Работа над ошибками КР

Дородный Дмитрий СКБ172

2 декабря 2019 г.

1 **№**1

Оценка параметра θ в распределении Вейбулла с плотностью $f(x,\theta) = \lambda(\frac{x}{\theta})^{\lambda-1}e^{-(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}$ Используем метод моментов: для начала посчитать математическое ожидание и дисперсию $E = \int_0^\infty x f(x) dx = \int_0^\infty x \lambda(\frac{x}{\theta})^{\lambda-1}e^{-(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} dx$ Замена: $(\frac{x}{\theta})^{\lambda} = t$ $dt = \lambda(\frac{x}{\theta})^{\lambda-1} dx$ $x = \theta t^{\frac{1}{\lambda}}$ $E = \int_0^\infty \theta t^{\frac{1}{\lambda}}e^{-t} dt$ $E = \theta \Gamma(\frac{1}{\lambda} + 1)$ $D = E(x^2) - (Ex)^2$ $E(x^2) = \int_0^{\inf} x^2 f(x) dx = \int_0^\infty x^2 \lambda(\frac{x}{\theta})^{\lambda-1}e^{-(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} dx$ $E = \int_0^\infty \theta^2 t^{\frac{1}{\lambda}}e^{-t} dt$ $E = \theta^2 \Gamma(\frac{1}{\lambda} + 1)$ $D = \theta^2 (\Gamma(\frac{1}{\lambda} + 1) - (\Gamma(\frac{1}{\lambda} + 1))^2)$ По методу моментов заменим на выборочные: $\theta^* = \frac{\bar{x}}{\Gamma(\frac{1}{\lambda} + 1)}$ Где λ оцениваится как решение уравнения $1 + \frac{S_x^2}{\bar{x}^2} = \frac{\Gamma(\frac{2}{\lambda} + 1)}{\Gamma(\frac{1}{\lambda} + 1)}$

2 №3

Найти информацию Фишера за n независимых наблюдений и найти нажнюю границу дисперсий несмещенных оценок для $\tau(\theta) = ln(\theta)$ в выборке из геометрического распределения: $P(\zeta = k) = (1 - \theta)^k \theta$

$$i(\theta) = E_{\theta}(\frac{\partial^2 \ln(P(k,\theta))}{\partial \theta^2})$$

$$\ln(P) = k \ln(1-\theta) + \ln \theta$$

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \theta} = -k \frac{1}{1-\theta} + \frac{1}{\theta}$$

$$i(\theta) = E(-k \frac{1}{1-\theta} + \frac{1}{\theta})^2$$

$$\begin{split} i(\theta) &= E(\frac{1}{\theta^2} - \frac{2k}{\theta(1-\theta)} + \frac{k^2}{(1-\theta)^2}) \\ i(\theta) &= \frac{1}{\theta} - \frac{2}{\theta(1-\theta)} Ek + \frac{1}{\theta^2} E(k^2) \\ E(k^2) &= Dk + (Ek)^2 = \frac{1-\theta}{\theta^2} + \frac{(1-\theta)^2}{\theta^2} \\ i(\theta) &= \frac{1}{\theta} - \frac{2}{\theta(1-\theta)} \frac{(1-\theta)}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} (\frac{1-\theta}{\theta^2} + \frac{(1-\theta)^2}{\theta^2}) \\ i(\theta) &= \frac{1}{\theta^2} - \frac{2}{\theta^2} + \frac{1}{(1-\theta)\theta^2} + \frac{1}{\theta^2} \\ i(\theta) &= \frac{1}{(1-\theta)\theta^2} \end{split}$$

Т.к. функция два раза дифференцируема по θ , можно так же получить информацию Фишера как:

$$i(\theta) = -E(\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \ln(P))$$
 $i(\theta) = -E(\frac{-k}{(1-\theta^2)} - \frac{1}{\theta^2})$ $i(\theta) = \frac{Ek}{(1-\theta)^2} + \frac{1}{\theta^2}$ $i(\theta) = \frac{Ek}{(1-\theta)^2\theta} + \frac{1}{\theta^2}$ $i(\theta) = \frac{1}{(1-\theta)\theta} + \frac{1}{\theta^2} = \frac{1}{(1-\theta)\theta^2}$ Что, как можно заметить, совпадает с результатом, полученным раньше.

Что, как можно заметить, совпадает с результатом, полученным раньше. Далее найдем нижнюю границу в неравенстве Рао-Крамера для параметра $\tau(\theta) = \ln(\theta)$:

$$D_{\theta}T = \frac{(\tau'(\theta))^2}{ni(\theta)}$$

$$D_{\theta}T = \frac{1}{\theta^2} \frac{(1-\theta)\theta^2}{n}$$

$$D_{\theta}T = \frac{(1-\theta)}{n}$$

3 **№**4

Найти оптимальную оценку для параметра e^{θ^2} из распределения $\frac{1}{\theta-a}$ т.к. носителем распределения является отрезок $[a,\theta]$, а плотности имеет вид $f(x,\theta)=Q(\theta)M(x), a\leq x\geq \theta$, найдем оптимальную оценку параметра как: $\tau^*=\tau(X_n)+\frac{{\tau'}^{X_n}}{nf(X_n,X_n)}\;\tau^*=e^{X_n^2}+\frac{2X_ne^{X_n^2}(X_n-a)}{n}=\frac{e^{X_n^2}(n+2(X_n-a)X_n)}{n}$