

(T<sub>1</sub>)

$$\xi \sim R(0, \theta), \quad \theta > 0$$

вер. распредел.

$$\theta \in \Theta = (0, +\infty)$$

выборка  $\vec{x}_n$

высказки

$$\tilde{\theta}_1 = 2\bar{x} = 2 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\tilde{\theta}_2 = x_{\min}$$

$$\tilde{\theta}_3 = x_{\max}$$

$$\tilde{\theta}_4 = x_1 + \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=2}^n x_i$$

---

$$M\xi = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x, \theta) = \int_0^{\theta} x \cdot \frac{1}{\theta} dx = \frac{\theta}{2}$$

$p(x, \theta) = \frac{1}{\theta} \mathbb{I}_{[0, \theta]}$



$$M\{\xi^2\} = \int_0^{\theta} x^2 \cdot \frac{1}{\theta} \cdot dx = \frac{\theta^2}{3}$$

$$D\{\xi\} = M\{\xi^2\} - (M\{\xi\})^2 = \frac{\theta^2}{3} - \frac{\theta^2}{4} = \frac{\theta^2}{12}$$

парам. погл. нб.

суп. несмещённости;

$$\forall \theta \in \Theta \quad M\tilde{\theta} = \theta$$

суп. сост.

$$\forall \theta \in \Theta \quad \forall \varepsilon > 0 \quad P(|\tilde{\theta} - \theta| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$\textcircled{1} \tilde{\theta}_1 \quad 1) \quad \forall \theta > 0 \quad M\tilde{\theta}_1 = M\left(2 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i\right) \stackrel{?}{=}$$

$x_i$  здесь — это независ. сл. вел.  $x_i \sim R(\theta)$

$$\stackrel{?}{=} \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n Mx_i = \frac{2}{n} \cdot n \cdot \underbrace{M\xi}_{\frac{\theta}{2}} = \theta$$

$\Rightarrow$  явл. несмещённой

$$\begin{aligned} 2) \quad D\tilde{\theta}_1 &= D\left(2 \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i\right) = \frac{4}{n^2} \cdot \sum_{i=1}^n D x_i = \frac{4}{n^2} \cdot n D\xi \\ &= \frac{\theta^2}{3n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \end{aligned}$$

$\forall \theta > 0 \quad \text{вын.} \Rightarrow$  состоят. по гом. усл.



$$\textcircled{2} \tilde{\theta}_2 = x_{\min}$$

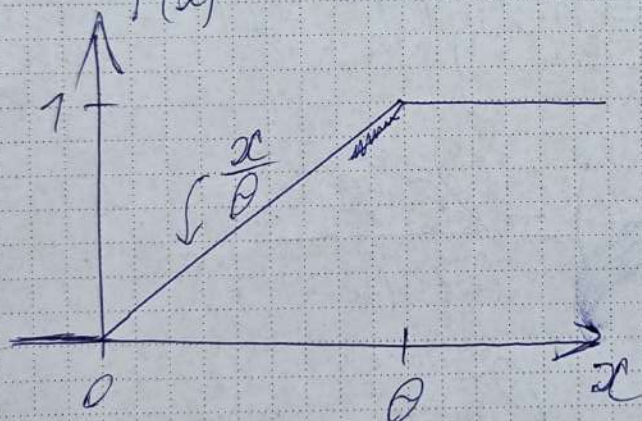
$$1) \forall \theta > 0 \quad M\tilde{\theta}_2 = Mx_{\min}$$

$$\{ \sim F(x) \}$$

$$\{ \min \sim 1 - (1 - F(x))^n \}$$

$$= \phi(x)$$

$$\psi(x) = \phi'(x) = n(1 - F(x))^{n-1} \cdot F'(x) \textcircled{=}$$



$$\textcircled{=} n \left(1 - \frac{x}{\theta}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{\theta} \cdot \{(0, \theta)\}$$

$$Mx_{\min} = \int_0^{\theta} x \cdot n \cdot \left(1 - \frac{x}{\theta}\right)^{n-1} \cdot \frac{1}{\theta} dx =$$

$$\stackrel{\substack{t \\ \Rightarrow x = \theta(1-t)}}{=} - \int_1^0 n(1-t) t^{n-1} \cdot \theta dt = n\theta \int_0^1 (t^{n-1} - t^n) dt = n\theta \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right) = \frac{\theta}{n+1}$$

c'mems!



Потрабуй, мам, <sup>мужика</sup> что-то была несмышленой.

$$\hat{\Theta}_2' = (n+1)x_{min}$$

$$M \tilde{\theta}_2' = (n+1) M x_{\min} = \theta \quad \underline{\text{recurs}}$$

$$2) \mathcal{D}_{\hat{Q}_2} = \mathcal{D}((n+1)x_{min}) = (n+1)^2 \mathcal{D}x_{min}$$

$$M x_{\min}^2 = \int_0^{\theta} x^2 h \left( 1 - \frac{x}{\theta} \right)^{n-1} \cdot \frac{1}{\theta} dx =$$

$$= \int_0^1 \theta^2 (1-t)^2 n \cdot t^{n-1} dt = n \theta^2 \int_0^1 (t^{n-1} - 2t^n + t^{n+1}) dt =$$

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

$$Jx_{min} = \frac{2\theta^2}{(n+1)(n+2)} - \frac{\theta^2}{(n+1)^2} = \theta^2 \cdot \left( \frac{2(n+1) - (n+2)}{(n+1)^2(n+2)} \right) =$$

$$= \frac{n \theta^2}{(n+1)^2 (n+2)}$$

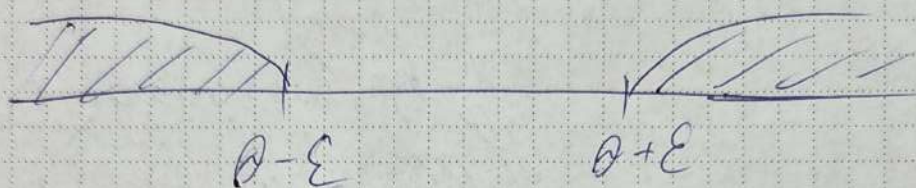
$$2\hat{\sigma}_2' = (n+1)^2 \frac{g_{\text{min}}}{g_{\text{cm}}} = \frac{n\hat{\sigma}^2}{n+2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$



По определению:

$$\forall \theta > 0 \quad \forall \varepsilon > 0 \quad P(|\tilde{\theta}_2 - \theta| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

Хотим доказать ~~не~~ несостоятельность -  
нельзя

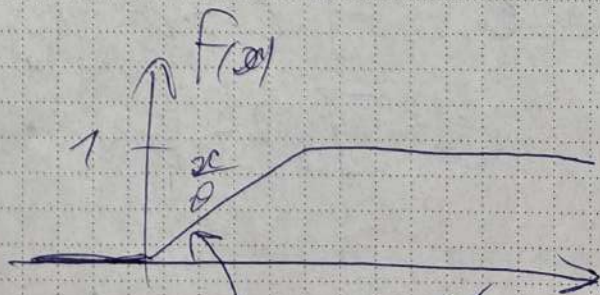


$$P(|\tilde{\theta}_2 - \theta| \geq \varepsilon) \geq P(\tilde{\theta}_2 \geq \theta + \varepsilon) =$$

$$= P((n+1)x_{\min} \geq \theta + \varepsilon) = P(x_{\min} \geq \frac{\theta + \varepsilon}{n+1}) =$$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{\theta + \varepsilon}{n+1}\right) \quad \textcircled{=}$$

$$\Phi(x) = 1 - (1 - F(x))^n$$



$$\theta + \varepsilon > 0 \Rightarrow$$

при каком-то  $n \geq N$  все по-  
ражен строго

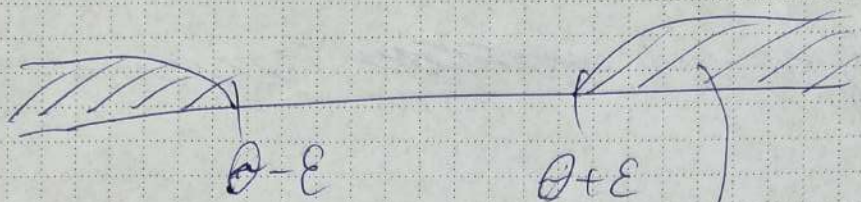
$$\textcircled{=} 1 - \left(1 - \left(1 - \frac{\theta + \varepsilon}{\theta(n+1)}\right)^n\right) = \left(1 - \frac{\theta + \varepsilon}{\theta(n+1)}\right)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^{-\frac{\theta + \varepsilon}{\theta}} > 0$$

$\Rightarrow$  оценка  $\tilde{\theta}_2$  не состоятельна



Условие на состоятельность  $\theta_2 = x_{\min}$ :

$$P(|x_{\min} - \theta| \geq \varepsilon) = P(x_{\min} \leq \theta - \varepsilon) \quad \ominus$$



вероятность попадания сюда = 0

$$(P(x_{\min} \geq \theta + \varepsilon) = 0)$$

$$\ominus \Phi(\theta - \varepsilon) = 1 - (1 - F(\theta - \varepsilon))^n$$

$$= 1 - \left(1 - \frac{\theta - \varepsilon}{\theta}\right)^n = 1 - \left(\frac{\varepsilon}{\theta}\right)^n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 1$$

$$\text{т.е. } \begin{matrix} \exists \varepsilon > 0 \\ \exists \theta > 0 \end{matrix} : \frac{\varepsilon}{\theta} < 1$$

$\Rightarrow \theta_2$  не явл. состоятельным,



$$\textcircled{3} \quad \tilde{\theta}_3 = x_{\max}$$

$$M \tilde{\theta}_3 = M x_{\max}$$

$$x_{\max} \sim \underbrace{\left( F(x) \right)^n}_{\psi(x)}$$

$$\psi(x) = \frac{\psi'}{\psi}(x) = n \left( \frac{x}{\theta} \right)^{n-1} \cdot \frac{1}{\theta} \left\{ \left( \frac{x}{\theta} \right)^n \right\}$$

$$M x_{\max} = \int_0^{\theta} x \cdot n \cdot \left( \frac{x}{\theta} \right)^{n-1} \frac{1}{\theta} dx =$$

$$= \frac{n}{\theta^n} \cdot \frac{\theta^{n+1}}{n+1} = \frac{n}{n+1} \cdot \theta$$

ожидаемая  
оценка

$$\tilde{\theta}_3' = \frac{n+1}{n} \cdot x_{\max}$$

$$M \tilde{\theta}_3' = \frac{n+1}{n} M x_{\max} = \theta \quad \text{несмещ.$$

$$D \tilde{\theta}_3' = \left( \frac{n+1}{n} \right)^2 \cdot D x_{\max}$$

$$M x_{\max}^2 = \int_0^{\theta} x^2 n \left( \frac{x}{\theta} \right)^{n-1} \frac{1}{\theta} dx = \frac{n}{\theta^n} \cdot \frac{\theta^{n+2}}{n+2} = \frac{\theta^2 n}{n+2}$$



$$J_{\text{max}} = \theta^2 \left( \frac{n}{n+2} - \frac{n^2}{(n+1)^2} \right) = \cancel{\theta^2 \frac{n(n+1) - n^2(n+2)}{(n+2)(n+1)^2}}$$

$$= \dots = \frac{n\theta^2}{(n+2)(n+1)^2}$$

$$J_{\tilde{\theta}_3^1} = \frac{\theta^2}{n(n+2)} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0 \quad \Rightarrow$$

$\Rightarrow$  sys. космологическая



Т1. ① Док-во состоятельности оценок  
 $\tilde{\theta}_3' = \frac{n+1}{n} \cdot x_{\max}$  по определению.

Доп.  $\forall \theta \in \Theta \forall \varepsilon > 0 \rightarrow P(|\tilde{\theta}_3' - \theta| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

$$\begin{aligned} P(|\tilde{\theta}_3' - \theta| \geq \varepsilon) &= P(\tilde{\theta}_3' - \theta \geq \varepsilon) + P(-(\tilde{\theta}_3' - \theta) \geq \varepsilon) = \\ &= P(\tilde{\theta}_3' - \theta \geq \varepsilon) + P(\tilde{\theta}_3' - \theta \leq -\varepsilon) = P(\tilde{\theta}_3' \geq \theta + \varepsilon) + \\ &+ P(\tilde{\theta}_3' \leq \theta - \varepsilon) = \underbrace{P\left(\frac{n+1}{n} \cdot x_{\max} \geq \theta + \varepsilon\right)}_{\rightarrow 1} + \end{aligned}$$

это событие  
возможна!

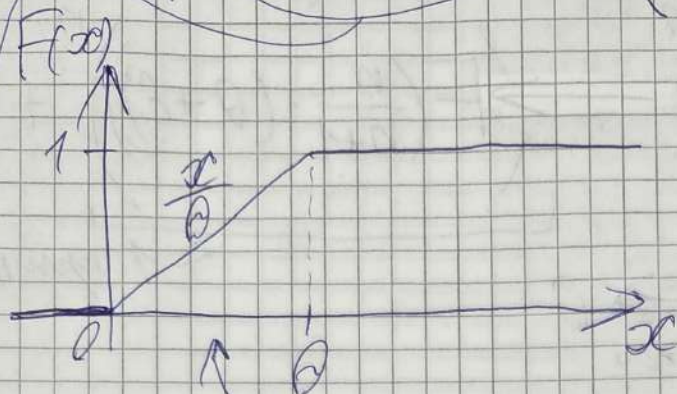
$$\begin{aligned} &+ P\left(\frac{n+1}{n} \cdot x_{\max} \leq \theta - \varepsilon\right) = 1 - P\left(\frac{n+1}{n} \cdot x_{\max} < \theta + \varepsilon\right) + \\ &+ P\left(x_{\max} \leq \frac{n}{n+1}(\theta - \varepsilon)\right) = 1 - P\left(x_{\max} < \frac{n}{n+1}(\theta + \varepsilon)\right) + \\ &+ P\left(x_{\max} < \frac{n}{n+1}(\theta - \varepsilon)\right) \quad \textcircled{=} \end{aligned}$$

можно поставить знак "меньше", т.к.  
 ф-ция распредел. (сл. вел.  $x_{\max}$  "скоксов" не имеет  
 $(\Psi(x) = F(x))^n$ ,  $F(x)$  - непрерывна на  $\mathbb{R}$ ,  $n \in \mathbb{N}$ .)

$$\textcircled{=} 1 - \Psi\left(\frac{n}{n+1}(\theta + \varepsilon)\right) + \Psi\left(\frac{n}{n+1}(\theta - \varepsilon)\right) =$$



$$= 1 - \left( F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta + \varepsilon)\right) \right)^n + \left( F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta - \varepsilon)\right) \right)^n$$



априори  
монотонная б.м.  
с непрерывной плот.

$$F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta - \varepsilon)\right)$$

$$\frac{n}{n+1} \cdot (\theta - \varepsilon) < \theta$$

$$\forall \theta \quad \forall \varepsilon \quad \forall n$$

$$F(x) = \frac{x}{\theta} \Rightarrow F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta - \varepsilon)\right) = \frac{n \cdot (\theta - \varepsilon)}{(n+1) \cdot \theta}$$

$$\frac{n}{n+1} \cdot (\theta + \varepsilon)$$

~~априори~~

$$\frac{n}{n+1} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$$

~~априори~~

$$\Rightarrow \forall n \geq N \in \mathbb{N} \hookrightarrow \frac{n}{n+1} \cdot (\theta + \varepsilon) \geq \theta$$

(при достаточно большом  $n$  будет верно)

А при  $x \geq \theta$   $F(x) = 1$

$$\forall n \geq N \hookrightarrow \left( F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta + \varepsilon)\right) \right)^n = 1$$

$\Rightarrow 1$  при достаточно большом  $n$ .



Тогда  $P(|\tilde{\theta}_3 - \theta| \geq \varepsilon) = 1 - \left( F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta + \varepsilon)\right) \right)^n +$   
 $+ \left( F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta - \varepsilon)\right) \right)^n = 1 - \underbrace{\left( F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta + \varepsilon)\right) \right)^n +$   
 $+ \left( F\left(\frac{n}{n+1} \cdot (\theta - \varepsilon)\right) \right)^n}_{\rightarrow 1 \text{ при } n \rightarrow \infty} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$   
 $\left[ \frac{n \cdot (\theta - \varepsilon)}{(n+1) \cdot \theta} \right] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

$\Rightarrow$  оценка  $\tilde{\theta}_3 = \frac{n+1}{n} \cdot x_{\max}$  consistent,   
 the m.g.



Т1. ② Исследование сцетки  $\tilde{\theta}_3 = x_{\max}$   
 $x_{\max} \sim \Psi$  на состоятельность.

1) Ранее было доказано, что  $\tilde{\theta}_3 = x_{\max}$  — смещённая сценка  $\Rightarrow$  дост. усл. состоятельности не применимо.

2) Построим док-во состоятельности  $\tilde{\theta}_3$  по определению.

$$\text{Док. } \forall \theta \in \Theta \quad \forall \varepsilon > 0 \quad \lim_{n \rightarrow \infty} P(|\tilde{\theta}_3 - \theta| \geq \varepsilon) \rightarrow 0$$

$$\begin{aligned} P(|\tilde{\theta}_3 - \theta| \geq \varepsilon) &= P(\tilde{\theta}_3 \geq \theta + \varepsilon) + P(\tilde{\theta}_3 \leq \theta - \varepsilon) = \\ &= P(x_{\max} \geq \theta + \varepsilon) + P(x_{\max} \leq \theta - \varepsilon) \quad \ominus \end{aligned}$$

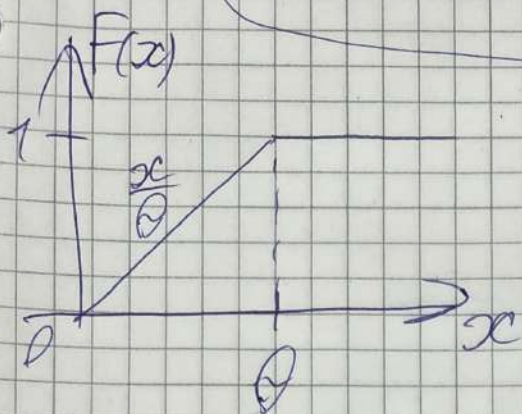
$x_{\max}$  — один из элементов выборки.  
 П.к.  $x \sim R(a, b)$  (по усл.), то ни один элемент не может лежать правее отрезка  $[a, b]$  (т.е.  $\forall x \leq b$ )  $\Rightarrow x_{\max} \leq b \Rightarrow$   
 $\Rightarrow x_{\max} < \theta + \varepsilon$   
 Значит,  $P(x_{\max} \geq \theta + \varepsilon) = 0$ .

$$\ominus P(x_{\max} \leq \theta - \varepsilon) = P(x_{\max} < \theta - \varepsilon) = \Psi(\theta - \varepsilon)$$

можно поставить знак " $<$ ", т.к. ф-ция распр. сл. вел.  $x_{\max}$  не имеет скачков.



$$= (F(\theta - \varepsilon))^n \stackrel{*}{\rightarrow} 0$$



выберем  $\theta - \varepsilon \in [0, \theta]$   
 где  $F(x) = \frac{x}{\theta}$ .

$$\stackrel{*}{\rightarrow} \left( \frac{\theta - \varepsilon}{\theta} \right)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$\leq 1$

Получим:

$$\forall \theta \in \Theta \quad \forall \varepsilon > 0 \quad \hookrightarrow P(|\tilde{\theta}_3 - \theta| \geq \varepsilon) =$$

$$= \left( \frac{\theta - \varepsilon}{\theta} \right)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

Поэтому, оценка  $\tilde{\theta}_3$  является состоятельной.



$$\textcircled{4} \quad \tilde{\theta}_4 = x_1 + \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=2}^n x_i$$

$$1) \quad M\tilde{\theta}_4 = Mx_1 + \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=2}^n Mx_i = M\left\{ + \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=2}^n M\right\}$$

$$= \frac{\theta}{2} + \frac{\theta}{2} = \theta$$

meanung.



$$2) \mathbb{E} \tilde{\theta}_n = \mathbb{E} x_1 + \frac{1}{(n-1)^2} \sum_{i=2}^n \mathbb{E} x_i = \frac{\sigma^2}{12} + \frac{1}{n-1} \cdot \frac{\sigma^2}{12}$$

$$\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$$

дост. вел. не был!

По аналогии:  $\tilde{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta$

$$x_1 + \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=2}^n x_i \xrightarrow{P}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \{x_n\} \xrightarrow{P} \{ \} \\ \eta_n \xrightarrow{P} \eta \end{array} \right\} \Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} \{x_n + \eta_n\} \xrightarrow{P} \{ \} + \eta \\ \{x_n\} \xrightarrow{P} \{ \} \end{array} \right\}$$

$$x_1 \xrightarrow{P} \{ \}$$

ЗФЧ Англина

$\{x_n\}$  — незав, одинаков. распр.

$$n \in \mathbb{N} \quad \mathbb{E} \{x_n\} < \infty$$

$$\Rightarrow \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{x_i\} \xrightarrow{P} \mathbb{E} \{x_1\}$$



По ЗФЧ Лунг:

$$\frac{1}{(n-1)} \sum_{i=2}^n x_i \xrightarrow{P} \frac{\theta}{2} \quad (M\{\})$$

$$x_1 + \frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^n x_i \xrightarrow{P} \left\{ + \frac{\theta}{2} \neq 0 \Rightarrow \text{не согласен.} \right.$$

( $\{ \in R(0; \theta) \Rightarrow \underline{\theta} \leq x \leq \theta \}$ )

•) Сравнение эффективности оценок несостоятельные выкинуть  
встались  $\tilde{\theta}_1$  и  $\tilde{\theta}_3'$

$$D\tilde{\theta}_1 = \frac{\theta^2}{3n}$$

$$D\tilde{\theta}_3' = \frac{\theta^2}{(n+2)n}$$

$$\frac{1}{3n} \quad \frac{1}{n(n+2)}$$

$$n^2 + 2n > 3n$$

вытекает для  $n > 1$

т.е. для  $n > 1$   $\tilde{\theta}_3'$  более эффективна, чем  $\tilde{\theta}_1$