

Лекция 18

Бутсрап /Бутсрап/ /Бутсрап Bootstrap.

[где купл
нап-б]

- Техника для изучения глб-х статистиков, оценки дисперсии [оценок глб-х параметров].
- Вычислительная (компьютер).
 - Техника реалы.
 - примеры, когда Bootstrap не применим.

Пример 1

Найди глб сорсно.

Задача. Есть набор, один-все равн-ые $X_1, X_2 \dots X_n$.
 $E(X_i) = \mu$, $\text{Var}(X_i) = \sigma^2$ μ, σ^2 неизвестны.

Хочем изучить 95%-й довер. -ий интервал глб μ .

$$\frac{\hat{\mu} - \mu}{\text{se}(\hat{\mu})} \xrightarrow{\text{dist}} N(0; 1)$$

Свойство распределения:

$$\bar{X} \text{ ~asy Norm}$$

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\text{se}(\bar{X})} \xrightarrow{\text{dist}} N(0; 1)$$

$$\text{se}(\bar{X}) = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

asy CI для μ : $[\bar{X} - 1,96 \cdot \text{se}(\bar{X}); \bar{X} + 1,96 \cdot \text{se}(\bar{X})]$

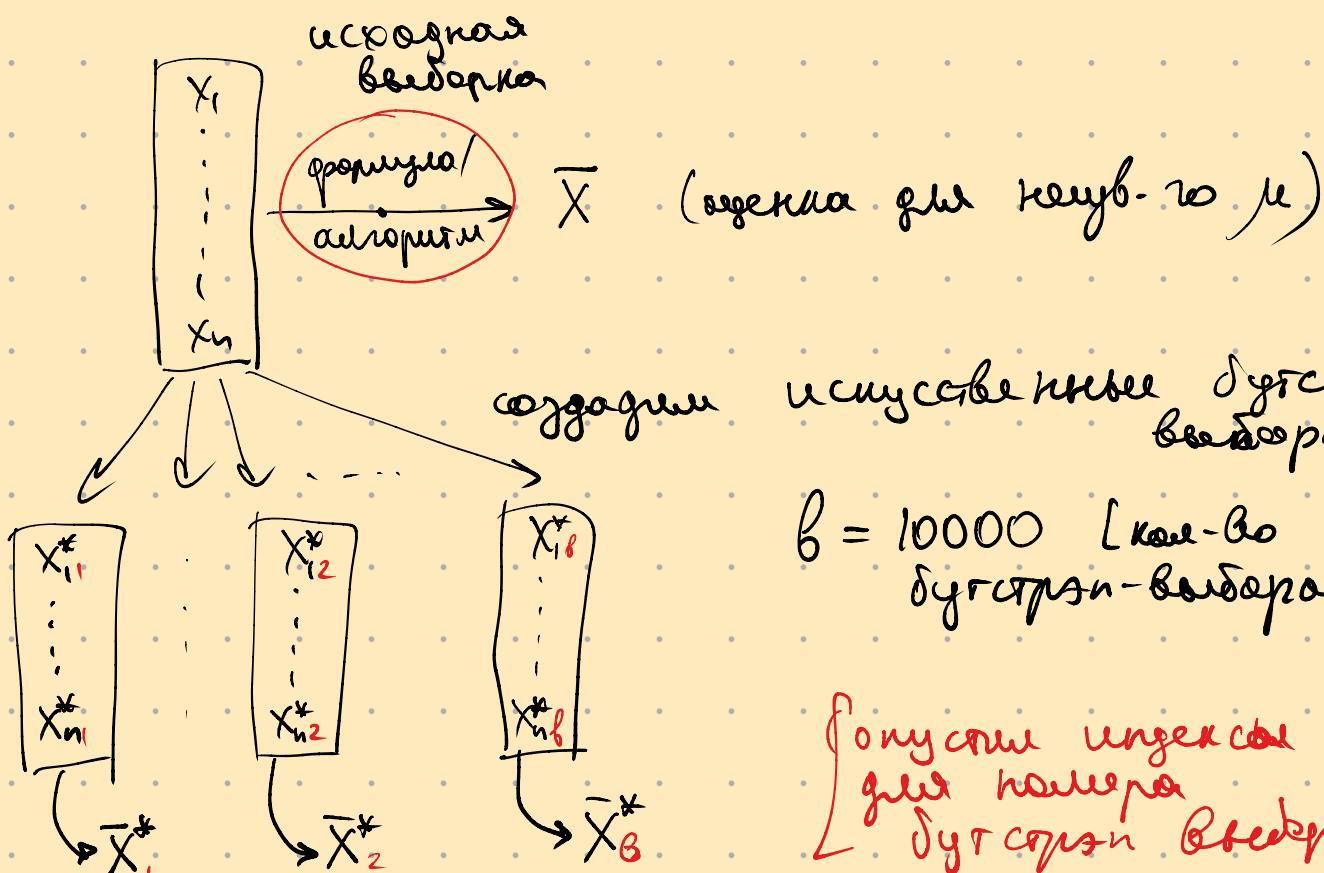
$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\mu \in \text{CI}) = 0,95 \quad 4$$

- метод 1: кружок фразука где \hat{x}
есть выборка когда $\hat{x}(\hat{a})$ не имеет
евного вида.
ан-ка пар-ра \hat{a} имеет иной вид
(н.д. тоже нет евного вида)
- метод 2: а как можно, дальше \hat{x} -са
быть?

комбинированный бут-строн.

Бут-строн - самодостаточный алгоритм.

идея: "всегда лучше" оценку ячейки распределения объектов \hat{x} из самой выборки.

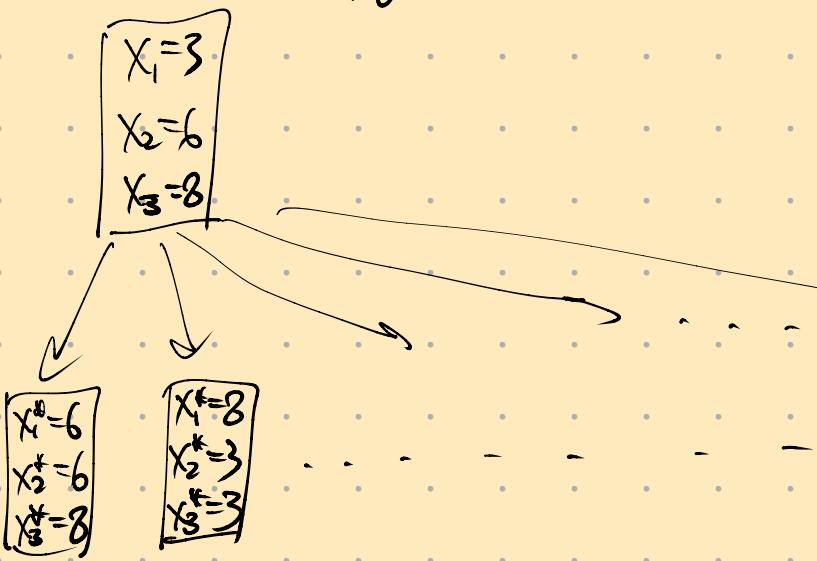


$$B = 10000 \text{ [как-то бут-строн-выборки]}$$

[получение куб-го
оценки
бут-строн-выборки]

Бут-строн-выборка строится на базе исходной вы-
борки путём создания выборки с повторами
и сокращением размера. (рекомендую)

пример. ($n=3$)

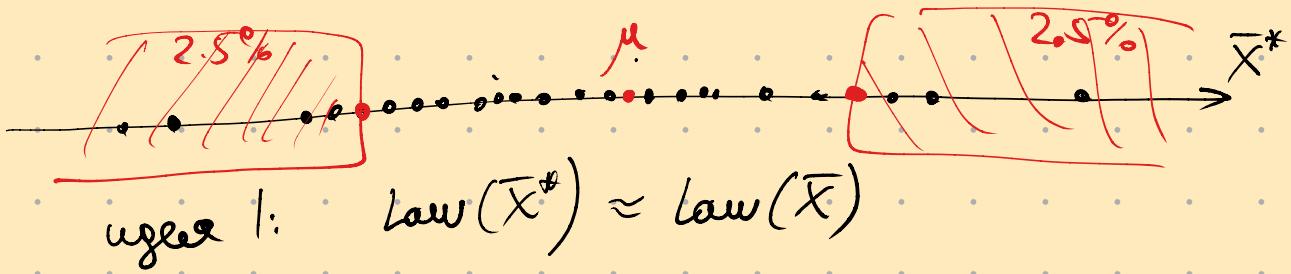


n - пример $n \times -$ ое
выборки и n выборок
дубликаты в выборке
В - n -ное n дубликатов
выборок

$$n = 100$$

$$\beta = 10000$$

наивный дубликат (naive Bootstrap)

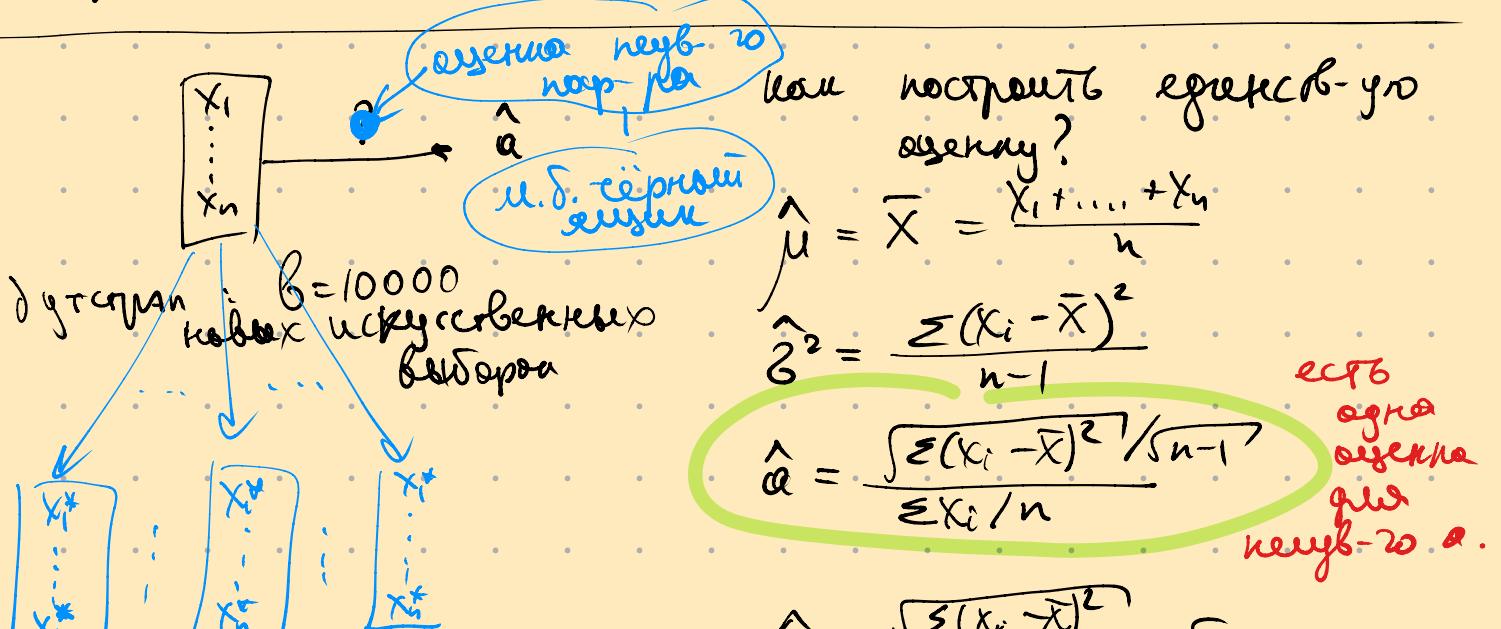


дубликат доверит - без повторов для μ :

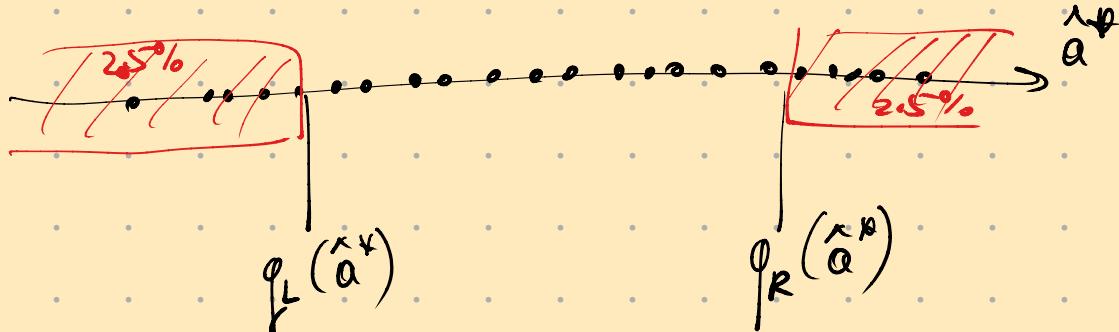
$$[\varphi_L(\bar{X}^*); \varphi_R(\bar{X}^*)] \quad \Downarrow$$

Числ. если имеем X_1, \dots, X_n независимые, однотипные наблюдения с мат. ожиданием $E(X_i) = \mu$ и дисперсией $D(X_i) = \sigma^2$, то

как строится наивный дубликат для построения CF?



$$\hat{\alpha}_k = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^{k+1}}{\sum x_i} \cdot \hat{\alpha}_k$$



boot - CI $[q_L(\hat{\alpha}^*); q_R(\hat{\alpha}^*)]$

Q. $n=50$ кандидат в парламент, из которых
кто из них будет в думе? N_2 ?

$$\underbrace{\frac{49}{50} \cdot \frac{49}{50} \cdot \dots \cdot \frac{49}{50}}_{50 \text{ раз}} = \left(\frac{49}{50}\right)^{50} = \left(1 - \frac{1}{50}\right)^{50} \approx e^{-1} \approx 0,37$$

$$\left(1 + \frac{f}{n}\right)^n \rightarrow e$$

$$\left(1 + \frac{\alpha}{n}\right)^n \rightarrow e^\alpha$$

метод:

В среднем каждая партия получит
63% избранных депутатов.

Думу составят партии поочередно
стартуя с единицы для $\hat{\alpha}$.

$\hat{\alpha}$ в единицах является
долями $\hat{\alpha}_1^*, \dots, \hat{\alpha}_B^*$ итого. ($B=10000$)

b - количество депутатов.
j - номер депутата

$$se_B(\hat{\alpha}) = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^B (\hat{\alpha}_j^* - \bar{\hat{\alpha}}^*)^2}{B-1}}$$

$$\bar{\hat{\alpha}}^* = \frac{\sum_{j=1}^B \hat{\alpha}_j^*}{B}$$

python: arch.

Бутсрап t-статистики (t-stat bootstrap)

Верхній μ означення \bar{x} .

Класичні алгоритми

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{se(\bar{x})} \text{ дост. } \sim N(0,1)$$

$$se(\bar{x}) = \sqrt{\hat{\sigma}^2/n}$$

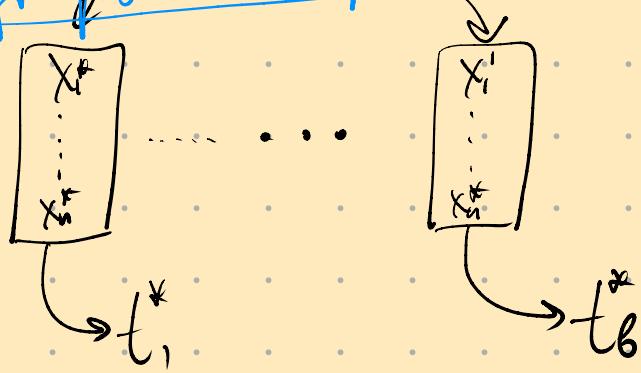
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

Бутсрап t-статистики:

Буде генеруватись суп-відбори
між розмежами t-статистики.

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{se(\bar{x})}$$

Бутсрап виборки:



$$t_{ij}^* = \frac{\bar{x}_{ij}^* - \bar{x}}{se(\bar{x}_{ij}^*)}$$

$$q_L(t^*)$$

$$q_R(t^*)$$

$B = 10000$ бутсрап
відборів.

X_1, \dots, X_n $\left\{ X_1^*, \dots, X_n^* \right\}$

$$\bar{x} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \quad \bar{x}^* = \frac{X_1^* + \dots + X_n^*}{n}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum (x_i^* - \bar{x}^*)^2}{n-1}$$

$$se(\bar{x}) = \sqrt{\hat{\sigma}^2/n} \quad se(\bar{x}^*) = \sqrt{\hat{\sigma}^2/n}$$

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{se(\bar{x})}$$

$$t^* = \frac{\bar{x}^* - \bar{x}}{se(\bar{x}^*)}$$



УПТ: при $n \rightarrow \infty$ это является
законом нормы $N(0;1)$ расп.

Другими словами расп-е
где t можно из
бесконечн $t_1^* \dots t_n^*$

сигма σ (расп-е
бесконечн означает)

УПТ
 $n \rightarrow \infty$

$$q_L \approx -1.96 \quad q_R \approx +1.96$$

$$-1.96 < \frac{\bar{X} - \mu}{se(\bar{X})} \leq 1.96$$

$$\mu \in [\bar{X} - 1.96 \cdot se(\bar{X}); \bar{X} + 1.96 \cdot se(\bar{X})]$$

избыточные
нормы
в расп.
из бесконечн $t_1^* \dots t_n^*$

$$q_L(t^*) \cdot se(\bar{X}) \leq \bar{X} - \mu \leq q_R(t^*) \cdot se(\bar{X})$$



$$q_L(t^*) \cdot se(\bar{X}) \leq \bar{X} - \mu \leq q_R(t^*) \cdot se(\bar{X})$$

$$-q_L(t^*) \cdot se(\bar{X}) \geq \mu - \bar{X} \geq -q_R(t^*) \cdot se(\bar{X})$$

Бет-CT
(t-stat): $\mu \in [\bar{X} - q_R(t^*) \cdot se(\bar{X}); \bar{X} - q_L(t^*) \cdot se(\bar{X})]$

УПТ
 $n \rightarrow \infty$

$$q_L \rightarrow -1.96$$

$$q_R \rightarrow 1.96$$

$$\mu \in [\bar{X} - 1.96 \cdot se(\bar{X}); \bar{X} + 1.96 \cdot se(\bar{X})]$$

метод:

Более просто в соотношении.

матем:

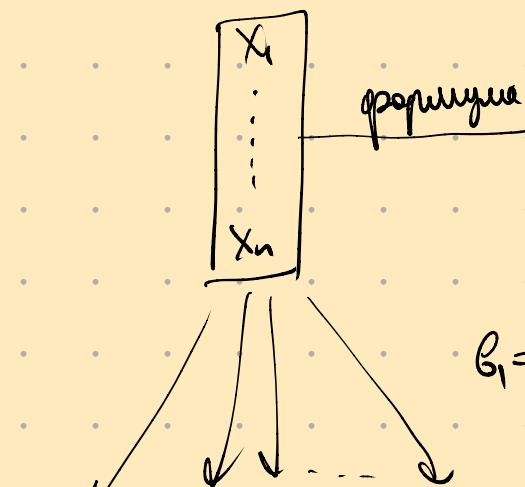
выражение в $\hat{\alpha}_j^*$ и $se(\hat{\alpha}_j^*)$

$$t_j^* = \frac{\hat{\alpha}_j^* - \hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha}_j^*)}$$

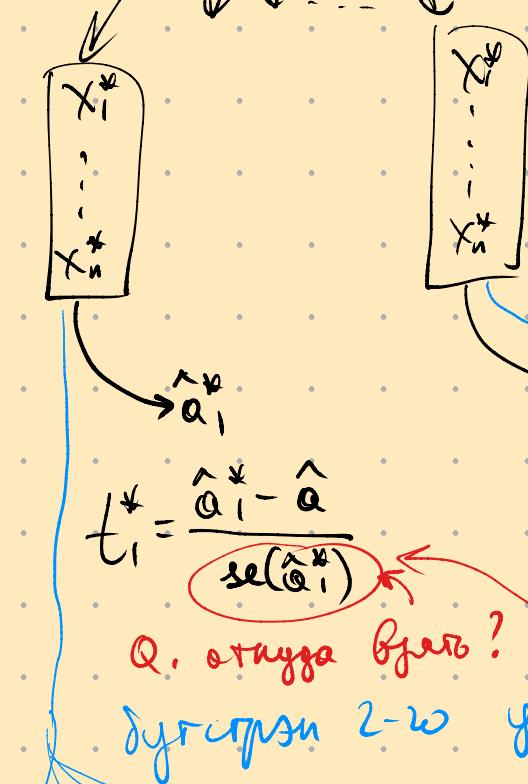


(это делает более удобным вычисления)

исп-ти бүтсөрэн дэл Вончилжин тэр. олондхи
бүтсөрэн нийтийн \hat{a}



$$B_1 = 10000 \quad \{\text{бүт-вийборын 1-р ур-ка}\}$$



$$t_1^* = \frac{\hat{a}_1^* - \hat{a}}{se(\hat{a}_1^*)}$$

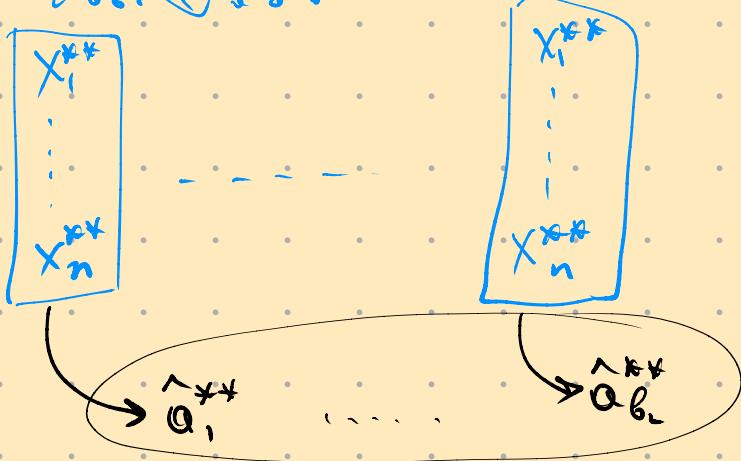
Q. огтуулж байв?

бүтсөрэн 2-р ур-ка

$$t_B^* = \frac{\hat{a}_B^* - \hat{a}}{se(\hat{a}_B^*)}$$

А жанусгүй бийгүйн бүтсөрэн нийтийн бүтсөрэн!

$$B_2 = 10000 \quad (B_2 = 1000)$$



$$se(\hat{a}_1^*) = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{B_2} (\hat{a}_j^* - \hat{a})^2}{B_2 - 1}}$$

$$\text{вийборын} = B_1 \times B_2$$

