1. \text{ а. } E[X] = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} = \frac{1}{1+1} = \frac{1}{2} = 0,5 \quad \text{или} \quad EX = \int_0^{\lambda} \frac{x}{\lambda^2} dx = \frac{x^2}{2\lambda^2} = \frac{1}{2\lambda^2}$$

$$б. D[X] = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)} = \frac{1 \cdot 1}{(1+1)^2(1+1+1)} = \frac{1}{12} \approx 0,08 \quad \text{или} \quad DX = \int_0^{\lambda} \frac{dx \cdot x^2}{\lambda^2} - \left(\frac{x^2}{2\lambda^2} \right)^2 = \frac{x^3}{3\lambda^2} - \frac{x^4}{4\lambda^2} = \frac{x^3}{12\lambda^2}$$

2. Найти точечную оценку неизвестного параметра θ по методу максимального правдоподобия или методу моментов.

$\alpha = \beta = 1 \Rightarrow$ распределение равномерное

бета-функция Эйлера: $B(\alpha, \beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} dx =$

$$\text{пл-ть распределения: } f(x) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} = \frac{1}{\lambda^2} \quad 0 < x < 1, \alpha, \beta > 0$$

$$\mu_1 = EX = \int_0^{\lambda} x dx = \Rightarrow \hat{\lambda} = EX = 0,5 \quad \text{при данном значении ф-ция достигает максимума}$$

3. Проверить условия регулярности модели. В случае регулярности модели, вычислить информационное количество Фишера $I(\theta)$.

модель называется регулярной, если выполняются условия:

1) область определения не зависит от θ ;

2) $f(x, \theta)$ дифференцируема по θ ;

в данном случае обл-ть распределения $[0, \lambda]$ зависит от параметра

модель нерегулярная

вычисление информационного количества Фишера не требуется

4. Подобрать удобную параметрическую ф-цию $\tau(\theta)$ для исследования св-в оценок.

Записать оценку $\hat{\tau}(\theta)$ на основании оценки $\hat{\theta}$ по методу моментов или максимального правдоподобия. Проверить св-ва $\hat{\tau}(\theta)$: несмещенность, состоятельность, R-эффективность.

1. Несмещенность: $M\left(\frac{1}{2\lambda^2} \bar{X}\right) = \frac{1}{2\lambda^2} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{2\lambda^2} \sum_{i=1}^n MX_i = \lambda \Rightarrow \hat{\lambda} = \frac{1}{2\lambda^2} \bar{X}$ оценка является несмещенной оценкой параметра λ .

2. Состоятельность: поскольку $\hat{\lambda}$ является несмещенной, то нам достаточно исследовать дисперсию оценки $D(\hat{\lambda}) = \frac{1}{4\lambda^4} \sum_{i=1}^n DX_i \Rightarrow 0, n \rightarrow \infty \Rightarrow$ оценка $\hat{\lambda}$ является состоятельной.

3. R-эффективность: не R-эффективна, т.к. модель нерегулярная.

5. Построить асимптотический доверительный интервал для θ .

$$p = 0,99 \Rightarrow \alpha = 0,01$$

$$\alpha_1 = \frac{\alpha}{2} = 0,005 \Rightarrow \alpha_2 = 1 - \alpha_1 = 0,995$$

$$G(X_n, \lambda) = \sqrt{n} \frac{X_n - M_{\lambda}}{\sqrt{D_{\lambda}}} \xrightarrow{d} N(0, 1)$$

$$G(X_n, \lambda) = \sqrt{n} \frac{X_n - 1/2\lambda^2}{\sqrt{1/6\lambda^2}}$$

$$0,005 < \sqrt{n} \frac{X_n - 1/2\lambda^2}{\sqrt{1/6\lambda^2}}$$

$$\frac{\sqrt{n} (X_n - 1/2\lambda^2)}{\sqrt{1/6\lambda^2}} > 0,005$$

$$\lambda > \frac{\sqrt{n} \cdot X_n}{0,005 \cdot \sqrt{1/6} \cdot \frac{\sqrt{n}}{2}}$$

$$\lambda < \frac{\sqrt{n} \cdot X_n}{0,995 \cdot \sqrt{1/6} \cdot \frac{\sqrt{n}}{2}}$$

$$\left[\frac{\sqrt{n} \cdot X_n}{0,995 \cdot \sqrt{1/6} \cdot \frac{\sqrt{n}}{2}}; \frac{\sqrt{n} \cdot X_n}{0,005 \cdot \sqrt{1/6} \cdot \frac{\sqrt{n}}{2}} \right] - \text{асимптотический } 99\% \text{ доверительный интервал.}$$