

Т-3

Дано: Сл. вел. имеет экспоненц. распр.

$$p(x) = \begin{cases} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad \theta > 0. \text{ По выборке объема}$$

$n=3$  найдены оценки параметра  $\theta$ :  $\tilde{\theta}_1 = \bar{x}$ ,  $\tilde{\theta}_2 = x_{(2)}$   
(второй ген вариационного ряда)

а) Проверить оценки на несмещенность. Исправить эти оценки, если необх.

б) Какая из испр. оценок более эффективна

в) После эти оценки на эффективность с помощью к-ва Крамера-Тео

Решение:

$$\begin{aligned} \text{а) } M[\tilde{\theta}_1] &= M[\bar{x}] = M\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M[x_i] = \\ &= M[x] = \theta \Rightarrow \tilde{\theta}_1 - \text{несмещенная} \end{aligned}$$

$$M[\tilde{\theta}_2] = ?$$

На лекции было выведено, что

$$p = \frac{F(t)}{n} C_{n-1}^{k-1} (1-F(t))^{n-k} (F(t))^{k-1}$$

где  $p$  - плотность распр.  $f(t)$



В нашем случае  $k=2$ , поэтому

$$\varphi(z) = n \cdot \frac{1}{\theta} \cdot C'_{n-1} \left( 1 - \left( 1 - e^{-\frac{z}{\theta}} \right) \right)^{n-2} \cdot \left( 1 - e^{-\frac{z}{\theta}} \right) =$$

$$= \frac{n(n-1)}{\theta} \left( e^{-\frac{z}{\theta}(n-1)} - e^{-\frac{z}{\theta}n} \right)$$

Получаем, что

$$M[\hat{\theta}_2] = \int_{-\infty}^{+\infty} z \varphi(z) dz = \int_0^{+\infty} \frac{n(n-1)}{\theta} z \cdot \left( e^{-\frac{z}{\theta}(n-1)} - e^{-\frac{z}{\theta}n} \right) dz =$$

$$= \frac{n(n-1)}{\theta} \int_0^{+\infty} \frac{z}{e^{\frac{z}{\theta}n}} \left( e^{\frac{z}{\theta}} - 1 \right) dz \quad \textcircled{=}$$

Переходим к новому  $t = \frac{z}{\theta} n \Rightarrow z = \frac{\theta}{n} t$

$$\left. \begin{aligned} dt &= \frac{n}{\theta} dz & dz &= \frac{\theta}{n} dt \end{aligned} \right\}$$

$$\textcircled{=} \frac{n(n-1)}{\theta} \cdot \frac{\theta^2}{n^2} \int_0^{+\infty} \frac{t}{e^{\left(\frac{\theta}{n} + \frac{\theta}{\theta}\right)}} \cdot \left( e^{\left(\frac{\theta}{n} + \frac{\theta}{\theta}\right)} - 1 \right) dt =$$

$$= \frac{\theta(n-1)}{n} \int_0^{+\infty} t e^{-t} \left( e^{\frac{t}{n}} - 1 \right) dt =$$

$$= \frac{\theta(n-1)}{n} \left( \underbrace{\int_0^{+\infty} t e^{t\left(\frac{1}{n}-1\right)} dt}_{I_1} - \underbrace{\int_0^{+\infty} t e^{-t} dt}_{I_2} \right) \quad \textcircled{=}$$



$$I_1 = \int_0^{+\infty} t e^{-t \left( \frac{n-1}{n} \right)} dt = \left\{ \begin{array}{l} u = t \left( \frac{n-1}{n} \right) \\ t = \frac{n}{n-1} u \\ dt = \frac{n}{(n-1)} du \end{array} \right\} =$$

$$= \frac{n^2}{(n-1)^2} \int_0^{+\infty} u e^{-u} du = \frac{n^2}{(n-1)^2}$$

$$I_2 = 1$$

$$\textcircled{2} \frac{\partial(n-1)}{n} \left( \frac{n^2}{(n-1)^2} - 1 \right) = \frac{\partial n}{n-1} - \frac{\partial(n-1)}{n} =$$

$$= \partial \left( \frac{n^2 - n^2 + 2n - 1}{n(n-1)} \right) = \partial \left( \frac{2n-1}{n(n-1)} \right) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \tilde{\partial}_2 - \text{сметенная, } \chi_{(2)}$$

$$\text{Введём } \tilde{\partial}_2' = \frac{n(n-1)}{2n-1} \tilde{\partial}_2 - \text{несметенная}$$

$$5) M[\tilde{\partial}_2'] = \int_0^{+\infty} \frac{n(n-1)}{\partial} z^2 \left( e^{-\frac{z}{\partial}(n-1)} - e^{-\frac{z}{\partial}n} \right) dz =$$

$$= \left\{ \begin{array}{l} t = \frac{1}{\partial} z \\ z = \partial t \\ dz = \partial dt \end{array} \right\} = \frac{n(n-1)}{\partial} \cdot \frac{\partial^{z^2+\infty}}{n^{z^2}} \int_0^{+\infty} t^2 \left( e^{-t \left( \frac{n-1}{n} \right)} - e^{-t} \right) dt =$$

$$= 2\theta^2 \frac{(h-1)}{h^2} \int_0^{+\infty} t^2 \left( e^{-t\left(\frac{h-1}{h}\right)} - e^{-t} \right) dt =$$

$$= 2\theta^2 \frac{(h-1)}{h^2} \left[ \underbrace{\int_0^{+\infty} t^2 e^{-t\left(\frac{h-1}{h}\right)} dt}_{I_1} - \underbrace{\int_0^{+\infty} t^2 e^{-t} dt}_{I_2} \right] \quad \textcircled{=}$$

$$I_1 = \int_0^{+\infty} t^2 e^{-t\left(\frac{h-1}{h}\right)} dt = \begin{cases} u = \frac{h-1}{h} t \\ t = \frac{h}{h-1} u \\ dt = \frac{h}{h-1} du \end{cases} \quad \begin{cases} I_1 \\ I_2 \end{cases} = \frac{h^3}{(h-1)^3} \int_0^{+\infty} u^2 e^{-u} du$$

$$I_2 = 2$$

$$\textcircled{=} 2\theta^2 \frac{(h-1)}{h^2} \left[ \frac{h^3}{(h-1)^3} - 1 \right] = 2\theta^2 \left( \frac{h}{(h-1)^2} - \frac{(h-1)}{h^2} \right) =$$

$$= 2\theta^2 \left( \frac{h^3 - (h-1)^3}{h^2(h-1)^2} \right) = 2\theta^2 \left( \frac{3h^2 - 3h + 1}{h^2(h-1)^2} \right)$$

Таким образом,

$$\mathcal{D}[\hat{\Theta}_2] = 2\theta^2 \left( \frac{3h^2 - 3h + 1}{h^2(h-1)^2} \right) - \theta^2 \left( \frac{(2h-1)^2}{h^2(h-1)^2} \right) =$$

$$) \quad dt = \theta^2 \left( \frac{2h^2 - 2h + 1}{h^2(h-1)^2} \right)$$

$$\mathcal{D}[\hat{\Theta}_2'] = \frac{h^2(h-1)^2}{(2h-1)^2} \cdot \mathcal{D}[\hat{\Theta}_2] = \theta^2 \left( \frac{2h^2 - 2h + 1}{4h^2 - 4h + 1} \right)$$



Теперь посчитаем  $D[\tilde{\theta}_1]$

$$D[\tilde{\theta}_1] = D\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i\right] = \frac{1}{n^2} \cdot n D[y] = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{\lambda^2} =$$
$$= \left\{ \lambda = \frac{1}{\theta} \right\} = \frac{\theta^2}{n}$$

Сравним дисперсии  $\tilde{\theta}_1$  и  $\tilde{\theta}'_2$

Выборка объема  $n = 3$ :

$$D[\tilde{\theta}_1] \Big|_{n=3} = \frac{\theta^2}{3}$$

$$D[\tilde{\theta}'_2] \Big|_{n=3} = \frac{13}{25} \theta^2$$

$$D[\tilde{\theta}_1] < D[\tilde{\theta}'_2] \Rightarrow \tilde{\theta}_1 \text{ более эффективная}$$

б)

Неравенство Крамера-Рао

1) Модель является регулярной

2) Оценка  $g(\bar{x}_n)$  - регулярная оценка п-м-ой

ф-ции  $g(\theta)$

$$\text{Тогда } \forall \theta \in \Theta \quad D[\tilde{g}] \geq \frac{g'^2(\theta)}{n I(\theta)}$$

,  $n=3$  (в нашем случае)

План действий:

- I) Док-ть, что модель явл. регулярной
- II) Док-ть, что оценка явл. регулярной
- III) Воспользоваться пер-вом К-Т
- IV) Воспользоваться достаточным, для эффективности оценки

I) Опр: Вер. модель  $Y \sim p(x, \theta)$ ,  $\theta \in \Theta \subset \mathbb{R}$ ,  $x \in A$   
наз-ся регулярной, если

- 1)  $p(x, \theta)$  непрерывна по  $\theta$  на  $\Theta$
- 2)  $\frac{\partial}{\partial \theta} \int_A p(x, \theta) dx = \int_A \frac{\partial}{\partial \theta} p(x, \theta) dx$
- 3)  $I(\theta)$  непрерывна на  $\Theta$  и  $I(\theta) > 0$

$$p(x, \theta) = \begin{cases} \frac{e^{-\frac{x}{\theta}}}{\theta}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad \theta > 0$$

1) Проверим, что  $p(x, \theta)$  - непрерывна по  $\theta$  на  $(0, +\infty)$   $\oplus$

$$\begin{aligned} 2) \frac{\partial}{\partial \theta} \left( \int_0^{+\infty} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx \right) &= \frac{\partial}{\partial \theta} \left( \frac{1}{\theta} \cdot \theta \int_0^{+\infty} e^{-t} dt \right) = \frac{\partial}{\partial \theta} \left( - (e^{-t}) \Big|_0^{+\infty} \right) = \\ &= \frac{\partial}{\partial \theta} \left( - (e^{-\infty} - e^0) \right) = \frac{\partial}{\partial \theta} (1) = 0 \end{aligned}$$



$$\int_0^{+\infty} \left( \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} \right) dx = \int_0^{+\infty} \left( \frac{1}{\theta^2} e^{-\frac{x}{\theta}} - \frac{1}{\theta^3} e^{-\frac{x}{\theta}} \right) dx =$$

$$= 0 \Rightarrow (+)$$

$$3) I(\theta) = M \left[ \left( \frac{\partial \ln p(x, \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \right] = \int_0^{+\infty} \left( \frac{\partial \ln p(x, \theta)}{\partial \theta} \right)^2 \cdot \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx =$$

$$\ln \left( \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} \right) = -\ln \theta - \frac{x}{\theta}$$

$$\left( \frac{\partial \ln p}{\partial \theta} \right)^2 = \left( \frac{x}{\theta^2} - \frac{1}{\theta} \right)^2$$

$$I(\theta) = M \left[ \left( \frac{\partial \ln p}{\partial \theta} \right)^2 \right] = \int_0^{+\infty} \left( \left( \frac{x}{\theta} \right)^2 - \frac{2x}{\theta^2} + \frac{1}{\theta^2} \right) \cdot \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx =$$

$$= \frac{1}{\theta^2} \left( \int_0^{+\infty} t^2 e^{-t} dt - 2 \int_0^{+\infty} t e^{-t} dt + \int_0^{+\infty} e^{-t} dt \right) = \frac{1}{\theta^2} (2 - 2 + 1) =$$

$$= \frac{1}{\theta^2}$$

$$\frac{1}{\theta^2} : \begin{array}{l} 1) \text{ не зависит от } \theta \\ 2) > 0 \end{array} \text{ на } (0, +\infty)$$

(+)



Из пунктов 1), 2) и 3)  $\Rightarrow$  Модель регулярна

II) Теорема (достаточное усл. регул. оценки)

- 1) Модель регулярна
  - 2) Оценка  $\tilde{y}(\tilde{x}_0)$  — несмещ.
  - 3)  $D[\tilde{y}(\tilde{x}_0, t)]$  — огр. на  $\forall$  моменты из  $E$  по  $\theta$
- Тогда  $\tilde{y}(\tilde{x}_0)$  — регулярна

1) Рассмотрим  $\tilde{\theta}_1$ :

- Несмещенная
- Модель регулярна (п. I)
- $D[\tilde{\theta}_1, t] = \frac{\theta^2}{n}$  — огр. на  $\forall$  моменты на  $(0, +\infty)$  по  $\theta$

Значит,  $\tilde{\theta}_1$  — регулярная оценка

2) Рассмотрим  $\tilde{\theta}_2'$

- Несмещенная
- Модель регулярна (п. I)
- $D[\tilde{\theta}_2', t] = \theta^2 \left( \frac{2n^2 - 2n + 1}{4n^2 - 4n + 1} \right)$  — огр. на  $\forall$  моменты на  $(0, +\infty)$  по  $\theta$

Значит,  $\tilde{\theta}_2'$  — регулярная оценка

III) Можем применить ч.-во Крамера-Тео

$$\forall \theta \in \Theta \hookrightarrow D_{\varepsilon} \tilde{g}(\tilde{x}_n) \geq \frac{g''(\theta)}{n I(\theta)}$$

1) Тестим  $\tilde{\theta}_1$

$$\forall \theta \in (0, +\infty) \hookrightarrow D_{\varepsilon} \tilde{\theta}_1 \geq \frac{1}{3 \cdot \frac{1}{\theta^2}} = \frac{\theta^2}{3}$$

Теорема (достаточные усл. эффективности)

1) Пусть выполнены усл. ч.-ва Крамера-Тео

2)  $D_{\varepsilon} \tilde{g}(\tilde{x}_n) = \frac{g''(\theta)}{n I(\theta)}$

Тогда  $\tilde{g}$  - эффективная оценка

$$D_{\varepsilon} \tilde{\theta}_1 = \frac{\theta^2}{3} \Rightarrow \tilde{\theta}_1 - \text{эффективна,}$$

Теорема (II)

Если эффективная оценка существует, то она единственна

По теореме (II)  $\Rightarrow \tilde{\theta}_2$  - не эффективная