## Task1

#### October 13, 2018

## 1 Нормальное распределение

Создадим выборку размера N для нормального стандартного распределения ( $a=0, \sigma^2=1$ ):

Для всех  $n\leqslant N$  посчитаем значения полученных оценок методом моментов. Для a оценка  $\hat{a}=\overline{X}$ , а для  $\sigma^2$  получили  $\hat{\sigma}^2=\overline{X^2}-\left(\overline{X}\right)^2$ 

Для этого создадим общую для всех функцию, которая будет принимать на вход выборку и функцию, считающую оценку, а возвращать - значение самой оценки для каждого n.

Посчитаем оценки параметров a и  $\sigma$ 

Сгенерируем K = 1000 бутстрепных выборок для каждой оценки параметра a с помощью параметрического бутстрепа. Размер бутстрепной выборки будет равняться размеру исходной выборки, также будем считать для каждого n с шагом в 10. Кроме этого, переменной start будем задавать начало интервала, по которому будем перебирать значения n.

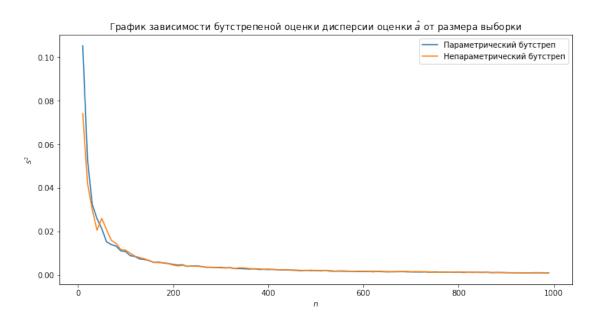
```
In [37]: def GetVarianceParamOfLoc(sample, param_estimators, sigma=1, start):
             s = np.zeros((N - start) // step)
             for n in range(start, N, step):
                 bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                 norm_rv = sts.norm(loc=param_estimators[n], scale=sigma ** 0.5)
                 bootstrap_param_samples = norm_rv.rvs((K, n))
                 for k in range(K):
                     bootstrap_estimators[k] = CountNormEstimatorLoc(bootstrap_param_samples[k])
                 s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                 np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
             return s
In [39]: param_s = GetVarianceParamOfLoc(norm_sample, a_estimators, start=10)
  Аналогично делаем с помощью непараметрического бутстрепа. В данном случае, так
как непараметрический бутсреп не зависит на прямую от распределения, а зависит только
от конкретной выборки, то напишем общую для всех функцию, принимающую выборку и
функцию, считающую оценку параметра
In [40]: def GetVarianceNonparam(sample, CountEstimator, start):
             s = np.zeros((N - start) // step)
             for n in range(start, N, step):
                 bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                 bootstrap_param_samples = np.random.choice(sample[:n], size=(K, n))
                 for k in range(K):
                     bootstrap_estimators[k] = CountEstimator(bootstrap_param_samples[k])
                 s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                 np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
             return s
In [41]: nonparam_s = GetVarianceNonparam(norm_sample, CountNormEstimatorLoc, start=10)
   Создадим функцию, которая будет строить график зависимости бутстрепной оценки
дисперсии от размера выборки при параметрическом и непараметрическом бутстрепе
In [1]: def CreatePlot(param_s, nonparam_s, estimator, start):
            plt.figure(figsize=(12, 6))
            plt.xlabel(r"$n$")
            plt.ylabel(r"$s^2$")
            plt.title("График зависимости бутстрепеной оценки дисперсии оценки " + \
                      estimator +" от размера выборки")
            plt.plot(range(start, N, step), param_s, label="Параметрический бутстреп")
```

plt.legend(loc='best');

plt.plot(range(start, N, step), nonparam\_s, label="Непараметрический бутстреп")

Строим график зависимости бутстрепной оценки дисперсии оценки  $\hat{a}$  от размера выборки

In [44]: CreatePlot(param\_s, nonparam\_s, r"\$\hat{a}\$", start=10)

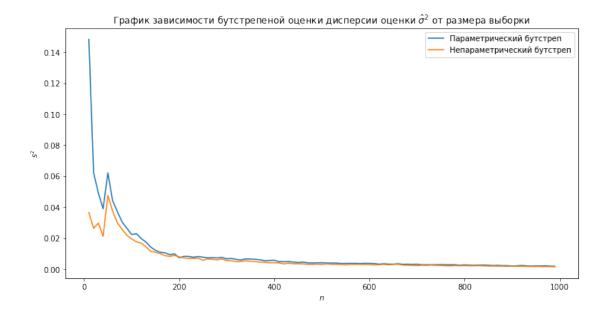


То же самое выполним для оценки параметра  $\theta^2$ 

```
In [45]: def GetVarianceParamOfScale(sample, param_estimators, a=0, start):
    s = np.zeros((N - start) // step)
    for n in range(start, N, step):
        bootstrap_estimators = np.zeros(K)
        norm_rv = sts.norm(loc=a, scale=param_estimators[n] ** 0.5)
        bootstrap_param_samples = norm_rv.rvs((K, n))
        for k in range(K):
            bootstrap_estimators[k] = CountNormEstimatorScale(bootstrap_param_samples[k])
        s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
            np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
        return s

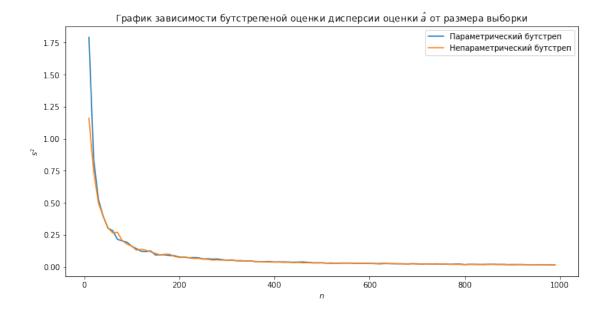
In [50]: param_s = GetVarianceParamOfScale(norm_sample, sigma_estimators, start=10)

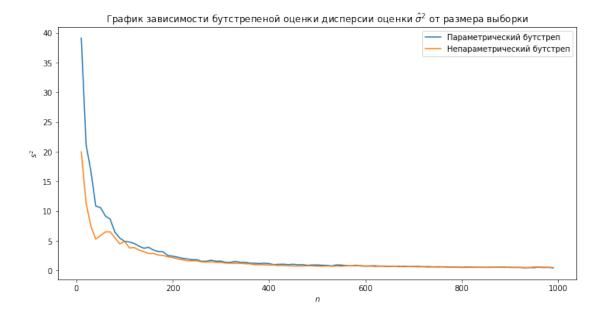
In [51]: nonparam_s = GetVarianceNonparam(norm_sample, CountNormEstimatorScale, start=10)
        CreatePlot(param_s, nonparam_s, r"$\hat{\sigma}^2$", start=10)
```



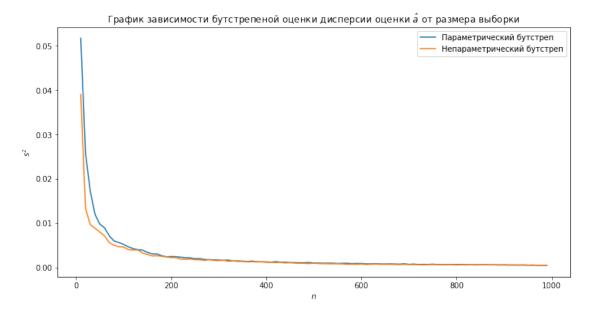
Проделаем то же самое для других значений параметров a и  $\theta^2$ :  $a=5, \sigma^2=16$ 

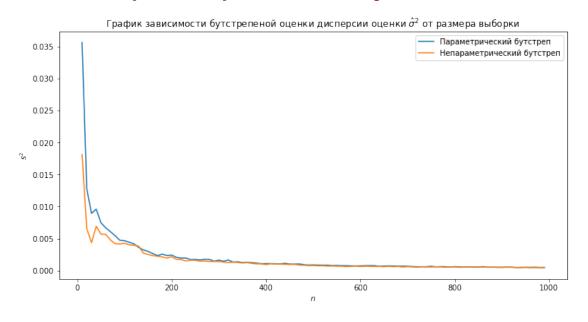
In [52]: a = 5
 sigma = 16





$$a = 15, \, \sigma^2 = 0.5$$





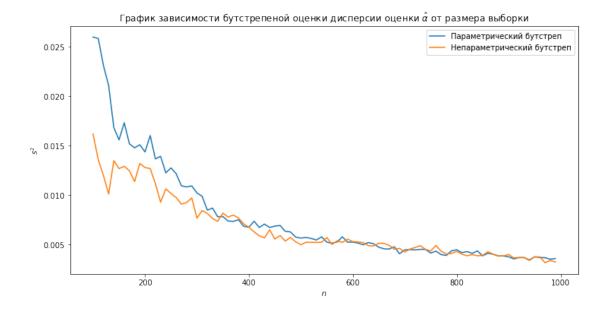
Вывод: Как видно из графиков, бутсрепная оценка дисперсии тем меньше, чем меньше истинное значение дисперсии нормального распределенеия  $\sigma^2$ , причем бустрепная дисперсия оценки значительно меньше истинной. Кроме этого ее значение примерно одинаковое для параметрического и непараметрического бутстрепа, хотя параметрический все равно работает немного хуже. Откуда можно сделать вывод, что оба метода работают достаточно хорошо и можно использовать любой из них. Также, значение бутстрепной оценки дисперсии убывает при увеличении размера выборки, причем уже приблизительно при n=300 ее значение становится очень маленьким и при увеличении выборки почти не меняется.

## 2 Гамма распределение

```
Проведем аналогичные исследования для Гамма распределения с параметрами \alpha и \lambda. Для \alpha
оценка \hat{\alpha} = \frac{\left(\overline{X}\right)^2}{\overline{X^2} - \left(\overline{X}\right)^2}, для \lambda оценка \hat{\lambda} = \frac{\overline{X}}{\overline{X^2} - \left(\overline{X}\right)^2},
In [60]: alpha = 1
          lambd = 0.5
In [61]: gamma_rv = sts.gamma(a=alpha, scale=1/lambd)
          gamma_sample = gamma_rv.rvs(N)
In [62]: def CountGammaEstimatorAlpha(sample):
               return np.mean(sample) ** 2 / (np.mean(sample ** 2) - np.mean(sample) ** 2)
In [63]: def CountGammaEstimatorLambda(sample):
               return np.mean(sample) / (np.mean(sample ** 2) - np.mean(sample) ** 2)
In [64]: alpha_estimators = CountEstimators(gamma_sample, CountGammaEstimatorAlpha)
          lambda_estimators = CountEstimators(gamma_sample, CountGammaEstimatorLambda)
   Найдем бутстрепную оценку дисперсии для а
In [65]: def GetVarianceParamOfAlpha(sample, param_estimators, lambd, start):
               s = np.zeros((N - start) // step)
               for n in range(start, N, step):
                   bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                   gamma_rv = sts.gamma(a=param_estimators[n], scale=1/lambd)
                   bootstrap_param_samples = gamma_rv.rvs((K, n))
                   for k in range(K):
                        bootstrap_estimators[k] = CountGammaEstimatorAlpha(bootstrap_param_samples[
                   s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                   np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
               return s
In [69]: param_s = GetVarianceParamOfAlpha(gamma_sample, alpha_estimators, lambd, start=100)
```

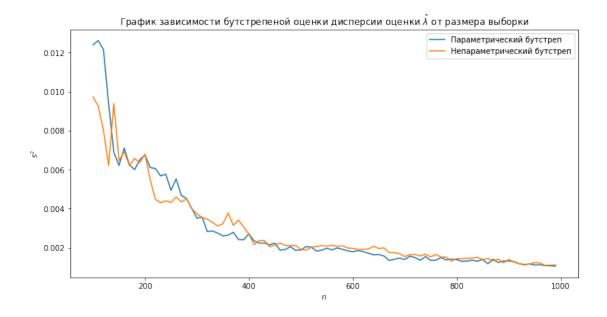
CreatePlot(param\_s, nonparam\_s, r"\hat{\alpha}\\$", start=100)

nonparam\_s = GetVarianceNonparam(gamma\_sample, CountGammaEstimatorAlpha, start=100)



#### Аналогично для $\lambda$

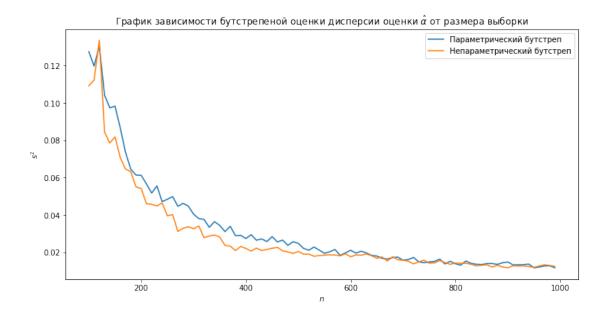
```
In [70]: def GetVarianceParamOfLambda(sample, param_estimators, alpha, start):
    s = np.zeros((N - start) // step)
    for n in range(start, N, step):
        bootstrap_estimators = np.zeros(K)
        gamma_rv = sts.gamma(a=alpha, scale=1/param_estimators[n])
        bootstrap_param_samples = gamma_rv.rvs((K, n))
        for k in range(K):
            bootstrap_estimators[k] = CountGammaEstimatorLambda(bootstrap_param_samples)
        s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
            np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
        return s
```

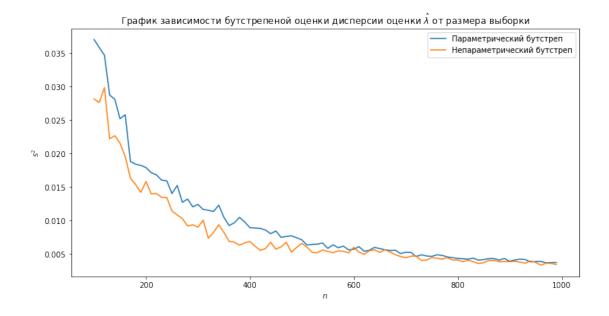


Рассмотрим оценки при других параметрах.

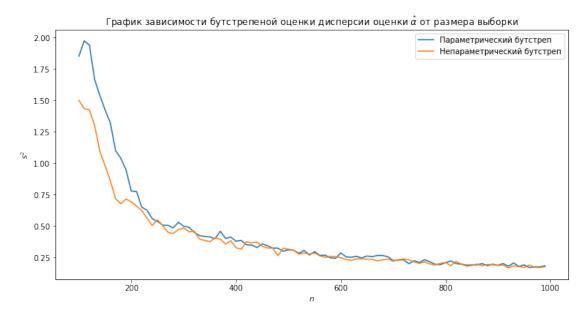
$$\alpha = 2, \lambda = 1$$

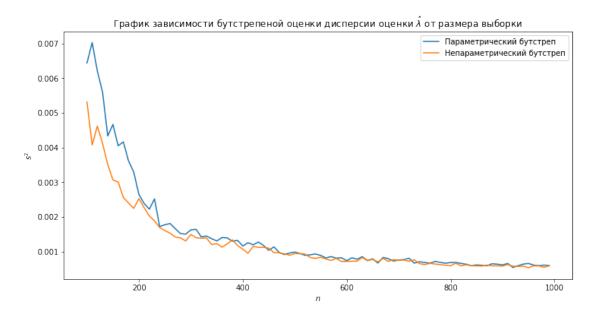
In [72]: alpha = 2 lambd = 1





$$\alpha = 9$$
,  $\lambda = 0.5$ 



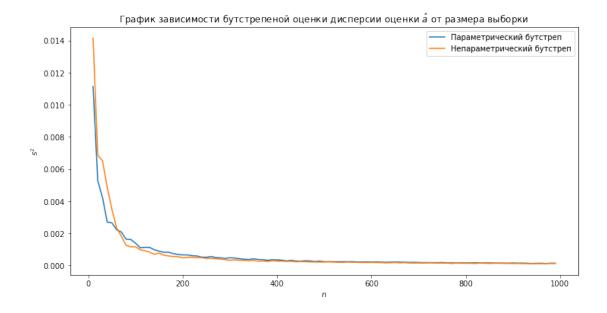


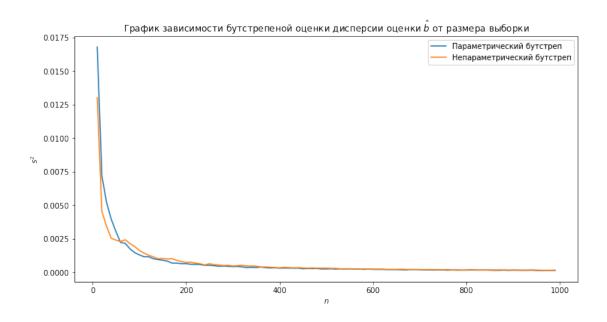
Вывод: Аналогично нормальному распределению, значение  $s^2$  тем больше, чем больше значение оцениваемого параметра, при увеличении размера выборки  $s^2$  уменьшается и стремится к нулю, и для параметрического и непараметрического бутстрепа оценки приблизительно равны. Кроме того, графики были построены начиная с n=100, это связано с тем, что при маленьких размерах выборки дисперсия получается неимоверно большой и мешает изучению графика при большох n.

## 3 Равномерное распределение

```
Для равномерного распределения на отрезке [a,b]. Для a оценка \hat{a}=\overline{X}-\sqrt{3\left(\overline{X^2}-\left(\overline{X}\right)^2\right)},
для b оценка \hat{b} = \overline{X} + \sqrt{3\left(\overline{X^2} - \left(\overline{X}\right)^2\right)}
In [80]: a = 0
         b = 1
In [81]: uniform_rv = sts.uniform(loc=a, scale=b-a)
          uniform_sample = uniform_rv.rvs(N)
In [82]: def CountUniformEstimatorA(sample):
              return np.mean(sample) - (3 * (np.mean(sample ** 2) - np.mean(sample) ** 2)) ** 0.5
In [83]: def CountUniformEstimatorB(sample):
              return np.mean(sample) + (3 * (np.mean(sample ** 2) - np.mean(sample) ** 2)) ** 0.5
In [84]: a_estimators = CountEstimators(uniform_sample, CountUniformEstimatorA)
          b_estimators = CountEstimators(uniform_sample, CountUniformEstimatorB)
In [87]: def GetVarianceParamOfA(sample, param_estimators, b, start):
              s = np.zeros((N - start) // step)
              for n in range(start, N, step):
                   bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                   uniform_rv = sts.uniform(loc=param_estimators[n], scale=b-param_estimators[n])
                   bootstrap_param_samples = uniform_rv.rvs((K, n))
                   for k in range(K):
                       bootstrap_estimators[k] = CountUniformEstimatorA(bootstrap_param_samples[k]
                   s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                   np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
              return s
In [88]: param_s = GetVarianceParamOfA(uniform_sample, a_estimators, b, start=10)
          nonparam_s = GetVarianceNonparam(uniform_sample, CountUniformEstimatorA, start=10)
```

CreatePlot(param\_s, nonparam\_s, r"\$\hat{a}\$", start=10)

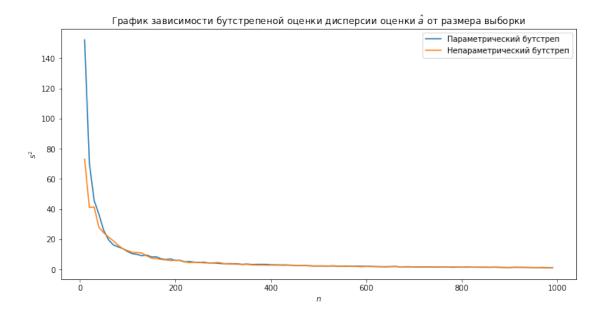


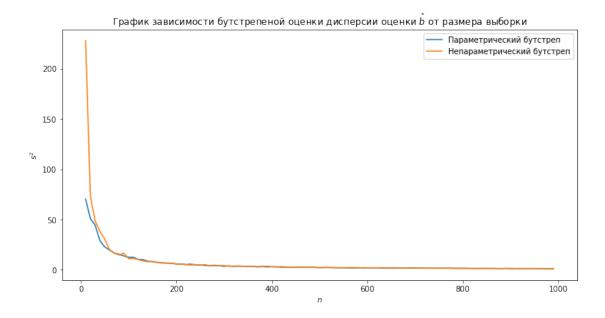


Рассмотрим оценки при других параметрах.

$$a = 5, b = 100$$

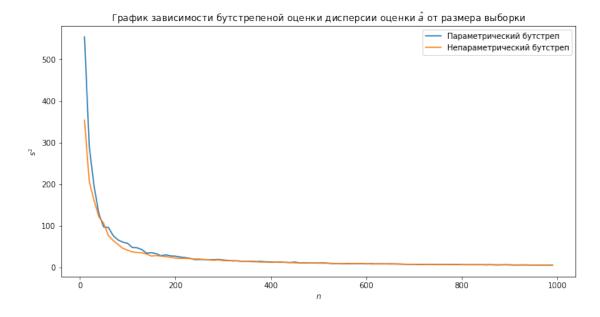
```
In [91]: a = 5
b = 100
```

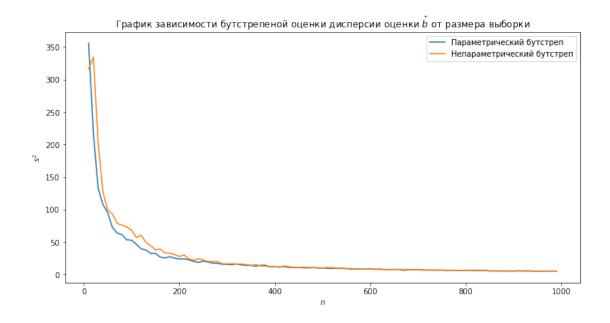




$$a = -100, b = 100$$

In 
$$[95]$$
:  $a = -100$   
 $b = 100$ 



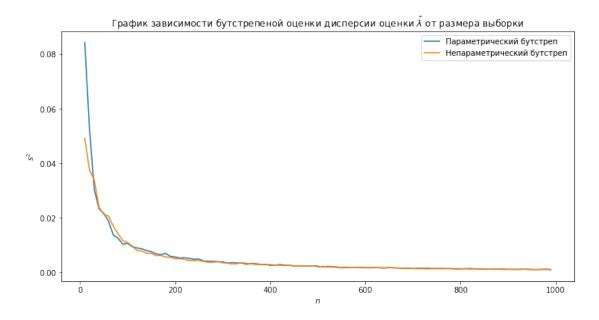


Вывод: В данном примере интересен тот факт, что значения  $s^2$  для параметров a и b примерно равны, это связано с тем, что дисперсия равномерного распределения симметрична относительно a и b и равна  $\frac{(b-a)^2}{12}$ , отсюда получаем, что и бутстрепные оценки дисперсии будут почти одинаковые. Остальные свойства, которые были выполнены для предыдущих оценок, также выполнены.

## 4 Пуассоновское распределение

Для Пуассоновского распределения с параметром  $\lambda$ . Для  $\lambda$  оценка  $\hat{\lambda} = \overline{X}$ .

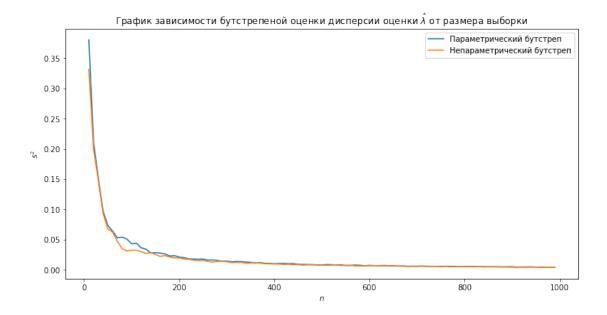
```
s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
    np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
return s
```



Рассмотрим оценки при других параметрах.

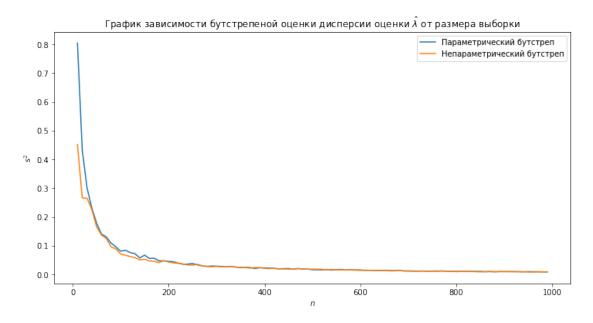
 $\lambda = 4$ 

```
In [105]: lambd_ = 4
```



 $\lambda = 9$ 

In [108]: lambd\_ = 9



Вывод: можно сделать вывод аналогичный предыдущим распределениям.

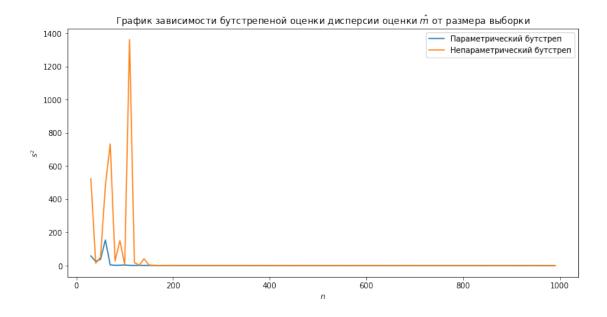
#### 5 Биномиальное распределение

if \_\_name\_\_ == '\_\_main\_\_':

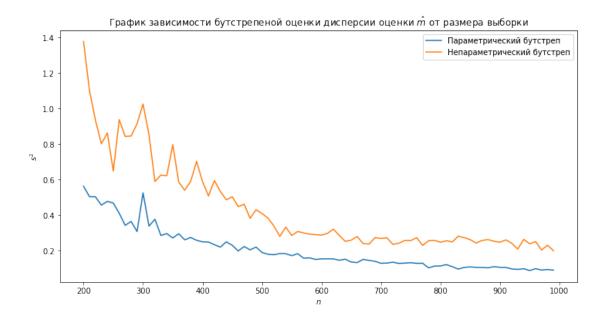
```
Биномиальное распределение с параметрами m и p. Для m оценка \hat{m} = \frac{(\overline{X})^2}{(\overline{X})^2 - \overline{X^2} + \overline{X}}, для p
оценка \hat{p} = \frac{\left(\overline{X}\right)^2 - \overline{X^2} + \overline{X}}{\overline{\nabla}}
In [111]: m = 5
          p = 0.4
In [112]: binom_rv = sts.binom(m, p)
           binom_sample = binom_rv.rvs(N)
In [113]: def CountBinomEstimatorM(sample):
               return np.mean(sample) ** 2 / (np.mean(sample) ** 2 - \
                        np.mean(sample ** 2) + np.mean(sample))
In [114]: def CountBinomEstimatorP(sample):
               return (np.mean(sample) ** 2 - np.mean(sample ** 2) + \
                        np.mean(sample)) / np.mean(sample)
In [115]: m_estimators = CountEstimators(binom_sample, CountBinomEstimatorM)
           p_estimators = CountEstimators(binom_sample, CountBinomEstimatorP)
In [117]: def GetVarianceParamOfM(sample, param_estimators, p, start):
               s = np.zeros((N - start) // step)
               for n in range(start, N, step):
                    bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                    binom_rv = sts.binom(int(param_estimators[n]), p)
                    bootstrap_param_samples = binom_rv.rvs((K, n))
                    for k in range(K):
                        bootstrap_estimators[k] = CountBinomEstimatorM(bootstrap_param_samples[k])
                    s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                    np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
               return s
In [118]: param_s = GetVarianceParamOfM(binom_sample, m_estimators, p, start=10)
           nonparam_s = GetVarianceNonparam(binom_sample, CountBinomEstimatorM, start=10)
           CreatePlot(param_s, nonparam_s, r"$\hat{m}$", start=10)
/home/sava/anaconda3/lib/python3.6/site-packages/ipykernel_launcher.py:2: RuntimeWarning: divide
```

/home/sava/anaconda3/lib/python3.6/site-packages/ipykernel\_launcher.py:9: RuntimeWarning: invali

/home/sava/anaconda3/lib/python3.6/site-packages/ipykernel\_launcher.py:8: RuntimeWarning: invali

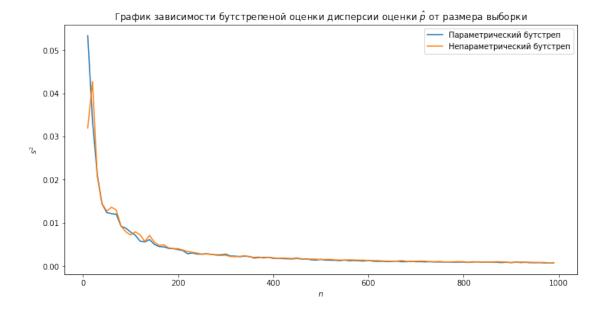


Как можно заметить из графика, при малых размерах выборки происходит деление на ноль в непараметрическом бутстрепе, а также получаются пики. Рассмотрим более подробно график при размерах выборки больше 200.



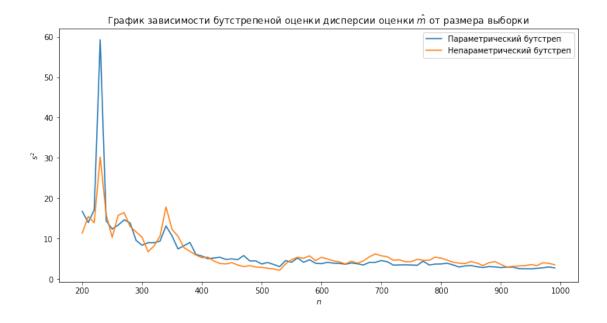
```
In [122]: def GetVarianceParamOfP(sample, param_estimators, m, start):
              s = np.zeros((N - start) // step)
              for n in range(start, N, step):
                  bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                  binom_rv = sts.binom(m, param_estimators[n])
                  bootstrap_param_samples = binom_rv.rvs((K, n))
                  for k in range(K):
                      bootstrap_estimators[k] = CountBinomEstimatorP(bootstrap_param_samples[k])
                  s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                  np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
              return s
In [123]: param_s = GetVarianceParamOfP(binom_sample, p_estimators, m, start=10)
```

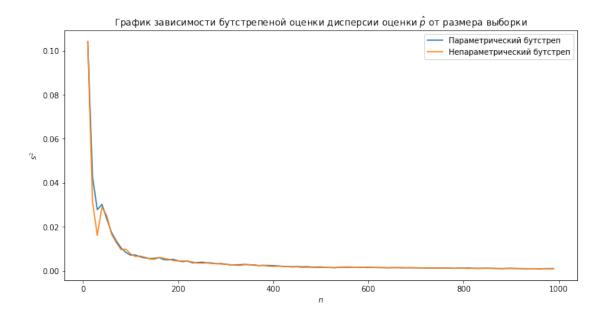
nonparam\_s = GetVarianceNonparam(binom\_sample, CountBinomEstimatorP, start=10) CreatePlot(param\_s, nonparam\_s, r"\$\hat{p}\$", start=10)



Рассмотрим оценки при других параметрах. При оценке параметра m размер выборки будем брать больше 200.

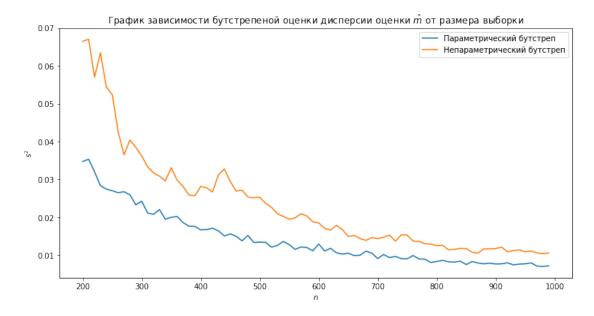
```
m = 15, p = 0.3
In [124]: m = 15
          p = 0.3
In [125]: binom_rv = sts.binom(m, p)
          binom_sample = binom_rv.rvs(N)
          m_estimators = CountEstimators(binom_sample, CountBinomEstimatorM)
          p_estimators = CountEstimators(binom_sample, CountBinomEstimatorP)
In [126]: param_s = GetVarianceParamOfM(binom_sample, m_estimators, p, start=200)
          nonparam_s = GetVarianceNonparam(binom_sample, CountBinomEstimatorM, start=200)
          CreatePlot(param_s, nonparam_s, r"\hat{m}\s", start=200)
```

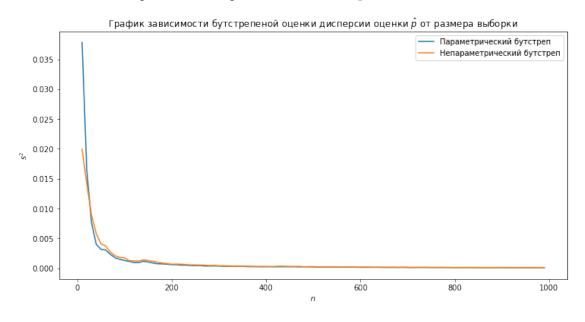




$$m = 8, p = 0.8$$

In [128]: 
$$m = 8$$
  
 $p = 0.8$ 



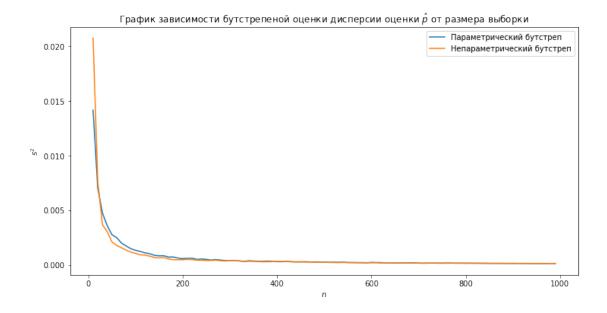


Вывод: Как видно из графиков, бутстреп плохо работает, когда параметр может принимать лишь дискретное число значений (как в случае параметра m), в этом случае при некоторых небольших размерах выборки могут возникать большие значения оценки дисперсии, причем что и в параметрическом, что и в непараметрическом случаях, хотя в большей части параметрический случай лучше, но все равно дает плохие результать. При больших размерах выборки бутстрепная оценка дисперсии все-таки начинает стремиться к нулю, но непараметрический бутстреп все равно оказывается хуже параметрического. Тем не менее для параметра p оба способа бутстрепа дали очень хорошие значения бутстрепной оценки дисперсии, так как параметр p может принимать любое значение на отрезке [0,1].

## 6 Геометрическое распределение

Геометрическое распределение с параметром p. Для p оценка  $\hat{p}=rac{1}{\overline{X}}$ 

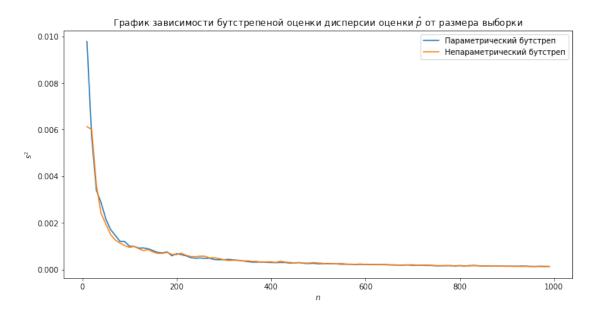
```
In [132]: p = 0.5
In [133]: geom_rv = sts.geom(p)
          geom_sample = geom_rv.rvs(N)
In [134]: def CountGeomEstimator(sample):
              return 1 / np.mean(sample)
In [135]: p_estimators = CountEstimators(geom_sample, CountGeomEstimator)
In [136]: def GetVarianceParamOfPGeom(sample, param_estimators, start):
              s = np.zeros((N - start) // step)
              for n in range(start, N, step):
                  bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                  geom_rv = sts.geom(param_estimators[n])
                  bootstrap_param_samples = geom_rv.rvs((K, n))
                  for k in range(K):
                      bootstrap_estimators[k] = CountGeomEstimator(bootstrap_param_samples[k])
                  s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                  np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
              return s
In [137]: param_s = GetVarianceParamOfPGeom(geom_sample, p_estimators, start=10)
          nonparam_s = GetVarianceNonparam(geom_sample, CountGeomEstimator, start=10)
          CreatePlot(param_s, nonparam_s, r"$\hat{p}$", start=10)
```



Рассмотрим оценки при других параметрах.

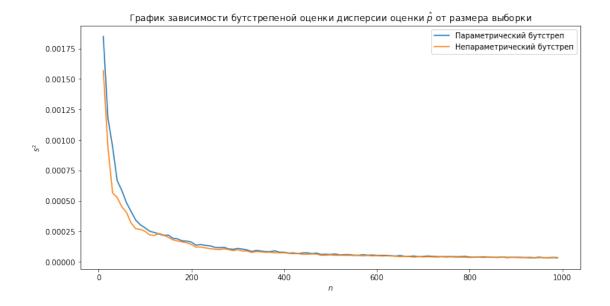
p = 0.8

In [138]: p = 0.8



$$p = 0.2$$

In [141]: p = 0.2



Вывод: Свойства представленные выше, к примеру для нормального распределения, также сохраняются.

## 7 Бета распределение

Бета распределение с параметрами  $\lambda_1$  и  $\lambda_2$ . Для  $\lambda_1$  оценка  $\hat{\lambda_1} = \frac{\overline{X^2} \cdot \overline{X} - \left(\overline{X}\right)^2}{\left(\overline{X}\right)^2 - \overline{X^2}}$ , для  $\lambda_2$  оценка  $\frac{\overline{X^2} \cdot \overline{X} - \left(\overline{X}\right)^2}{\left(\overline{X}\right)^2 - \overline{X^2}}$ , для  $\lambda_2$  оценка

$$\hat{\lambda_2} = \frac{\left(\overline{X^2} - \overline{X}\right)\left(1 - \overline{X}\right)}{\left(\overline{X}\right)^2 - \overline{X^2}}$$

```
In [146]: def CountLambdaOneEstimator(sample):
              return (np.mean(sample ** 2) * np.mean(sample) - \
                       np.mean(sample) ** 2) / (np.mean(sample) ** 2 \
                                                  - np.mean(sample ** 2))
In [147]: def CountLambdaTwoEstimator(sample):
              return (np.mean(sample ** 2) - np.mean(sample)) * \
                       (1 - np.mean(sample)) / (np.mean(sample) ** 2 - \
                                                 np.mean(sample ** 2))
In [148]: lambda_one_estimators = CountEstimators(beta_sample, CountLambdaOneEstimator)
          lambda_two_estimators = CountEstimators(beta_sample, CountLambdaTwoEstimator)
In [149]: def GetVarianceParamOfLambdaOne(sample, param_estimators, lambda_two, start):
              s = np.zeros((N - start) // step)
              for n in range(start, N, step):
                   bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                   beta_rv = sts.beta(param_estimators[n], lambda_two)
                   bootstrap_param_samples = beta_rv.rvs((K, n))
                   for k in range(K):
                       bootstrap_estimators[k] = CountLambdaOneEstimator(bootstrap_param_samples[
                   s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                   np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
              return s
In [150]: param_s = GetVarianceParamOfLambdaOne(beta_sample, lambda_one_estimators,
                                                   lambda_two, start=10)
          nonparam_s = GetVarianceNonparam(beta_sample, CountLambdaOneEstimator, start=10)
          CreatePlot(param_s, nonparam_s, r"$\hat{\lambda_1}$", start=10)
                График зависимости бутстрепеной оценки дисперсии оценки \hat{\lambda_1} от размера выборки
                                                                Параметрический бутстреп
                                                               Непараметрический бутстреп
       3.0
       2.5
       2.0
      1.5
       1.0
       0.5
```

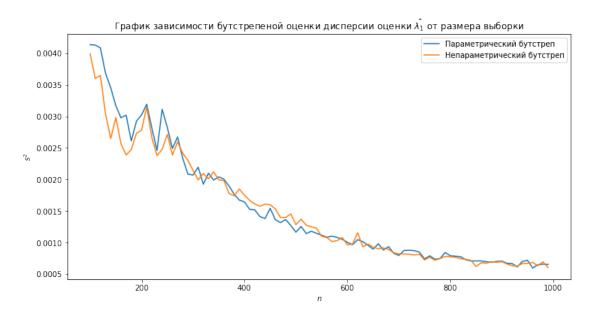
n

1000

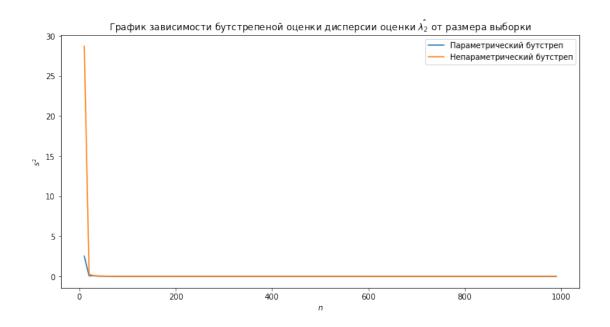
400

0.0

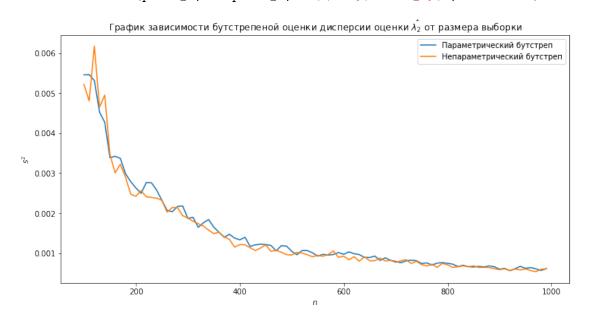
В данном случае имеем, что при очень малых размерах выборки непараметрическая оценка дисперсии ведет себя очень плохо. Рассмотрим более подробно график при размерах выборки больше 100.



CreatePlot(param\_s, nonparam\_s, r"\$\hat{\lambda\_2}\$", start=10)

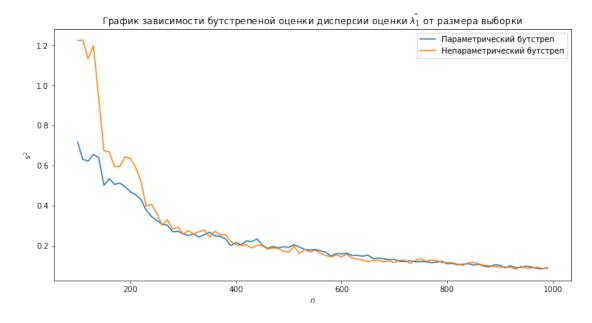


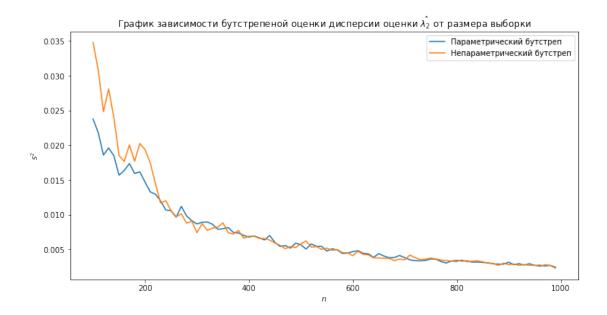
Аналогично параметру  $\lambda_1$  рассмотрим график при больших значениях n



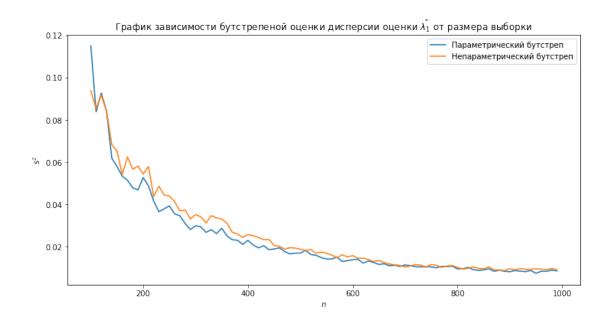
Рассмотрим оценки при других параметрах. Будем строить графики при размерах выборки больших 100, для лучшей наглядности.

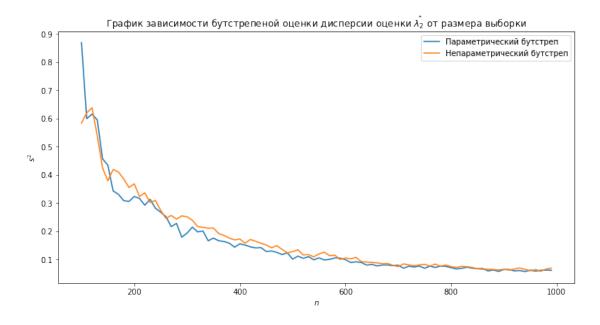
$$\lambda_1 = 5, \, \lambda_2 = 1$$





```
\lambda_1=2,\,\lambda_2=5
```

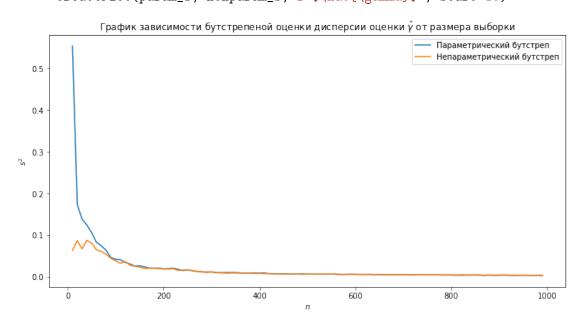




Вывод: В данном распределении бутстрепный метод ведет себя очень плохо при маленьких размерах выборки. Тем не менее, при больших n оценка дисперсии стремится к нулю, причем значения при параметрическом и непараметрическом бутстрепе почти совпадают.

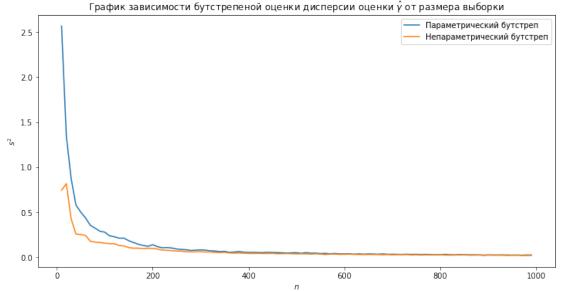
# 8 Распределение Парето

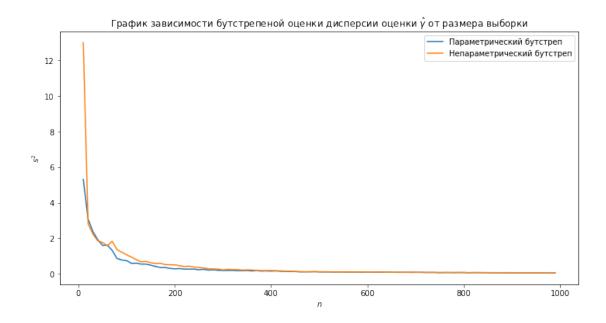
```
Распределение Парето с параметром \gamma. Для \gamma оценка \hat{\gamma} = \frac{1}{\ln X}.
In [164]: gamma = 2
In [165]: pareto_rv = sts.pareto(gamma)
          pareto_sample = pareto_rv.rvs(N)
In [166]: def CountParetoEstimator(sample):
              return 1 / np.mean(np.log(sample))
In [167]: gamma_estimators = CountEstimators(pareto_sample, CountParetoEstimator)
In [168]: def GetVarianceParamOfGamma(sample, param_estimators, start):
              s = np.zeros((N - start) // step)
              for n in range(start, N, step):
                   bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                   pareto_rv = sts.pareto(param_estimators[n])
                   bootstrap_param_samples = pareto_rv.rvs((K, n))
                   for k in range(K):
                       bootstrap_estimators[k] = CountParetoEstimator(bootstrap_param_samples[k])
                   s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                   np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
              return s
In [169]: param_s = GetVarianceParamOfGamma(pareto_sample, gamma_estimators, start=10)
          nonparam_s = GetVarianceNonparam(pareto_sample, CountParetoEstimator, start=10)
          CreatePlot(param_s, nonparam_s, r"$\hat{\gamma}$", start=10)
```



Рассмотрим оценки при других параметрах.

$$\gamma = 5$$





Вывод: Также как и для Бета распределения, при малых n бутстрепная оценка может быть заметно больше, чем при больших размерах выборки, причем как и в параметрическом, так и в непараметрическом бутстрепе.

# 9 Распределение Коши

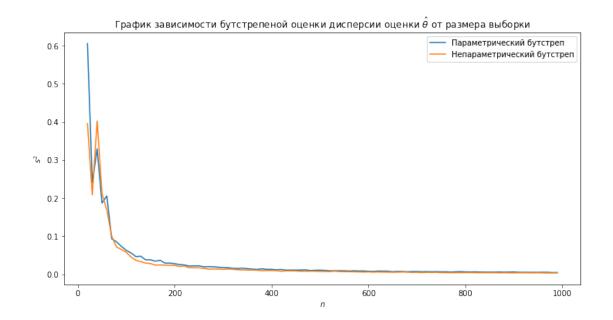
```
Распределение Коши с параметром \theta. Для \theta оценка \hat{\theta} = \frac{1}{tg(\pi \overline{I(x \in [0,1])})}.
```

```
In [227]: theta = 0.5
In [228]: cauchy_rv = sts.cauchy(scale=theta)
          cauchy_sample = cauchy_rv.rvs(N)
In [229]: def CountCauchyEstimator(sample):
              return 1 / np.tan(np.pi * \
                                np.mean([1 if x >= 0 and x <= 1 else 0 for x in sample]))
In [230]: cauchy_estimators = CountEstimators(cauchy_sample, CountCauchyEstimator)
In [231]: def GetVarianceParamOfCauchy(sample, cauchy_estimators, start=10):
              s = np.zeros((N - start) // step)
              for n in range(start, N, step):
                  bootstrap_estimators = np.zeros(K)
                  cauchy_rv = sts.cauchy(cauchy_estimators[n])
                  bootstrap_param_samples = cauchy_rv.rvs((K, n))
                  for k in range(K):
                      bootstrap_estimators[k] = CountCauchyEstimator(bootstrap_param_samples[k])
                  s[(n - start) // step] = np.mean(bootstrap_estimators ** 2) - \
                  np.mean(bootstrap_estimators) ** 2
              return s
```

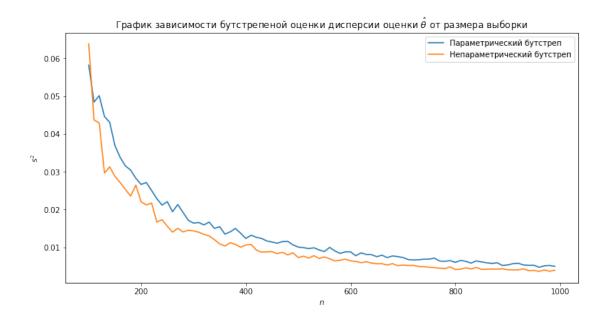
/home/sava/anaconda3/lib/python3.6/site-packages/ipykernel\_launcher.py:2: RuntimeWarning: divided

/home/sava/anaconda3/lib/python3.6/site-packages/ipykernel\_launcher.py:9: RuntimeWarning: invali if \_\_name\_\_ == '\_\_main\_\_':

/home/sava/anaconda3/lib/python3.6/site-packages/ipykernel\_launcher.py:8: RuntimeWarning: invali

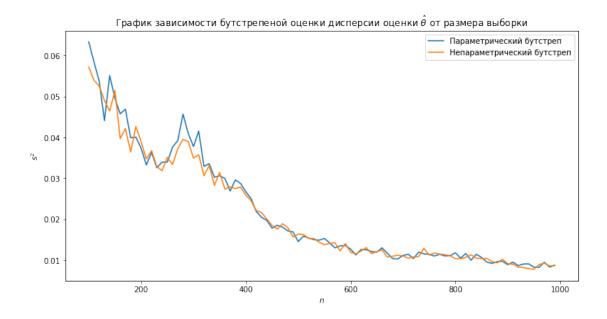


Как можно заметить из графика, при маленьких размерах выборки значений оценки дисперсии значительно больше, также иногда может возникнуть деление на ноль. Поэтому рассмотрим более подробно график при n > 100.



Рассмотрим оценки при других параметрах. Графики будем рисовать начиная с размера выборки равного 100.

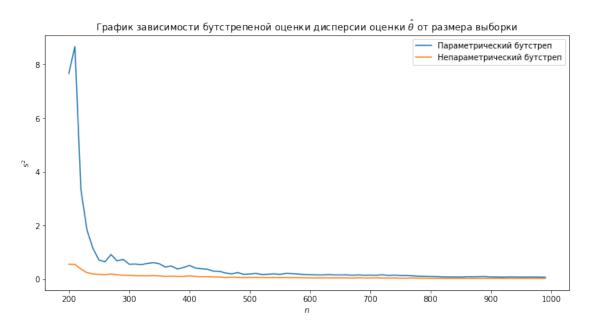
```
\theta = 1
```



 $\theta = 2$ 

In [251]: theta = 2

In [253]: cauchy\_estimators = CountEstimators(cauchy\_sample, CountCauchyEstimator)



Вывод: Оценка дисперсии оценки параметра в распределении Коши ведет себя очень плохо при маленьких n, при чем там часто возникает деление на ноль, пр посчете бутстрепной оценки. А также даже при больших значениях n, если  $\theta$  тоже довольно большое, то параметрический бутстреп ведет себя гораздо хуже непараметрического и очень медленно стремится к нулю.

Общий вывод: Как мы увидели из графиков, для каждого распределения бутстрепная оценка дисперсии оценки параметра стремится к нулю при увеличении рамзера выборки, как для параметрического, так и для непараметрического бутстрепа. Это связано с тем, что количество бутстрепных выборок равно n, то есть увеличивается при увеличении размера выборки. Кроме того, мы увидели, что при некоторых распределениях (Коши, Бета и биномиальное) даже при размерах выборки около ста значение бутстрепной оценки дисперсии может быть очень большим по сравнению с значениями при n > 200. Более того, при размерах выборки меньших десяти, данные бустрепные оценки дисперсии дают огромнейшие значения, так как размер каждого бутстрепа также меньше 10 и соответсвенно дисперсия оказывается довольно большой. Тем не менее оба бутстрепа очень хорошо себя ведут при больших размерах выборки при любом распределении, что связан с большими размерами и бутстрепных выборок.