Основные методы поиска оценок. Задача 1

Ильичёв А.С., 693

```
import numpy as np
import scipy.stats as sts
from matplotlib import pyplot as plt
%matplotlib inline
```

1. В этой задаче нужно оценить дисперсию оценки для разных распределений методом бутстрепа. Сначала зададим число элементов N в исходной выборке и напишем необходимые функции.

```
N = 1000
ns = np.arange(1, N + 1)
```

Функция, вычисляющая оценку по методу моментов для каждого $n \leq N$.

```
def calculate_estimator(sample, first_func, second_func=None):
    est = np.array([first_func(sample[:i]) for i in ns])
    if second_func:
        est2 = np.array([second_func(sample[:i]) for i in ns])
        ests = [est, est2]
    else:
        ests = [est]
    return ests
```

Функция, осуществляющая построение графиков.

```
def make_plot(var_par, var_nonpar):
   plt.figure(figsize=(10, 5))
   plt.plot(var par[0], var par[1][0], c='blue',
             label = '1, парам. бутстреп', alpha=0.7)
   plt.plot(var_nonpar[0], var_nonpar[1][0], c='green',
             label = '1, непарам. бутстреп', alpha=0.7)
   plt.title(r'Зависимость бутстрепной оценки дисперсии '
              r'оценки $\theta 1$ от $n$')
   plt.legend(title='Номер параметра')
   plt.show()
   if var_par[1][1][0]: # первый элемент массива не None
       plt.figure(figsize=(10, 5))
       plt.plot(var_par[0], var_par[1][1], c='orange',
                 label = '2, парам. бутстреп')
       plt.plot(var nonpar[0], var nonpar[1][1], c='red',
                 label = '2, непарам. бутстреп', alpha=0.7)
```

Главная функция подсчета бутстрепных оценок (реализация метода, описанного во введении к заданию). Для увеличения быстродействия оценка производится по сетке (с шагом, задаваемым параметром grid_step). Для n < 100 считать не будем, т.к. там оценка дисперсии велика и масштаб графиков увеличивается.

```
# число бутстрепных выборок
straps_num = N
# номер п, с которого начинается подсчет
start from = 100
def bootstrap(parametric, distr, distr_sample, ests, grid_step,
              parametric_distr, first_func, second_func=None):
   ns_strap = np.arange(max(start_from, grid_step), N + 1, grid_step)
   var_strap1 = [None] * len(ns_strap)
   var_strap2 = [None] * len(ns_strap)
   for i, n in enumerate(ns_strap):
       # генерируем N бутстрепных выборок размера n
       if not parametric:
            samples = np.random.choice(distr_sample[:n], size=(straps_num, n))
       else:
            if second_func: # если функция задана, то распределение
                            # двухпараметрическое
                samples = parametric_distr(ests[0][n - 1],
                              ests[1][n - 1]).rvs(size=(N, n))
            else: # однопараметрическое распределение
                samples = parametric_distr(ests[0][n - 1]).rvs(size=(straps_num,
n))
       if second_func:
                # считаем оценку второго параметра и ее дисперсию для бутстрепной
                # выборки
               ests_strap2 = np.array([second_func(sample) for sample in samples])
                var_strap2[i] = np.mean(ests_strap2**2) - (np.mean(ests_strap2))**2
        # считаем оценку первого параметра и ее дисперсию для бутстрепной выборки
       ests_strap1 = np.array([first_func(sample) for sample in samples])
       var_strap1[i] = np.mean(ests_strap1**2) - (np.mean(ests_strap1))**2
    return [ns_strap, (var_strap1, var_strap2)]
```

Обертка, проводящая бутстрепную оценку и строящая графики.

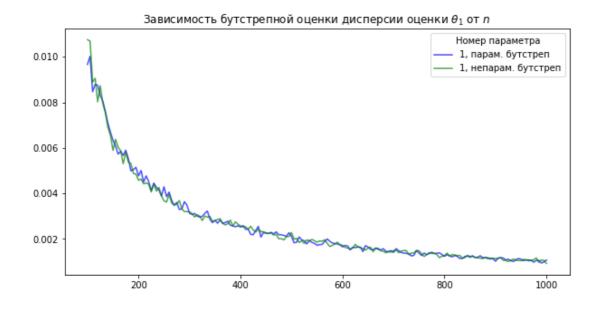
```
parametric_distr=None)
make_plot(var_par, var_nonpar)
```

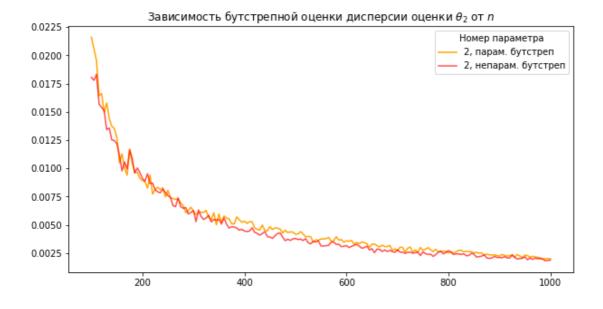
2. Проведем бутстрепную оценку для всех распределений из задачи.

a)
$$\mathcal{N}(a,\sigma^2)$$
.

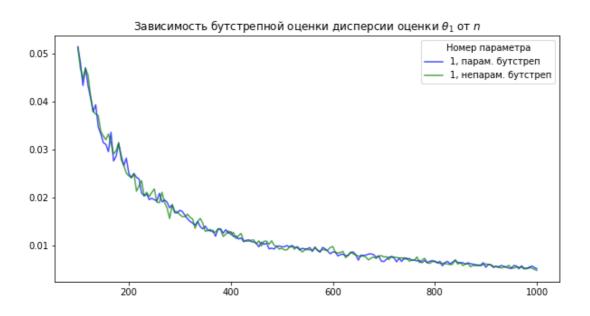
$$a^*=\overline{X}$$
 , $\left(\sigma^2
ight)^*=\overline{X^2}-\left(\overline{X}
ight)^2$

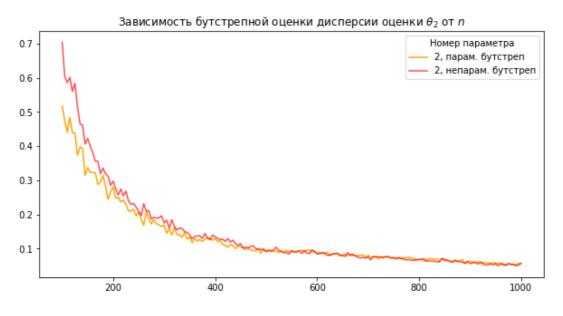
```
theta = (0, 1)
```



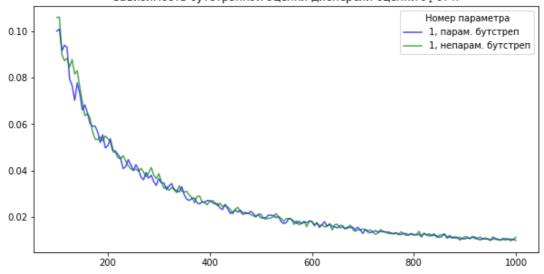


theta = (5, 5)

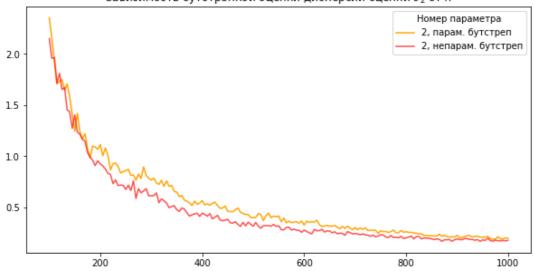




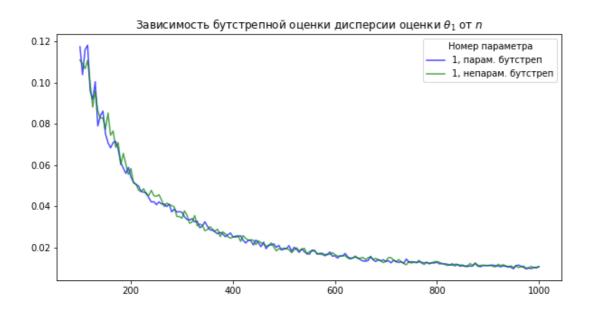
theta = (5, 10)

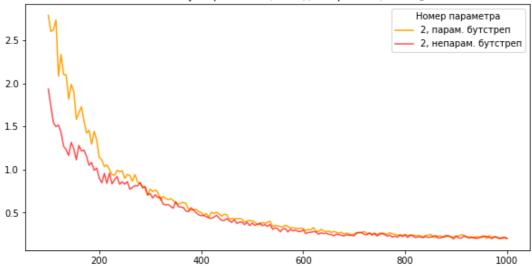


Зависимость бутстрепной оценки дисперсии оценки $heta_2$ от n



theta = (10, 10)





б) $\Gamma(\alpha,\lambda)$.

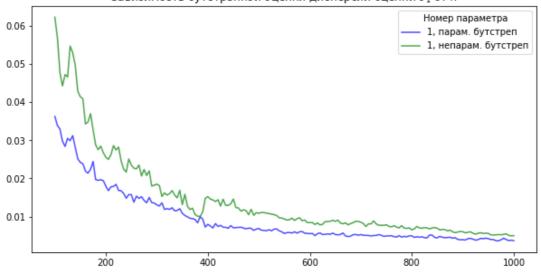
$$p(x) = rac{x^{lpha-1}\lambda^{lpha}}{\Gamma(lpha)}e^{-\lambda x}I(x>0)$$

$$lpha^*=rac{\left(\overline{X}
ight)^2}{\overline{X^2}-\left(\overline{X}
ight)^2}$$
 , $\lambda^*=rac{\overline{X}}{\overline{X^2}-\left(\overline{X}
ight)^2}$

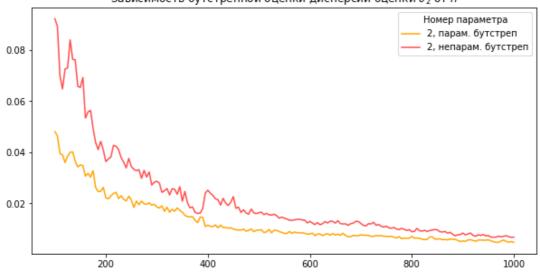
```
gamma distr = sts.gamma
# для n = 1, например, функция оценки методом моментов вернет бесконечность
# не будем выводить предупреждения о таких случаях
np.seterr(divide='ignore')
alpha_func = lambda x: np.mean(x)**2/(np.mean(x**2) - (np.mean(x))**2)
lambda\_func = lambda x: np.mean(x)/(np.mean(x**2) - (np.mean(x))**2)
params = [(1,1), (2, 1), (2, 0.01)]
def parametric_distr(param1, param2):
   # функция принимает параметр масштаба, обратный нашему
    return gamma_distr(a=param1, scale=1/param2)
for param in params:
   distr = parametric distr(param[0], param[1])
   sample = distr.rvs(size=N)
   ests = calculate_estimator(sample, alpha_func, lambda_func)
   print('theta = ', param)
   make_bootstrap(norm_distr, sample, ests, 5, alpha_func,
                   lambda_func, parametric_distr)
```

```
theta = (1, 1)
```

Зависимость бутстрепной оценки дисперсии оценки θ_1 от n

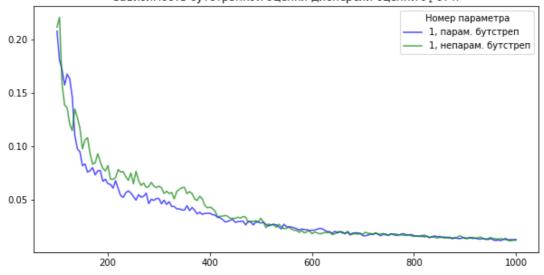


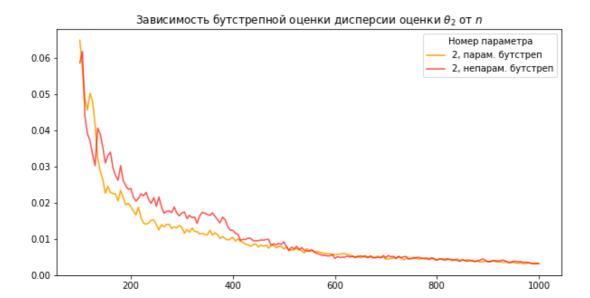




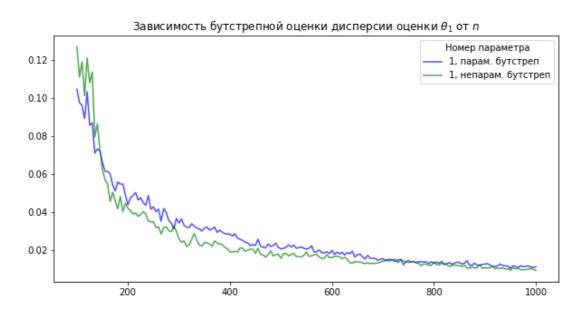
theta = (2, 1)

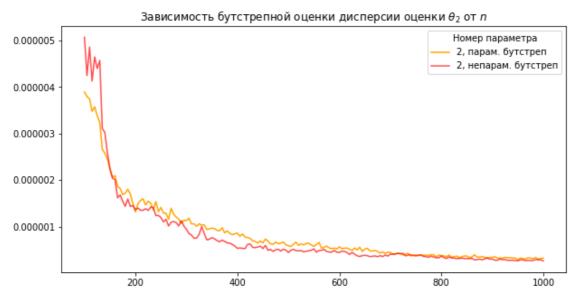






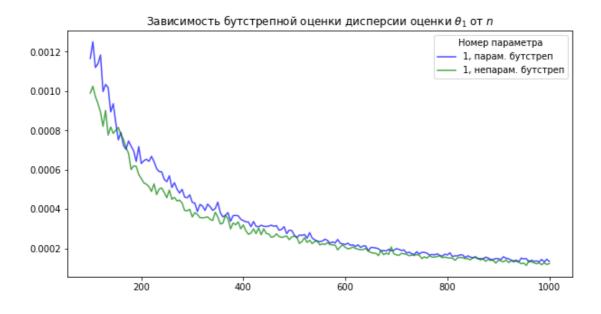
theta = (2, 0.01)

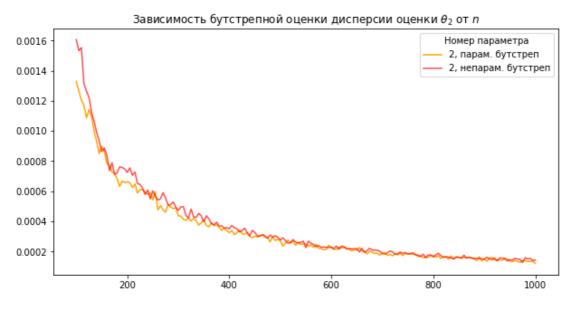




```
a^*=\overline{X}-\sqrt{3\left(\overline{X^2}-\left(\overline{X}
ight)^2
ight)} , b^*=\overline{X}+\sqrt{3\left(\overline{X^2}-\left(\overline{X}
ight)^2
ight)}
```

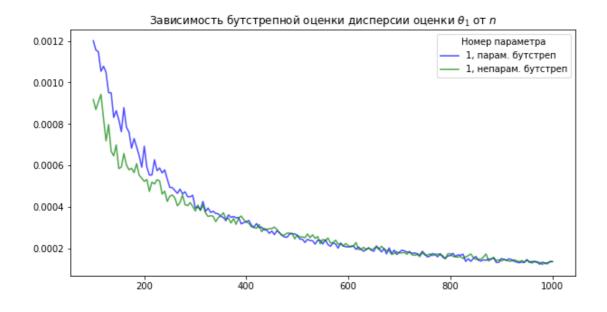
```
theta = (0, 1)
```

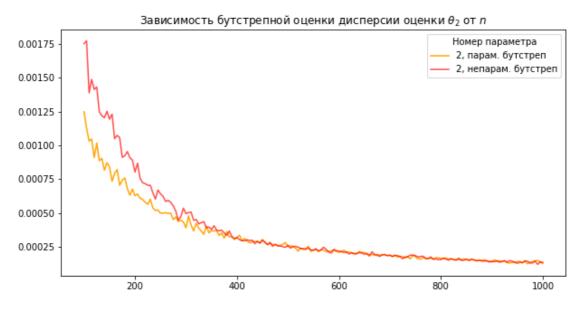


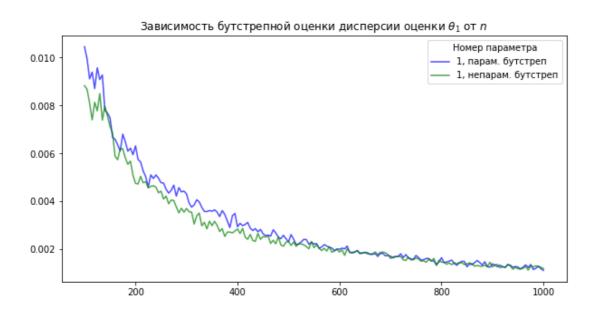


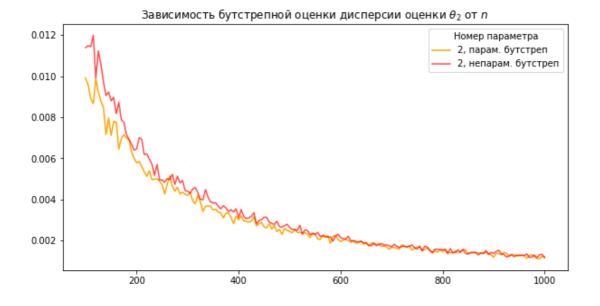
theta =

(5, 8)

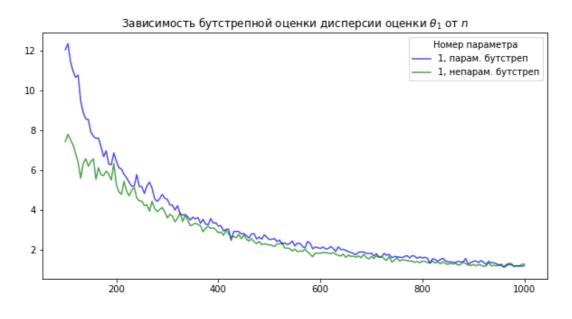


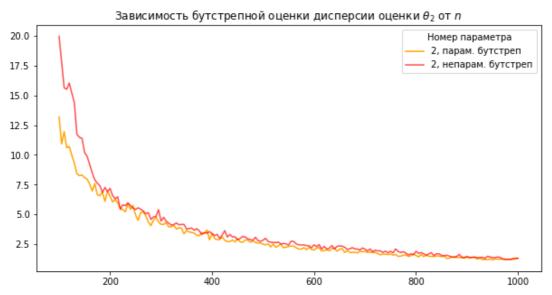






theta = (5, 100)



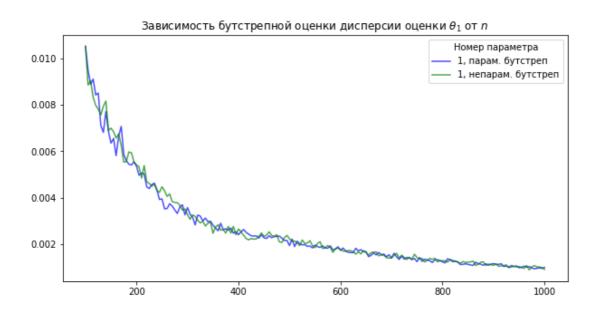


```
\lambda^* = \overline{X}
```

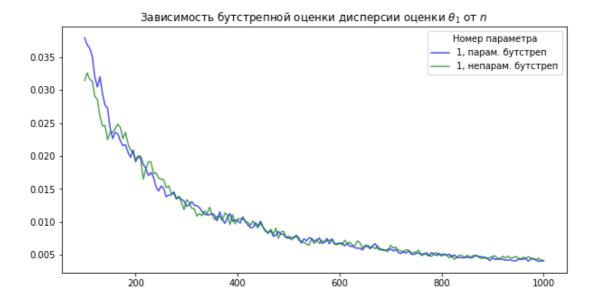
```
poisson_distr = sts.poisson
lambda_func = lambda x: np.mean(x)
params = [1, 4, 7, 11]

for param in params:
    distr = poisson_distr(param)
    sample = distr.rvs(size=N)
    ests = calculate_estimator(sample, lambda_func)
    print('theta = ', param)
    make_bootstrap(poisson_distr, sample, ests, 5, lambda_func)
```

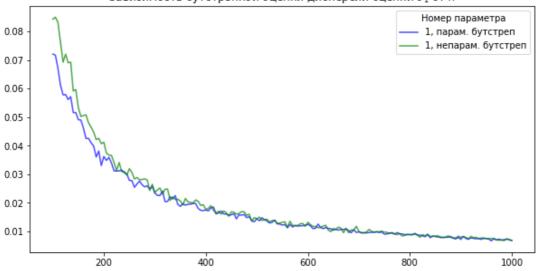
theta = 1



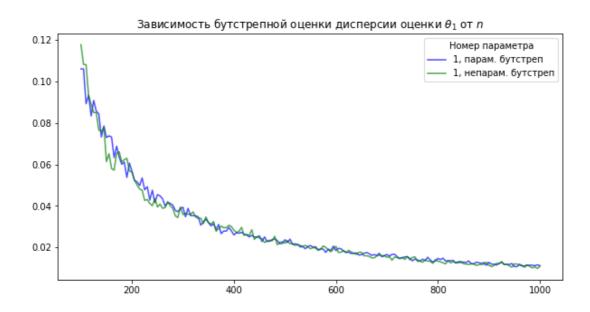
theta = 4



theta = 7



theta = 11



д) $\operatorname{Bin}(m,p)$

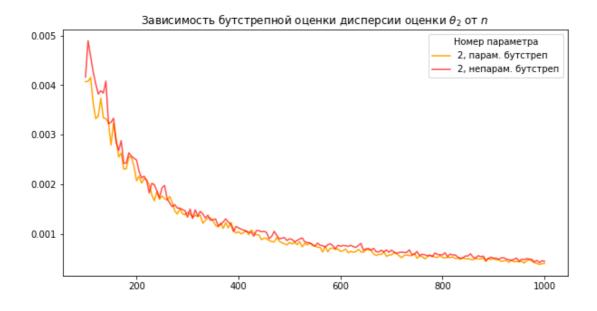
$$m^*=rac{\left(\overline{X}
ight)^2}{\overline{X}+\left(\overline{X}
ight)^2-\overline{X}^2}$$
 , $p^*=rac{\overline{X}+\left(\overline{X}
ight)^2-\overline{X}^2}{\overline{X}}$

```
binom_distr = sts.binom
m_func = lambda x: np.mean(x)**2 / (np.mean(x) + np.mean(x)**2 - np.mean(x**2))
p_func = lambda x: (np.mean(x) + np.mean(x)**2 - np.mean(x**2)) / np.mean(x)
params = [(5, 0.5), (20, 0.5), (20, 0.7), (25, 0.4)]
def parametric_distr(param1, param2):
    # оценка т может получаться нецелой
    return binom_distr(int(round(param1)), param2)

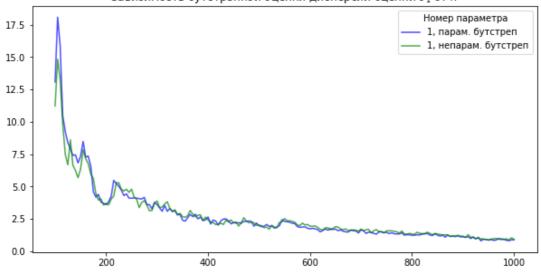
for param in params:
    distr = parametric_distr(param[0], param[1])
    sample = distr.rvs(size=N)
    ests = calculate_estimator(sample, m_func, p_func)
```

```
theta = (5, 0.5)
```

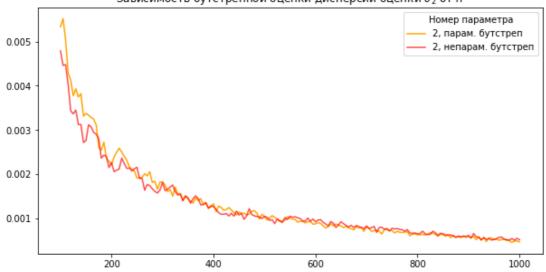




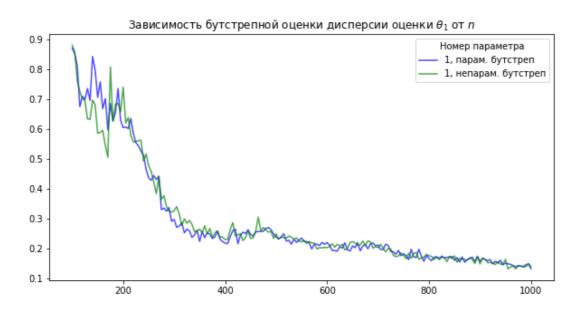
theta = (20, 0.5)

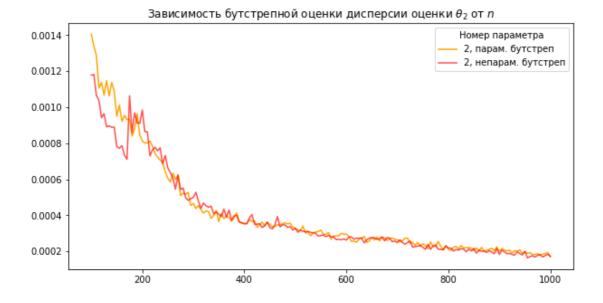


Зависимость бутстрепной оценки дисперсии оценки θ_2 от n

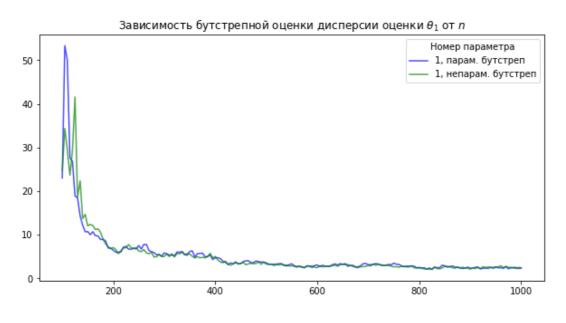


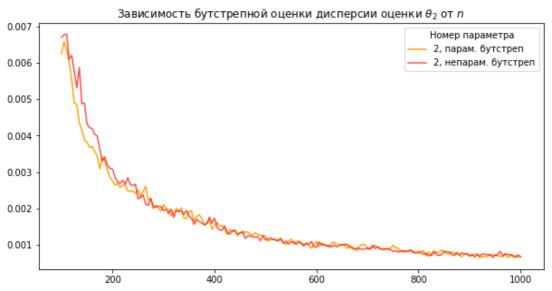
theta = (20, 0.7)





theta = (25, 0.4)





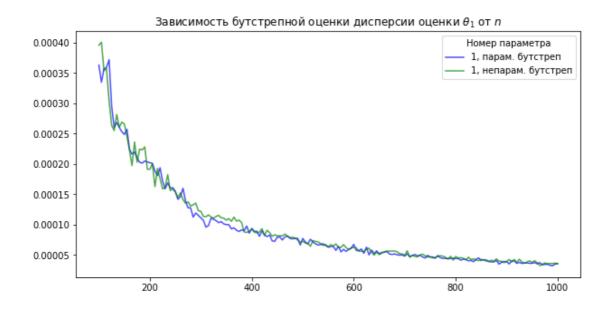
e) Geom(p)

```
p^*=1/\overline{X}
```

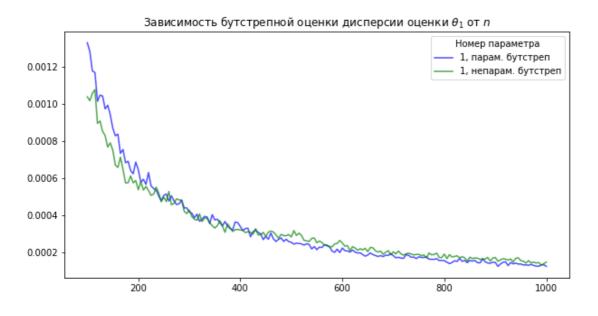
```
geom_distr = sts.geom
p_func = lambda x: 1 / np.mean(x)
params = [0.2, 0.5, 0.8]

for param in params:
    distr = geom_distr(param)
    sample = distr.rvs(size=N)
    ests = calculate_estimator(sample, p_func)
    print('theta = ', param)
    make_bootstrap(geom_distr, sample, ests, 5, p_func)
```

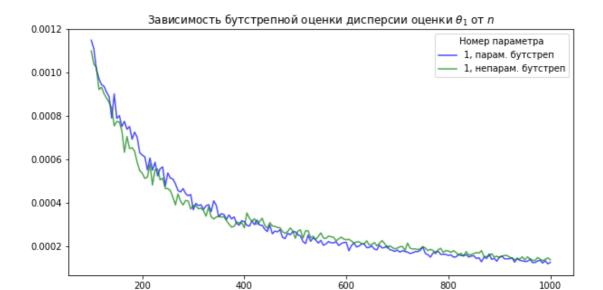
```
theta = 0.2
```







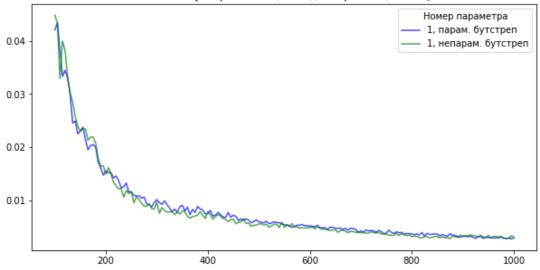
```
theta = 0.8
```



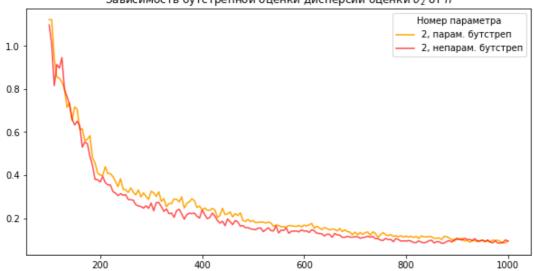
ж) $Beta(\alpha, \beta)$

$$lpha^* = rac{\left(\overline{X}
ight)^2 - \overline{X^2}\overline{X}}{\overline{X^2} - \left(\overline{X}
ight)^2}$$
 , $eta^* = rac{(\overline{X} - \overline{X^2})(1 - \overline{X})}{\overline{X^2} - \left(\overline{X}
ight)^2}$

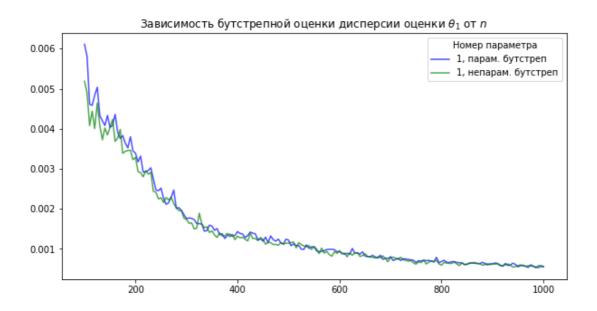
```
theta = (1, 5)
```

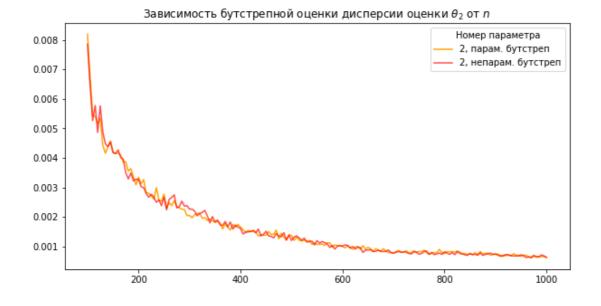




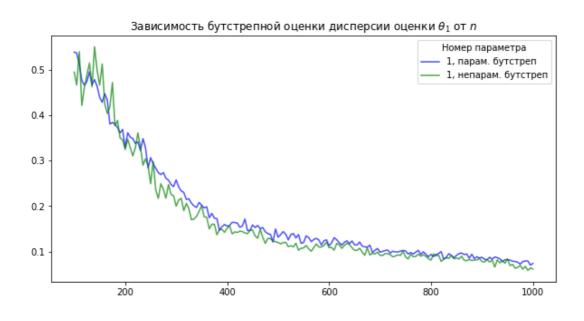


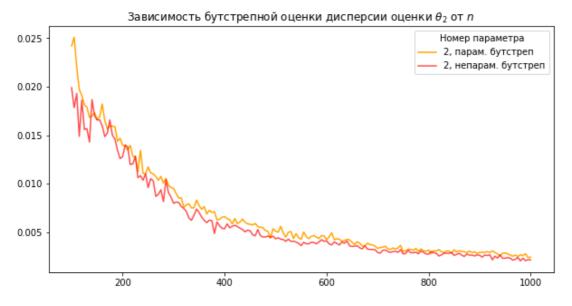
theta = (0.5, 0.5)





theta = (5, 1)





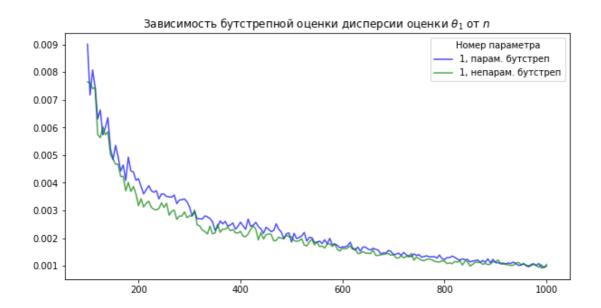
3) $\mathrm{Pareto}(\gamma)$

```
\gamma^* = 1/\overline{\ln(X)}
```

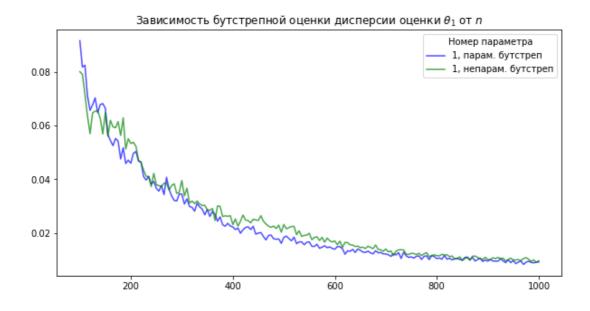
```
pareto_distr = sts.pareto
gamma_func = lambda x: 1 / np.mean(np.log(x))
params = [1, 3, 5]

for param in params:
    distr = pareto_distr(param)
    sample = distr.rvs(size=N)
    ests = calculate_estimator(sample, gamma_func)
    print('theta = ', param)
    make_bootstrap(pareto_distr, sample, ests, 5, gamma_func)
```

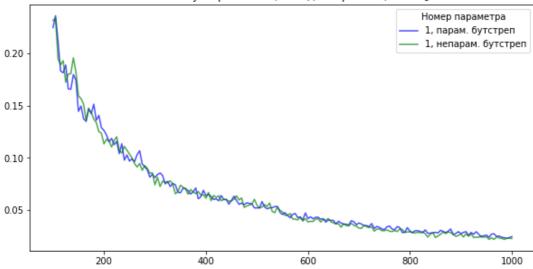
```
theta = 1
```



theta = 3



```
theta = 5
```



и) $Cauchy(\theta)$

$$heta^* = rac{1}{\operatorname{tg}\left(\pi \overline{I(x \in [0,1])}
ight)}$$

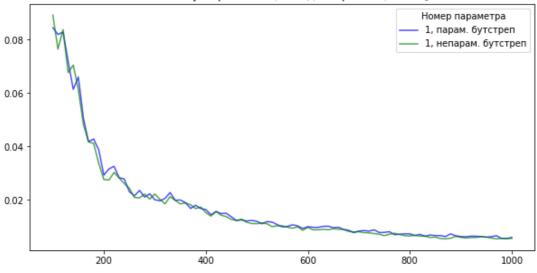
```
cauchy_distr = sts.cauchy
theta_func = lambda x: 1 / np.tan(np.pi * ((x <= 1) & (x >= 0)).sum() / len(x))
params = [0.5, 1, 1.5]

def parametric_distr(param):
    return cauchy_distr(scale=param)

for param in params:
    distr = cauchy_distr(param)
    sample = distr.rvs(size=N)
    ests = calculate_estimator(sample, theta_func)
    print('theta = ', param)
    make_bootstrap(cauchy_distr, sample, ests, 10, theta_func)
```

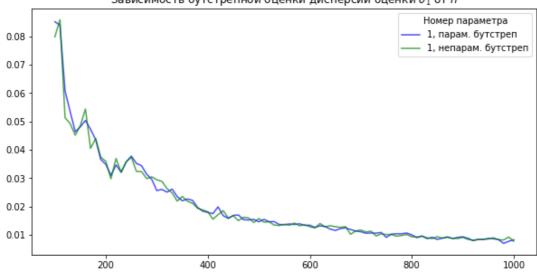
```
theta = 0.5
```

Зависимость бутстрепной оценки дисперсии оценки θ_1 от n



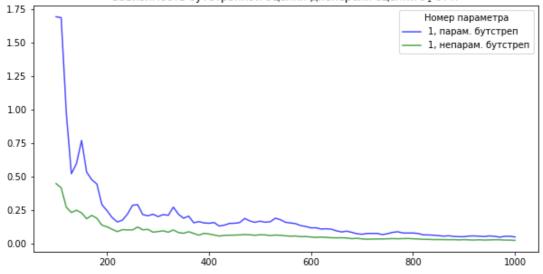
theta = 1





theta = 1.5





3. Вывод.

Для всех рассмотренных распределений наблюдаются одни и те же закономерности. Бутстрепная оценка дисперсии оценки уменьшается с ростом n, и, как правило, зависит от величины значения самой оценки (например, увеличивается при увеличении параметра масштаба), при этом оставаясь в пределе много меньше его. Результаты, полученные параметрическим и непараметрическим методом, совпадают. Дальнейшие свойства бутстрепа станут ясны из 4 задания.