## СКБ201 Тур Тимофей

Теория вероятности, долгосрочные домашние задания. Вариант 68: дискретное - 3, непрерывное - 5.

3 - Дискретное равномерное 1:  $P(x)= heta^{-1}, x\in\{1,\dots,\theta\}, \, heta=29$ 

Обозначим дискретное распределение в дальнейшем за  $\xi$ 

5 - Треугольное: 
$$f(x)=\left\{egin{array}{ll} \dfrac{2x}{ heta},& ext{если}\,x\in[0, heta] \\ \dfrac{2(1-x)}{1- heta},& ext{если}\,x\in( heta,1],\, heta=0.45 \\ 0,& ext{иначе} \end{array}
ight.$$

Обозначим абсолютно непрерывное распределение в дальнейшем за  $\eta$ 

## Навигация

- Домашнее задание 1
  - Дискретное
    - Задание 1
    - Задание 2
    - Задание 3
  - Абсолютно непрерывное
    - Задание 1
    - Задание 2
    - Задание 3
- Домашнее задание 2
  - Дискретное
    - <u>Задание 1</u>
    - Задание 2
    - Задание 3
    - Задание 4
  - Абсолютно непрерывное
    - Задание 1
    - Задание 2
    - Задание 3
    - Задание 4
- Домашнее задание 3
  - Дискретное
    - Задание 1
    - Задание 2
    - Задание 3
  - Абсолютно непрерывное
    - Задание 1
    - Задание 2
    - Задание 3
- Домашнее задание 4
  - Дискретное
    - Задание 1
    - Задание 2
    - Задание 3
  - Абсолютно непрерывное
    - Задание 1
    - Задание 2
    - Задание 3
- Домашнее задание 5
  - Дискретное
    - Задание 1
    - Задание 2
  - Абсолютно непрерывное
    - Задание 1
    - Задание 2

## Домашнее задание 1

### Дискретное

### Задание 1

### Функция распределения

$$F(n) \stackrel{ ext{def}}{=} P(\xi \leq n) = \sum_{k=1}^n P(\xi = k) = \sum_{k=1}^n heta^{-1} = \underline{n} heta^{-1}$$

### Математическое ожидание

$$M\xi\stackrel{ ext{def}}{=}\sum_{x=1}^{ heta}xP(\xi=x)=\sum_{x=1}^{ heta}x heta^{-1}= heta^{-1}\sum_{x=1}^{ heta}x= heta^{-1}rac{1+ heta}{2} heta=rac{ heta+1}{2}$$

### Дисперсия

$$D\xi \stackrel{ ext{def}}{=} M(\xi - M\xi)^2 = M\xi^2 - (M\xi)^2$$

$$M\xi^2 \stackrel{ ext{def}}{=} \sum_{x=1}^{ heta} x^2 P(\xi=x) = heta^{-1} \sum_{x=1}^{ heta} x^2 = heta^{-1} rac{ heta(1- heta)(1+2 heta)}{6} = rac{(1+ heta)(1+2 heta)}{6}$$

$$\Rightarrow D\xi = M\xi^2 - (M\xi)^2 = \frac{(1+\theta)(1+2\theta)}{6} - (\frac{\theta+1}{2})^2 = \frac{2(1+3\theta+2\theta^2) - 3(1+2\theta+\theta^2)}{12} = \frac{\theta^2-1}{12}$$

### Квантиль уровня $\gamma$

$$P(\xi \leq x_\gamma) \geq \gamma$$
 и  $P(\xi \geq x_\gamma) \geq 1 - \gamma$ 

$$1.\,P(\xi \leq x_\gamma) \geq \gamma \Rightarrow \sum_{k=1}^{x_\gamma} P(\xi=k) \geq \gamma \Leftrightarrow \sum_{k=1}^{x_\gamma} heta^{-1} \geq \gamma \Leftrightarrow x_\gamma heta^{-1} \geq \gamma \Leftrightarrow x_\gamma \geq \gamma heta$$

$$egin{aligned} 2.\,P(\xi\geq x_\gamma)\geq 1-\gamma &\Rightarrow \sum_{k=x_\gamma}^{ heta}P(\xi=k)\geq 1-\gamma \Leftrightarrow \sum_{k=x_\gamma}^{ heta} heta^{-1}\geq 1-\gamma \Leftrightarrow ( heta-x_\gamma+1) heta^{-1}\geq 1-\gamma \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow 1-x_\gamma heta^{-1}+ heta^{-1}\geq 1-\gamma \Leftrightarrow x_\gamma\leq \gamma heta+1 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \underline{\gamma heta \leq x_{\gamma} \leq \gamma heta + 1}$$

#### Задание 2

### Примеры

- 1. Примером события с дискретным равномерным распределением может быть игра "Bingo". Но не вся она, а лишь ее часть. В ней, подобно лото, участникам выдаются цветные листки с числами и маркерами, а ведущий стоит у аппарата, поторый по нажатию кнопки выдает случайный шарик, крутящийся в нем. Шарик имеет цвет и номер, и участники выделяют соответсвующие ячейки на своем листе, пока у них не получатся какая-нибудь соответствующая последовательность. (Лично я увидел эту игру в сериале "Лучше звоните Солу" в первом сезоне). Чтобы эта модель была применима к нашему распределению, игру следует упростить: На листке всего 1 номер и мячики не имеют цвета. Тогда шанс появления какого-то мячика будет равен  $\frac{1}{\text{количество мячиков} = \theta} = \theta^{-1}$ , и, соответственно шанс выигрыша какого-то игрока тоже равен  $\theta^{-1}$ .
- 2. Подбрасывание монетки с числами на ее сторонах "1" и "2". Вероятность выпадения каждой равна  $\frac{1}{\text{количество сторон}} = \frac{1}{2}$ , что соответствует  $\theta = 2$ .
- 3. Любые стандартные игральные кости (d4, d6, d8, d10, d12, d20...)

#### Соотношения

- 1. Из примера 2 следует соотношение  $U( heta=2)=B(1,rac{1}{2})$  .
- 2. Если выбрать некоторое  $k_i\in\{1,\ldots,\theta\}$  за 1 некоторой функции g, а остальные элементы из  $\{1,\ldots,\theta\}$  принять за 0 (g определена на  $\{1,\ldots,\theta\}$ ), то  $g(U(\theta))=B(1,\frac{1}{\theta})$  .
- 3. Тогда, через отслеживание множества функций g, определенных выше, и их значений, то из  $G(g_1(U(\theta)),\dots,g_n(U(\theta)))$  можно построить  $B(n,\frac{1}{\theta})$  .
- 4. Множеством таких G по n можно определить геометрическое распределение. (но на самом деле на третьем соотношении можно было закончить, так как оно связывается с остальными через него, а значит уже не напрямую)

### Задание 3

Поделим отрезок [0,1] на сегменты равные  $\theta^{-1}$ . Их будет в точности  $\theta$  штук, а выборка определяется вхождением в какой из последовательных отрезков получилось у случайной величины:  $\Box u$  - сгенерированная равномерно распределенная величина на отрезке [0,1], тогда x определяется по формуле  $(x-1)\theta^{-1} \le u < x\theta^{-1}$ 

```
In [1]: import numpy as np

def generate_xi(theta=29):
    rng = np.random.default_rng()
    u = rng.uniform()
    for k in range(1, theta + 1):
        if (k - 1) / theta <= u < k / theta:
            return k</pre>
```

## Абсолютно непрерывное

#### Задание 1

### Функция распределения

$$F(x) \stackrel{ ext{def}}{=} \int_{\mathbb{R}} f(x) = \left\{ egin{array}{ll} \int_0^x rac{2t}{ heta} dt, & ext{если} \, x < 0 \ \int_0^{ heta} rac{2t}{ heta} dt + \int_{ heta}^x rac{2(1-t)}{1- heta} dt, & ext{если} \, x \in [0, heta] \ \int_0^{ heta} rac{2t}{ heta} dt + \int_{ heta}^1 rac{2(1-t)}{1- heta} dt, & ext{если} \, x > 1 \ \end{array} 
ight.$$

$$\left(1
ight)\int_{0}^{x}rac{2t}{ heta}dt=rac{1}{ heta}\int_{0}^{x}2tdt=rac{1}{ heta}t^{2}\Big|_{0}^{x}=rac{1}{ heta}x^{2}$$

$$2) \int_{0}^{\theta} \frac{2t}{\theta} dt + \int_{\theta}^{x} \frac{2(1-t)}{1-\theta} dt = \theta + \frac{2}{1-\theta} \int_{\theta}^{x} (1-t) dt = \theta + \frac{2}{1-\theta} (t - \frac{1}{2}t^{2}) \Big|_{\theta}^{x} = \theta + \frac{2}{1-\theta} (x - \frac{1}{2}x^{2} - \theta + \frac{1}{2}\theta^{2}) = \theta + \frac{1}{1-\theta} (2x - x^{2} - 2\theta + \theta^{2}) = \theta + \frac{1}{1-\theta} (2x - x^{2} - \theta)$$

$$3) \int_0^\theta \frac{2t}{\theta} dt + \int_\theta^1 \frac{2(1-t)}{1-\theta} = \frac{1}{1-\theta} (2-1-\theta) = \frac{1-\theta}{1-\theta} = 1$$

$$F(x)=\left\{egin{array}{ll} 0,& ext{если}\,x<0\ rac{1}{ heta}x^2,& ext{если}\,x\in[0, heta]\ rac{1}{1- heta}(2x-x^2- heta),& ext{если}\,x\in( heta,1]\ 1,& ext{если}\,x>1 \end{array}
ight.$$

#### Математическое ожидание

$$\begin{split} M\eta &\stackrel{\text{def}}{=} \int_{\mathbb{R}} f(x)x dx = \int_{0}^{\theta} \frac{2x}{\theta} x dx + \int_{\theta}^{1} \frac{2(1-x)}{1-\theta} x dx = \frac{2}{\theta} \int_{0}^{\theta} x^{2} dx + \frac{2}{1-\theta} \int_{\theta}^{1} (x-x^{2}) dx = \\ &= \frac{2}{3\theta} x^{3} \Big|_{0}^{\theta} + \frac{2}{1-\theta} (\frac{1}{2}x^{2} - \frac{1}{3}x^{3}) \Big|_{\theta}^{1} = \frac{2}{3\theta} \theta^{3} + \frac{2}{1-\theta} (\frac{1}{2} - \frac{1}{3} - \frac{1}{2}\theta^{2} + \frac{1}{3}\theta^{3}) = \\ &= \frac{2}{3}\theta^{2} + \frac{2}{1-\theta} (\frac{1}{6} + \frac{2\theta^{3} - 3\theta^{2}}{6}) = \frac{2\theta^{2}}{3} + \frac{2\theta^{3} - 3\theta^{2} + 1}{3(1-\theta)} = \frac{2\theta^{2} - 2\theta^{3} + 2\theta^{3} - 3\theta^{2} + 1}{3(1-\theta)} = \\ &= \frac{1-\theta^{2}}{3(1-\theta)} = \frac{1+\theta}{3} \end{split}$$

### Дисперсия

$$D\eta \stackrel{ ext{def}}{=} M(\eta - M\eta)^2 = M\eta^2 - (M\eta)^2$$

$$\begin{split} M\eta^2 &\stackrel{\text{def}}{=} \int_{\mathbb{R}} f(x) x^2 dx = \int_0^\theta \frac{2x}{\theta} x^2 dx + \int_\theta^1 \frac{2(1-x)}{1-\theta} x^2 dx = \frac{2}{\theta} \int_0^\theta x^3 dx + \frac{2}{1-\theta} \int_\theta^1 (x^2 - x^3) dx = \\ &= \frac{1}{2\theta} x^4 \Big|_0^\theta + \frac{2}{1-\theta} (\frac{1}{3} x^3 - \frac{1}{4} x^4) \Big|_\theta^1 = \frac{1}{2\theta} \theta^4 + \frac{2}{1-\theta} (\frac{1}{3} - \frac{1}{4} - \frac{1}{3} \theta^3 + \frac{1}{4} \theta^4) = \\ &= \frac{1}{2} \theta^3 + \frac{2}{1-\theta} (\frac{1}{12} + \frac{3\theta^4 - 4\theta^3}{12}) = \frac{1}{2} \theta^3 + \frac{1}{6(1-\theta)} (3\theta^4 - 4\theta^3 + 1) = \\ &= \frac{1}{6(1-\theta)} (3\theta^4 - 4\theta^3 + 1 + 3\theta^3 - 3\theta^4) = \frac{1}{6(1-\theta)} (1-\theta^3) = \frac{1+\theta + \theta^2}{6} \\ \Rightarrow D\eta = M\eta^2 - (M\eta)^2 = \frac{1+\theta + \theta^2}{6} - (\frac{1+\theta}{3})^2 = \frac{3(1+\theta + \theta^2) - 2(1+2\theta + \theta^2)}{18} = \frac{1-\theta + \theta^2}{18} \end{split}$$

### Квантиль уровня $\gamma$

$$F(x_\gamma)=\gamma\Rightarrow \left\{egin{array}{ll} x_\gamma=0, & ext{если}\,\gamma<0 \ rac{1}{ heta}x_\gamma^2=\gamma, & ext{если}\,\gamma\in[0, heta] \ rac{1}{1- heta}(2x_\gamma-x_\gamma^2- heta)=\gamma, & ext{если}\,\gamma\in( heta,1] \ x_\gamma=1, & ext{если}\,\gamma>1 \end{array}
ight.$$

$$(1) \ rac{1}{ heta} x_{\gamma}^2 \geq \gamma \Leftrightarrow x_{\gamma} \geq \sqrt{ heta \gamma} \Rightarrow x_{\gamma} = \sqrt{ heta \gamma}$$

$$egin{aligned} 2) \, rac{1}{1- heta}(2x_{\gamma}-x_{\gamma}^2- heta) &\geq \gamma \Rightarrow rac{1}{1- heta}(2x_{\gamma}-x_{\gamma}^2- heta) = \gamma \Leftrightarrow -x_{\gamma}^2+2x_{\gamma}- heta = (1- heta)\gamma \Leftrightarrow \ &\Leftrightarrow -x_{\gamma}^2+2x_{\gamma}- heta-\gamma+ heta\gamma = 0 \Rightarrow \ &\Rightarrow D = 4-4( heta+\gamma- heta\gamma) = 4(1- heta-\gamma+ heta\gamma) \Rightarrow \ &\Rightarrow x_{\gamma} = rac{-2\pm2\sqrt{1- heta-\gamma+ heta\gamma}}{-2} = 1\pm\sqrt{1- heta-\gamma+ heta\gamma}. \ &x_{\gamma} \in [ heta,1] \Rightarrow x_{\gamma} = 1-\sqrt{1- heta-\gamma+ heta\gamma} \end{aligned}$$

$$x_{\gamma}=0,$$
 если  $\gamma<0$   $ext{ } x_{\gamma}=\left\{egin{array}{ll} \sqrt{ heta\gamma}, & ext{ } ext{ }$ 

#### Задание 2

### Примеры

Треугольное распределение на практике используется часто, потому что оно имеет минимум, максимум и пик, что делает его уже достаточным к реальности распределением, так еще и оно очень простое по своей математике и применению. Конкретно в приведенной формуле распределение ограничено 0 и 1 и имеет пик в  $\theta$ , а в обычных случаях оно позволяет посчитать предполагаемую прибыль какого-то ресторана, просто делая предположение о минимуме, максимуме и наиболее вероятном значении при помощи анализа полученного распределения (например через математическое ожидание).

#### Соотношения

Треугольное распределение с параметром  $\theta=\frac{1}{2}$  равно  $\frac{U_1+U_2}{2}$ , где  $U_1$  и  $U_2$  - независимые равномерное случайное распределение от 0 до 1. Пусть  $T=\frac{U_1+U_2}{2}$ , тогда при  $x\in[0,\frac{1}{2}]$  имеем  $\{T\leq x\}=\{U_1+U_2\leq 2x\}=\{U_1\leq 2x-U_2\}$ , что в точности трегольник с катетами 2x, а значит его площадь равна  $2x^2$ . При  $x\in[\frac{1}{2},1]$  же будем иметь  $\{T>x\}=\{U_1+U_2>2x\}=\{U_1>2x-U_2\}$ , что трегольник с катетами 2-2x=2(1-x) и площадью  $2(1-x)^2$ , а значит область  $\{T\leq x\}$  имеет площать  $1-2(1-x)^2$ . При x<0 событие  $\{U_1+U_2\leq 2x\}$  не выполняется никогда, при x>1 событие  $\{U_1+U_2\leq 2x\}$  выполняется всегда. Это в конечном итоге дает распределение, которое в точности совпадает с треугольным распределением с параметром  $\theta=\frac{1}{2}$ :

$$F(x) = egin{cases} 0, & ext{если}\,x < 0 \ 2x^2, & ext{если}\,x \in [0,rac{1}{2}] \ 1 - 2(1-x)^2, & ext{если}\,x \in (rac{1}{2},1] \ 1, & ext{если}\,x > 1 \end{cases}$$

### Задание 3

Чтобы построить выборку от равномерного случайного распределения требуется найти  $F^{-1}(u)$ , что мы фактически искали, вычисляя квантиль уровня  $\gamma$ . Чем я и воспользуюсь, описав код ниже.

```
In [2]: import numpy as np
def generate_eta(theta=0.45):
    rng = np.random.default_rng()
    u = rng.uniform()
    if u <= theta: return (theta*u)**0.5
    return 1-(1-theta-u+theta*u)**0.5</pre>
```

## Домашнее задание 2

**Предупреждение:** выполнение кода без файлов "sample\_xi.pkl" и "sample\_eta.pkl" сгенерирует новые выборки и сохранит их прямо у вас. Чтобы такого не было, либо загрузите уже готовые выборки, либо немного модифицируйте код (уберите сериализацию и раскомменьте строку прямо над ней).

### Дискретное

Задание 1

```
In [3]: # Здесь допустимо использование функций генераторов, указанных ранее
        # theta задана в каждой функции генератора параметром по умолчанию
        # потому отдельное упоминание не требуется
        n = [5, 10, 100, 200, 400, 600, 800, 1000]
        #sample xi = [[np.sort(np.array([generate xi() for i in range(j)]))
                     for i in range(5)] for j in n]
        # BEGIN сериализация
        import os, pickle
        if 'sample xi.pkl' in os.listdir():
            with open('sample xi.pkl', 'rb') as f:
                sample xi = pickle.load(f)
        else:
            sample xi = [[np.sort(np.array([generate xi() for i in range(j)]))
                          for i in range(5)] for j in n]
            with open('sample xi.pkl', 'wb') as f:
                pickle.dump(sample xi, f)
        # END сериализация
        # демонстрация первых выборок
        for i in range(len(n)):
            print('Пример сгенерированной выборки длины %d:'%n[i], end=' ')
            print(*sample xi[i][0])
            print('-'*10)
```

Пример сгенерированной выборки длины 5: 9 9 10 18 24

\_\_\_\_\_

Пример сгенерированной выборки длины 10: 7 10 14 18 19 20 20 21 26 28

-----

Пример сгенерированной выборки длины 100: 1 1 1 1 1 1 2 2 2 2 2 3 3 3 3 3 4 4 4 4 4 5 5 5 5 5 5 5 6 6 6 6 6 7 7 8 8 8 8 10 10 11 11 11 11 11 11 12 12 12 12 13 13 13 13 13 14 14 15 15 15 16 16 17 18 18 18 18 19 19 20 20 20 20 21 21 21 22 22 22 23 23 23 24 24 24 24 24 25 25 26 26 26 26 26 27 27 27 28 28 28 29 29

-----

\_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_

25 25 25 25 25 25 25 25 25 26 26 26 26 26 26 26 26 26 26 26 27 27 27 27 27 27 27 29 29 29 29 29

-----

29 29 29 29 29

-----

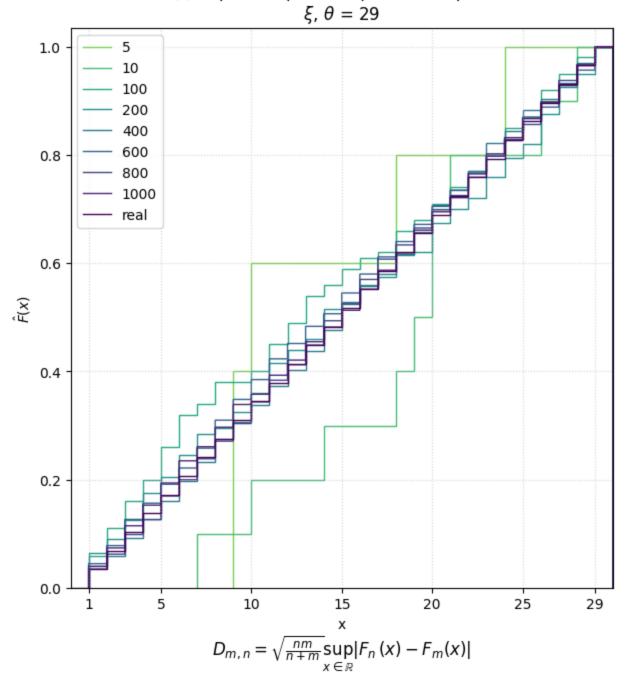
29 29 29 29 29 29 29 29 29 29 29 29

-----

```
In [4]: def xi distr(sample, x):
             res = 0
             for i in sample:
                 if i <= x:
                     res += 1
             return res / len(sample)
         def xi distr real(x: int, theta=29):
             return x / theta
         X \text{ realxi} = \text{np.arange}(1-1, 29+1+1)
         Y realxi = xi distr real(X realxi)
         Yxi = [[[np.array(xi distr(sample xi[k][j], x))]  for x in sample xi[k][j]]
                           for j in range(5)] for k in range(len(n))]
         def xi Dmn(Yn, Ym, Xn, Xm):
             n = len(Xn)
             m = len(Xm)
             Xn = np.concatenate([[0], Xn, [30]])
             Xm = np.concatenate([[0], Xm, [30]])
             Yn = np.concatenate([[0], Yn, [1]])
             Ym = np.concatenate([[0], Ym, [1]])
             if m>n:
                 m, n = n, m
                 Xm, Xn = Xn, Xm
                 Ym, Yn = Yn, Ym
             res = 0
             for i in range (1, n+1):
                 j=0
                 while not (Xm[j] <= Xn[i] < Xm[j+1]):</pre>
                     j += 1
                 d = abs(Yn[i]-Ym[j])
                 if d>res: res = d
             return (n*m/(n+m)) **0.5*res
         diffsxi = np.array([[[(xi Dmn(Yxi[i][k], Yxi[j][k],
                                        sample xi[i][k], sample xi[j][k]))
                                for i in range(len(n))] for j in range(len(n))]
                              for k in range(5)
         diffsxi demo = np.array([[[('%.2f' % diffsxi[k][j][i]) for i in range(len(n))]
                                      for j in range(len(n))] for k in range(5)])
```

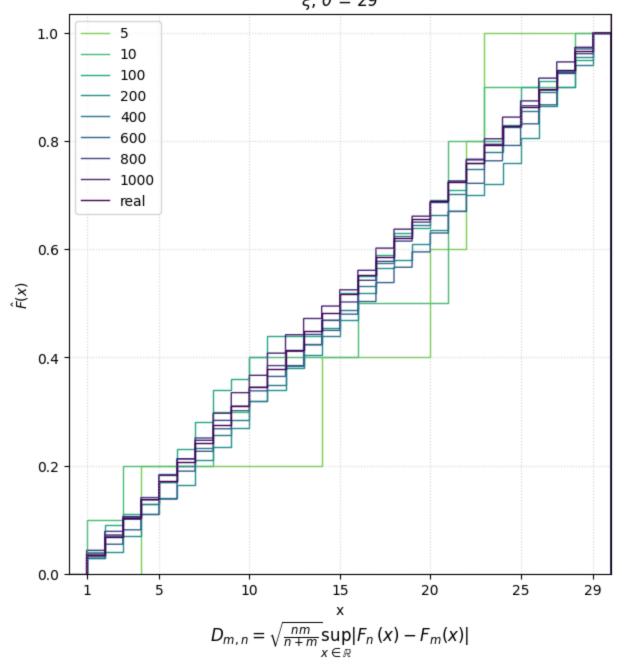
```
In [5]: from matplotlib import pyplot as plt
        colors = ['#7bd152', '#45be71', '#25a885', '#21908c',
                  '#2b798e', '#355f8d', '#414486', '#482574']
        # graph[0]
        fig, ax = plt.subplots(2,1, figsize=(7,12), height ratios = [2,1])
        for i in range(8):
            ax[0].stairs(Yxi[i][0], np.append(sample xi[i][0], 30), color = colors[i])
        ax[0].stairs(Y realxi, np.append(X realxi, 30), color = '#440154')
        ax[0].set(xticks = [1]+list(range(5,26,5))+[29], xmargin = 0, ymargin = 0,
                  xlabel = 'x', ylabel = r'$\hat{F}(x)$',
                  title = 'Дискретное равномерное, выборка 1 \n$\xi , \\,\\theta$ = 29')
        ax[0].legend([*n, 'real'], loc='upper left')
        ax[0].grid(True, alpha = 0.5, ls='dotted')
        ax[1].table(cellText = diffsxi demo[0], rowLabels=n, colLabels=n,
                    loc='center').scale(1, 1.5)
        ax[1].set axis off()
        ax[1].set title(r'$D {m,n}=\sqrt{nm}{n+m}}\sup {x\in {R}}$'+
                        r'$|F n(x)-F m(x)|$');
```

## Дискретное равномерное, выборка 1



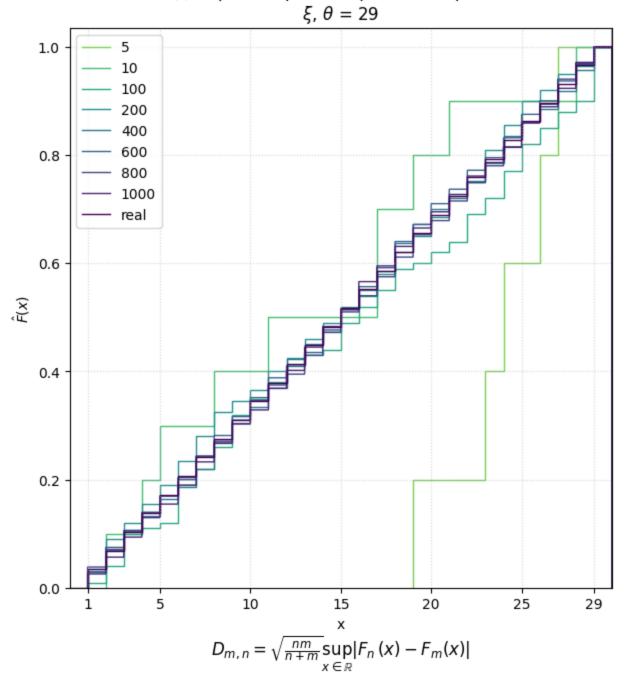
	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	0.83	0.65	0.61	0.69	0.60	0.66
10	0.73	0.00	1.03	0.85	0.87	0.98	0.97	0.90
100	0.83	1.03	0.00	0.69	1.10	0.91	1.13	0.81
200	0.65	0.85	0.69	0.00	0.72	0.63	0.62	0.61
400	0.61	0.87	1.10	0.72	0.00	0.79	0.45	0.63
600	0.69	0.98	0.91	0.63	0.79	0.00	0.83	0.62
800	0.60	0.97	1.13	0.62	0.45	0.83	0.00	0.74
1000	0.66	0.90	0.81	0.61	0.63	0.62	0.74	0.00

# Дискретное равномерное, выборка 2 $\xi,\, heta = 29$



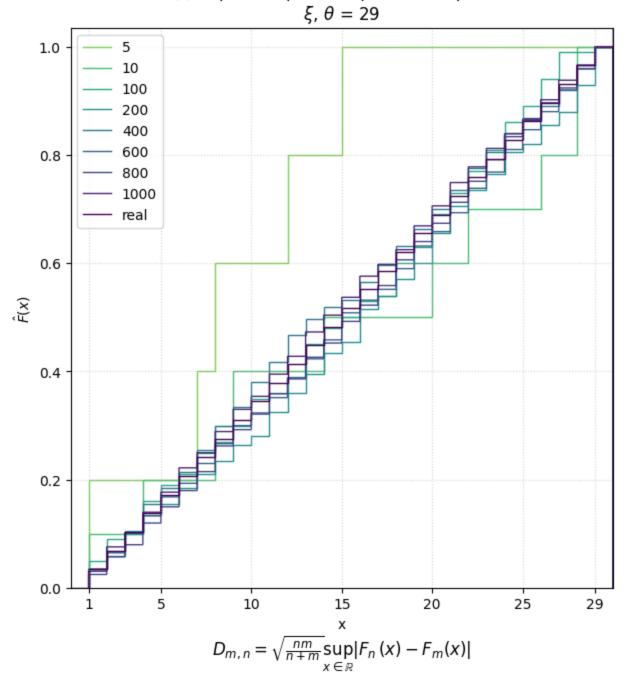
	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.37	0.52	0.62	0.54	0.53	0.56	0.61
10	0.37	0.00	0.57	0.56	0.51	0.43	0.59	0.59
100	0.52	0.57	0.00	0.86	0.80	0.69	0.53	0.41
200	0.62	0.56	0.86	0.00	0.75	0.53	0.93	1.08
400	0.54	0.51	0.80	0.75	0.00	0.90	0.57	0.98
600	0.53	0.43	0.69	0.53	0.90	0.00	1.04	1.36
800	0.56	0.59	0.53	0.93	0.57	1.04	0.00	0.65
1000	0.61	0.59	0.41	1.08	0.98	1.36	0.65	0.00

## Дискретное равномерное, выборка 3



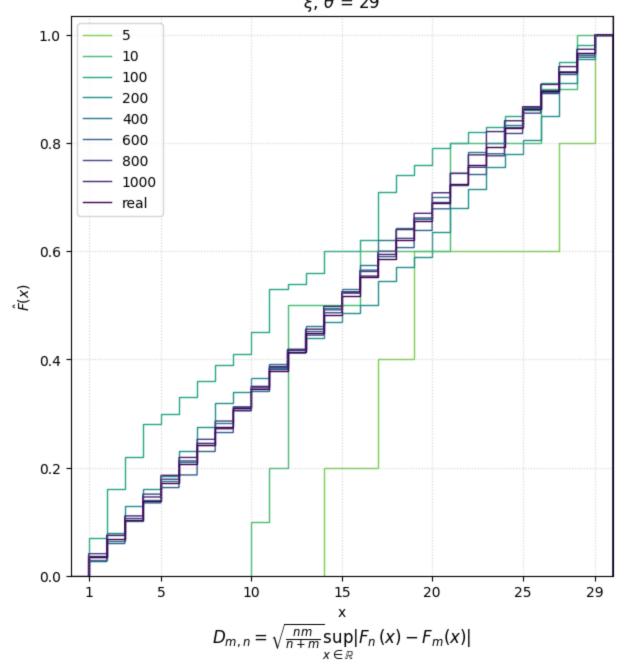
	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	1.28	1.29	1.37	1.42	1.43	1.36	1.41
10	1.28	0.00	0.78	0.54	0.56	0.51	0.58	0.54
100	1.29	0.78	0.00	0.73	0.72	0.89	0.71	0.83
200	1.37	0.54	0.73	0.00	0.69	0.53	0.68	0.74
400	1.42	0.56	0.72	0.69	0.00	0.36	0.45	0.35
600	1.43	0.51	0.89	0.53	0.36	0.00	0.58	0.44
800	1.36	0.58	0.71	0.68	0.45	0.58	0.00	0.55
1000	1.41	0.54	0.83	0.74	0.35	0.44	0.55	0.00

## Дискретное равномерное, выборка 4



	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	1.09	1.20	1.04	1.09	1.13	1.03
10	0.73	0.00	0.57	0.42	0.52	0.46	0.51	0.53
100	1.09	0.57	0.00	0.90	0.69	0.65	0.62	0.55
200	1.20	0.42	0.90	0.00	1.24	0.65	0.55	1.06
400	1.04	0.52	0.69	1.24	0.00	1.23	1.33	0.67
600	1.09	0.46	0.65	0.65	1.23	0.00	0.44	1.08
800	1.13	0.51	0.62	0.55	1.33	0.44	0.00	1.13
1000	1.03	0.53	0.55	1.06	0.67	1.08	1.13	0.00

# Дискретное равномерное, выборка 5 $\xi,\, heta = 29$



	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.91	1.22	0.97	1.03	1.01	0.99	1.02
10	0.91	0.00	1.24	1.05	0.98	0.96	0.98	0.96
100	1.22	1.24	0.00	1.39	1.25	1.34	1.40	1.36
200	0.97	1.05	1.39	0.00	0.87	0.80	0.90	1.03
400	1.03	0.98	1.25	0.87	0.00	0.63	0.45	0.44
600	1.01	0.96	1.34	0.80	0.63	0.00	0.48	0.79
800	0.99	0.98	1.40	0.90	0.45	0.48	0.00	0.94
1000	1.02	0.96	1.36	1.03	0.44	0.79	0.94	0.00

### Задание 3

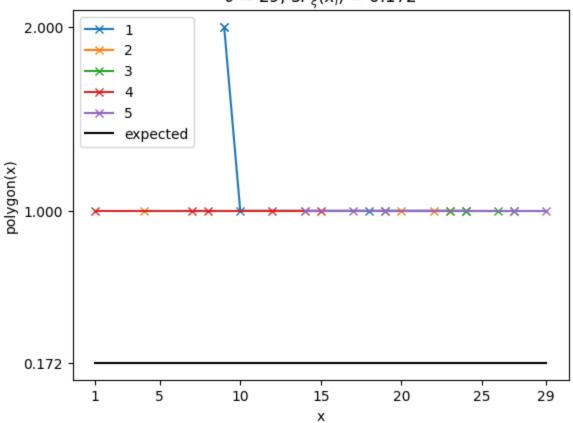
Чтобы сравнить график полигона частот и график функции вероятности нужно в идеале изобразить один на другом, при этом как-то правильно их друг с другом соотнести, чтобы они правильно наложились друг на друга. Здесь я попробую подвести график вероятности к графику полигона частот (то есть второй останется неизменным, а первый будет домножен). Чтобы вычислить коэффициент домножения рассмотрим  $\hat{F}(x)$ :

 $\hat{F}(x)=rac{1}{n}\sum_{i=1}^n I(x_i\leq x)\Rightarrow \hat{P}(x_i)=\hat{F}(x_i)-\hat{F}(x_{i-1})=rac{1}{n}k\,I(x_i=x_i)=rac{k}{n}$ , где k - частота встречаемости элемента в выборке.

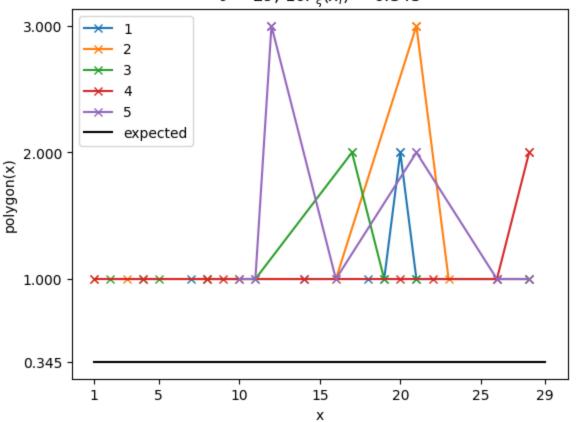
 $\Rightarrow$  при  $n \to \infty$   $\hat{P}(x_i) \to P(x_i) \Rightarrow P(x_i) = \frac{k}{n} \Rightarrow k = nP(x_i)$  при  $n \to \infty$ , что значит, что график вероятности подводим к полигону частот через домножение на количество элементов в выборке.

```
In [10]: def xi pilygon(sample, x):
             return np.count nonzero(sample==x)
         def min t(samples):
             res = samples[0][0]
             for i in samples:
                 t = min(i)
                 if t < res: res = t</pre>
             return res
         def max t(samples):
             res = samples[0][0]
             for i in samples:
                 t = max(i)
                 if t > res: res = t
             return res
         Y polxi = [[np.array([xi pilygon(sample xi[k][j], sample xi[k][j][i])
                               for i in range(n[k])])
                     for j in range(5)] for k in range(len(n))]
         y_limsxi = np.array([[min_t(j), max_t(j)] for j in Y polxi])
         posibilityxi = np.full((1000), 1/29)
```

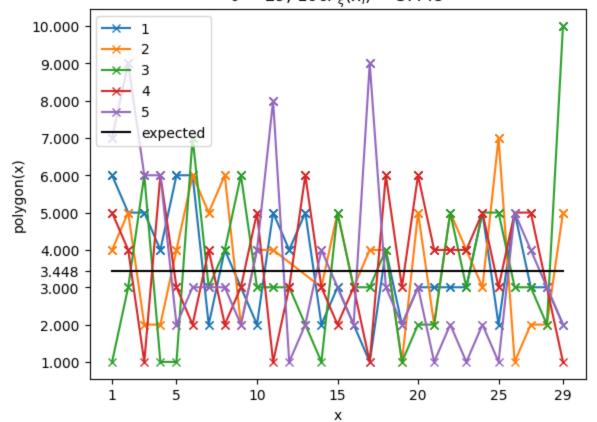
## Полигон выборки длины 5 $\theta = 29$ , $5P_{\xi}(x_i) = 0.172$



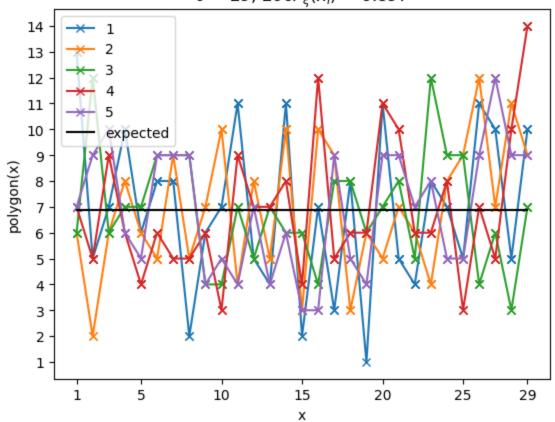
## Полигон выборки длины 10 $\theta = 29$ , $10P_{\xi}(x_i) = 0.345$



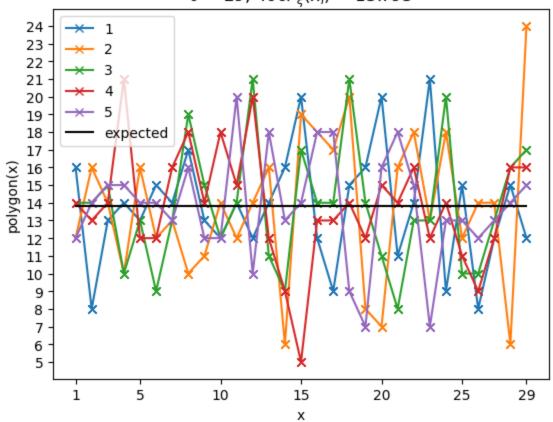
## Полигон выборки длины 100 $\theta = 29$ , $100P_{\xi}(x_i) = 3.448$



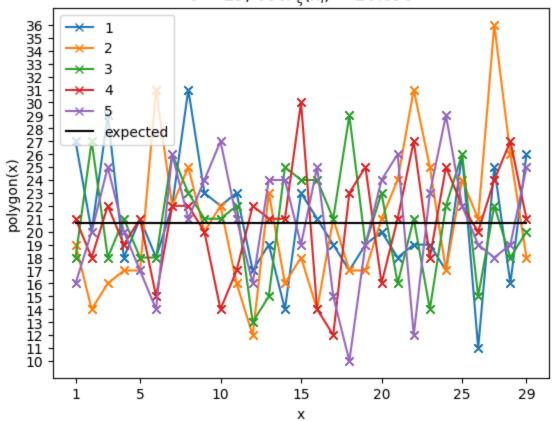
## Полигон выборки длины 200 $\theta = 29$ , $200P_{\xi}(x_i) = 6.897$



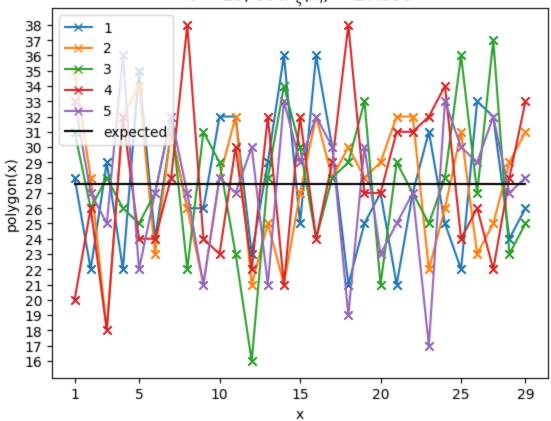
## Полигон выборки длины 400 $\theta = 29$ , $400P_{\xi}(x_i) = 13.793$



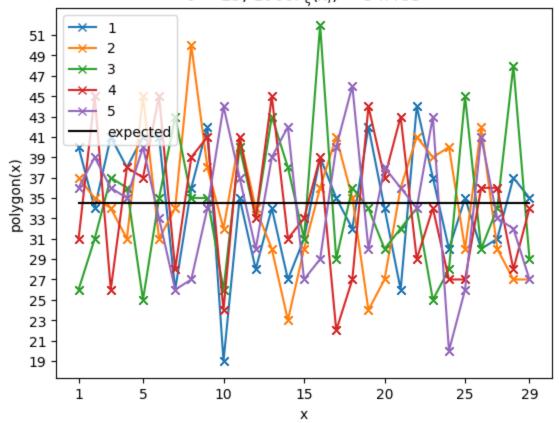
## Полигон выборки длины 600 $\theta = 29$ , $600P_{\xi}(x_i) = 20.690$



## Полигон выборки длины 800 $\theta = 29, 800 P_{\xi}(x_i) = 27.586$



## Полигон выборки длины 1000 $\theta = 29$ , $1000P_{\varepsilon}(x_i) = 34.483$



По полигону частот и графику домноженной вероятности можно заметить, что встречаемость возможных значений распределения держится вокруг вероятности каждого из них, и с увеличением числа элементов выборки эту закономерность наблюдать становится легче. Это наблюдение соответствует теореме о схождении эмперической вероятности к математической (в курсе лекций это теорема о функциях распределения, но вероятность из этого следует). Конечно, у нас мог произойти случай, когда все элементы выборки попали в 1, но шанс этого в силу построения равен  $29^{-1000}$ , так что дополнительный разброс в виде 5 выборок на каждое указанное количество элементов создает общую картину, которая со стремлением n к бесконечности, устремит полигон частот к домноженному графику вероятности. Также следует заметить, что на графиках в 5 и 10 элементов выборки домноженная вероятность даже не близка к частотам. Это, во-первых, еще раз подтверждает теорему, а во-вторых, домноженная вероятность сильно меньше единицы, что еще больше мешает приближению.

Для начала следует продемонстрировать выборочные средние и выборочные дисперсии, чтобы дать большее придставление о числах, с которыми идет работа. Благо их не так много.

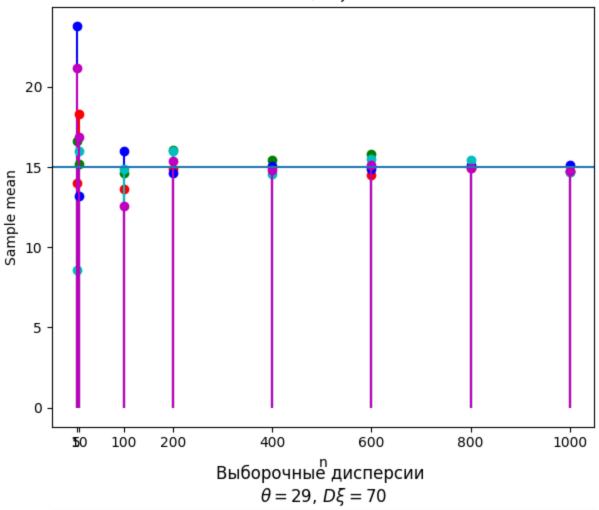
### Выборочные средние

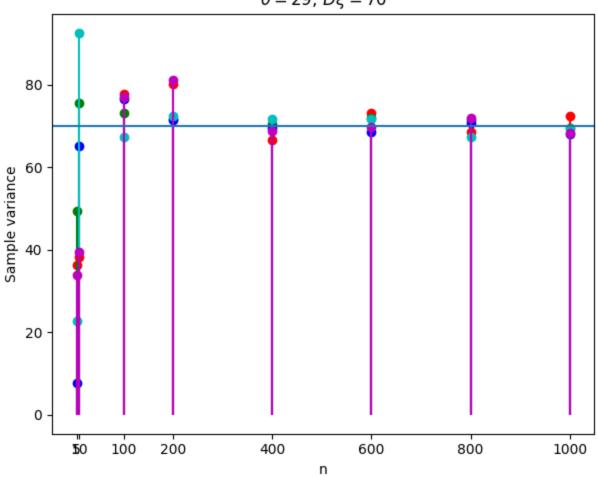
	1	2	3	4	5
5	14.00	16.60	23.80	8.60	21.20
10	18.30	15.20	13.20	16.00	16.90
100	13.60	14.65	15.98	14.88	12.58
200	14.88	16.07	14.62	15.99	15.39
400	14.97	15.41	15.09	14.59	14.79
600	14.49	15.78	14.88	15.47	15.12
800	14.94	15.01	15.14	15.45	14.93
1000	14.78	14.67	15.12	14.67	14.73

## Выборочные дисперсии

	1	2	3	4	5
5	36.40	49.44	7.76	22.64	33.76
10	38.21	75.56	65.16	92.60	39.49
100	77.64	73.25	76.46	67.25	77.12
200	80.09	71.68	71.52	72.36	81.26
400	66.62	70.47	69.57	71.61	68.87
600	73.17	71.88	68.62	71.70	69.70
800	68.51	71.42	70.76	67.28	71.93
1000	72.44	69.49	68.16	69.17	68.42

# Выборочные средние heta=29, $M\xi=15$





По графикам можно заметить, что с увеличением количества элементов выборки и математическое ожидание, и дисперсия сходятся к предполагаемому значению. Что еще раз подтверждает теорему, упомянутую в предыдущей задаче.

## Смещение оценки: $b(\theta) = M_{\theta}T(x) - \tau(\theta)$ $M\xi = 15.0$

	1	2	3	4	5
5	-1.00	1.60	8.80	-6.40	6.20
10	3.30	0.20	-1.80	1.00	1.90
100	-1.40	-0.35	0.98	-0.12	-2.42
200	-0.12	1.07	-0.38	0.99	0.39
400	-0.03	0.41	0.09	-0.41	-0.21
600	-0.51	0.78	-0.12	0.47	0.12
800	-0.06	0.01	0.14	0.45	-0.07
1000	-0.22	-0.33	0.12	-0.33	-0.27

## Разница выборочной дисперсии и дисперсии $D\xi = 70.0$

	1	2	3	4	5
5	-33.60	-20.56	-62.24	-47.36	-36.24
10	-31.79	5.56	-4.84	22.60	-30.51
100	7.64	3.25	6.46	-2.75	7.12
200	10.09	1.68	1.52	2.36	11.26
400	-3.38	0.47	-0.43	1.61	-1.13
600	3.17	1.88	-1.38	1.70	-0.30
800	-1.49	1.42	0.76	-2.72	1.93
1000	2.44	-0.51	-1.84	-0.83	-1.58

По таблице смещения оценок можно заметить, что с увеличением числа элементов выборки, модуль смещения оценки уменьшается.

Также эти таблицы (как и предыдущее много чего) еще раз демонстрируют справедливость теоремы о схождении функций распределения.

$$\exists X_1,\ldots,X_n \sim \xi$$

Свойства оценки  $\overline{X} = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  :

$$\tau(\theta) = M\xi, T(x) = \overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i.$$

$$M_ heta T(x) = M(rac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i) = rac{1}{n}\sum_{i=1}^n MX_i = rac{1}{n}\cdot n\cdot M\xi = M\xi = au( heta) \Rightarrow$$
 оценка  $\overline{X}$  является **несмещенной**

$$DT(x)=D(rac{1}{n}\sum_{i=1}^nX_i)=rac{1}{n^2}\sum_{i=1}^nDX_i=rac{n}{n^2}DX_i=rac{D\xi}{n}\overrightarrow{n o\infty}0\Rightarrow$$
 оценка  $\overline{X}$  является **состоятельной**

Свойства оценки  $\overline{S}^2 = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2$  :

$$\tau(\theta) = D\xi, T(x) = \overline{S}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2.$$

$$\begin{split} M_{\theta}T(x) &= M(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\overline{X})^{2}) = |MX_{i}=M\overline{X}| = M(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-MX_{i}+M\overline{X}-\overline{X})^{2}) = \\ &= |Y_{i}=X_{i}-MX_{i}, \ \overline{Y}=\overline{X}-M\overline{X}| = M(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_{i}-\overline{Y})^{2}) = M(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_{i}^{2}+\overline{Y}^{2}-2Y_{i}\overline{Y})) = \\ &= |\overline{Y}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}Y_{i}| = \frac{1}{n}M(\sum_{i=1}^{n}Y_{i}^{2}+\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{n^{2}}\sum_{j,k=1}^{n}Y_{j}Y_{k}-\frac{2}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}Y_{i}Y_{j}) = \\ &= \frac{1}{n}M(\sum_{i=1}^{n}Y_{i}^{2}+\frac{n}{n^{2}}\sum_{i,j=1}^{n}Y_{i}Y_{j}-\frac{2}{n}\sum_{i,j=1}^{n}Y_{i}Y_{j}) = \frac{1}{n}M(\sum_{i=1}^{n}Y_{i}^{2}-\frac{1}{n}\sum_{i,j=1}^{n}Y_{i}Y_{j}) = \\ &= \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n}MY_{i}^{2}-\frac{1}{n}\sum_{i,j=1}^{n}M(Y_{i}Y_{j})) = \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{n}MY_{i}^{2}-\frac{1}{n}\sum_{i\neq j}^{n}MY_{i}MY_{j}-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}MY_{i}^{2}) = \\ &= \frac{1}{n}(nMY_{i}^{2}-\frac{1}{n}\sum_{i\neq j}^{n}MY_{i}MY_{j}-MY_{i}^{2}) = |MY_{i}=MX_{i}-M(MX_{i})=MX_{i}-MX_{i}=0| = \\ &= \frac{n-1}{n}MY_{i}^{2} = |DY_{i}=MY_{i}^{2}-(MY_{i})^{2}=MY_{i}^{2}| = \frac{n-1}{n}DY_{i} \neq DY_{i} \end{split}$$

 $\Rightarrow$  оценка  $\overset{-2}{S}$  не является несмещенной

Следует заметить, что в описанной математике выше само дискретное равномерное распределение упоминается не более чем символом  $\xi$ , что означает что простая заменна  $\xi$  на  $\eta$  сделает ровно ту же теорию для абсолютно непрерывного треугольного распределения. По этой причине в номере 4 для непрерывного распределения эти выкладки произведены не будут.

### Абсолютно непрерывное

Большая часть материала уже разобрана выше на примере дискретного случая. Поэтому здесь различных описаний будет меньше, так как они будут почти 1 в 1 повторяться. Это самое почти, при необходимости, и будет описываться.

Задание 1

```
In [23]: | #sample_eta = [[np.sort(np.array([generate_eta() for i in range(j)]))
                        for i in range(5)] for j in n]
         # BEGIN сериализация
         if 'sample eta.pkl' in os.listdir():
             with open('sample eta.pkl', 'rb') as f:
                 sample_eta = pickle.load(f)
         else:
             sample eta = [[np.sort(np.array([generate eta() for i in range(j)]))
                           for i in range(5)] for j in n]
             with open('sample eta.pkl', 'wb') as f:
                 pickle.dump(sample eta, f)
         # END сериализация
         \#demo\ peta = np.array(['%.3f'%i\ for\ i\ in\ sample\ eta[7][0]]).reshape((-1,\ 20))
         for i in range(len(n)):
             demo peta = ['%.3f'%j for j in sample eta[i][0]]
             print('Пример сгенерированной выборки длины d:'n[i], end=' ')
             print(*demo peta)
             print('-'*10)
```

Пример сгенерированной выборки длины 5: 0.511 0.514 0.526 0.528 0.544

\_\_\_\_\_

Пример сгенерированной выборки длины 10: 0.298 0.352 0.456 0.457 0.463 0.561 0.5 65 0.663 0.684 0.780

-----

Пример сгенерированной выборки длины 100: 0.104 0.111 0.127 0.135 0.138 0.155 0.174 0.178 0.186 0.203 0.222 0.230 0.237 0.253 0.254 0.261 0.261 0.275 0.277 0.27 9 0.284 0.286 0.291 0.297 0.327 0.328 0.334 0.334 0.335 0.345 0.352 0.352 0.352 0.362 0.367 0.376 0.379 0.387 0.409 0.420 0.423 0.424 0.430 0.433 0.434 0.434 0.437 0.440 0.443 0.443 0.462 0.471 0.485 0.493 0.496 0.502 0.504 0.506 0.512 0.512 0.52 4 0.529 0.545 0.547 0.548 0.566 0.570 0.575 0.584 0.591 0.596 0.607 0.613 0.616 0.637 0.648 0.651 0.658 0.666 0.668 0.670 0.684 0.690 0.694 0.694 0.695 0.699 0.706 0.725 0.730 0.731 0.736 0.741 0.782 0.786 0.816 0.854 0.857 0.878 0.957 0.96

-----

Пример сгенерированной выборки длины 200: 0.012 0.049 0.071 0.106 0.131 0.162 0. 168 0.181 0.190 0.200 0.203 0.207 0.208 0.209 0.216 0.217 0.219 0.225 0.231 0.23 2 0.239 0.240 0.245 0.246 0.250 0.253 0.256 0.265 0.267 0.270 0.281 0.282 0.286 0.290 0.290 0.291 0.296 0.296 0.300 0.306 0.307 0.308 0.315 0.326 0.327 0.329 0. 331 0.336 0.340 0.342 0.346 0.356 0.359 0.363 0.366 0.373 0.382 0.382 0.383 0.38 3 0.384 0.387 0.388 0.388 0.389 0.391 0.399 0.399 0.400 0.401 0.412 0.417 0.419 0.419 0.420 0.422 0.422 0.424 0.424 0.426 0.427 0.427 0.439 0.440 0.444 0.444 0. 445 0.449 0.452 0.461 0.462 0.462 0.462 0.465 0.467 0.469 0.470 0.470 0.474 0.47 7 0.481 0.483 0.486 0.489 0.491 0.491 0.492 0.492 0.497 0.500 0.505 0.508 0.510 0.518 0.519 0.521 0.522 0.526 0.526 0.528 0.531 0.537 0.540 0.541 0.542 0.552 0. 552 0.563 0.564 0.565 0.567 0.571 0.571 0.576 0.580 0.582 0.585 0.591 0.591 0.59 3 0.595 0.599 0.610 0.614 0.621 0.623 0.623 0.630 0.632 0.640 0.642 0.644 0.652 0.657 0.661 0.661 0.663 0.667 0.678 0.679 0.682 0.687 0.688 0.691 0.695 0.697 0. 698 0.706 0.716 0.716 0.721 0.734 0.741 0.745 0.752 0.756 0.760 0.764 0.768 0.77 4 0.777 0.779 0.789 0.798 0.809 0.815 0.815 0.824 0.829 0.832 0.848 0.850 0.854 0.858 0.860 0.900 0.908 0.926 0.932 0.973

-----

Пример сгенерированной выборки длины 400: 0.024 0.041 0.079 0.104 0.115 0.120 0. 122 0.122 0.131 0.131 0.136 0.146 0.151 0.153 0.154 0.158 0.159 0.162 0.165 0.16 5 0.169 0.170 0.171 0.175 0.184 0.185 0.189 0.191 0.192 0.193 0.195 0.196 0.198 0.209 0.213 0.220 0.220 0.222 0.224 0.227 0.233 0.234 0.241 0.241 0.245 0.248 0. 249 0.251 0.253 0.257 0.257 0.258 0.265 0.275 0.275 0.278 0.283 0.285 0.286 0.28 7 0.288 0.288 0.288 0.290 0.291 0.292 0.292 0.292 0.293 0.296 0.301 0.303 0.304 0.305 0.308 0.309 0.310 0.311 0.312 0.313 0.313 0.313 0.314 0.314 0.316 0.316 0. 317 0.317 0.321 0.324 0.329 0.331 0.331 0.333 0.336 0.338 0.338 0.339 0.343 0.34 4 0.346 0.347 0.349 0.349 0.351 0.354 0.355 0.355 0.355 0.357 0.358 0.362 0.364 0.365 0.365 0.366 0.367 0.372 0.373 0.375 0.380 0.381 0.382 0.384 0.385 0.385 0. 387 0.388 0.389 0.390 0.391 0.394 0.396 0.398 0.398 0.399 0.401 0.402 0.403 0.40 5 0.406 0.407 0.408 0.416 0.417 0.419 0.421 0.421 0.421 0.422 0.423 0.425 0.428 0.430 0.430 0.432 0.435 0.435 0.441 0.441 0.442 0.443 0.445 0.445 0.447 0.448 0. 449 0.453 0.454 0.456 0.456 0.458 0.459 0.459 0.460 0.462 0.463 0.467 0.469 0.47 0 0.471 0.472 0.473 0.475 0.477 0.478 0.479 0.480 0.482 0.484 0.486 0.486 0.486  $0.486\ 0.489\ 0.489\ 0.490\ 0.491\ 0.492\ 0.492\ 0.493\ 0.498\ 0.499\ 0.502\ 0.503\ 0.503\ 0.$ 504 0.504 0.505 0.505 0.506 0.506 0.508 0.509 0.510 0.511 0.513 0.513 0.514 0.51 5 0.515 0.516 0.516 0.518 0.523 0.523 0.523 0.524 0.525 0.525 0.525 0.526 0.526 0.529 0.529 0.530 0.530 0.531 0.534 0.535 0.535 0.538 0.540 0.542 0.544 0.544 0. 545 0.547 0.547 0.548 0.553 0.559 0.560 0.561 0.562 0.564 0.565 0.566 0.568 0.56 9 0.569 0.569 0.570 0.570 0.571 0.574 0.574 0.578 0.581 0.581 0.582 0.584 0.586 0.588 0.590 0.590 0.592 0.593 0.594 0.597 0.598 0.599 0.600 0.600 0.606 0.609 0. 609 0.613 0.613 0.613 0.615 0.615 0.619 0.619 0.620 0.620 0.621 0.630 0.637 0.63 8 0.640 0.642 0.643 0.644 0.645 0.645 0.646 0.650 0.651 0.651 0.653 0.655 0.655 0.656 0.658 0.659 0.659 0.660 0.661 0.662 0.662 0.665 0.667 0.670 0.671 0.675 0. 676 0.677 0.681 0.682 0.682 0.684 0.685 0.686 0.688 0.695 0.696 0.700 0.702 0.70 4 0.707 0.711 0.712 0.714 0.717 0.717 0.717 0.719 0.721 0.722 0.731 0.732 0.732 0.733 0.737 0.737 0.737 0.738 0.739 0.739 0.741 0.742 0.745 0.749 0.749 0.750 0. 755 0.755 0.757 0.761 0.772 0.777 0.786 0.787 0.791 0.794 0.795 0.803 0.806 0.80 8 0.809 0.809 0.815 0.826 0.836 0.837 0.840 0.841 0.851 0.854 0.854 0.860 0.866 0.884 0.897 0.902 0.909 0.912 0.915 0.951

\_\_\_\_\_

Пример сгенерированной выборки длины 600: 0.029 0.041 0.044 0.055 0.059 0.060 0. 064 0.066 0.069 0.072 0.075 0.077 0.085 0.095 0.096 0.099 0.104 0.105 0.117 0.11 7 0.124 0.125 0.127 0.130 0.130 0.131 0.135 0.138 0.139 0.142 0.143 0.143 0.144  $0.145 \ \ 0.148 \ \ 0.149 \ \ 0.150 \ \ 0.150 \ \ 0.152 \ \ 0.156 \ \ 0.157 \ \ 0.166 \ \ 0.167 \ \ 0.168 \ \ 0.177 \ \ 0.$ 183 0.187 0.187 0.188 0.190 0.194 0.194 0.195 0.195 0.200 0.202 0.202 0.207 0.20 7 0.208 0.210 0.211 0.212 0.212 0.212 0.214 0.216 0.217 0.217 0.221 0.227 0.229 0.231 0.232 0.232 0.233 0.234 0.239 0.240 0.240 0.243 0.244 0.246 0.246 0.248 0. 250 0.252 0.253 0.253 0.256 0.256 0.258 0.259 0.259 0.260 0.261 0.262 0.263 0.26 4 0.264 0.267 0.268 0.269 0.270 0.271 0.271 0.273 0.274 0.274 0.276 0.277 0.278 0.279 0.280 0.287 0.287 0.289 0.291 0.293 0.294 0.294 0.295 0.296 0.298 0.298 0. 300 0.300 0.301 0.303 0.304 0.306 0.308 0.308 0.310 0.311 0.313 0.314 0.314 0.31 5 0.316 0.317 0.318 0.318 0.319 0.320 0.321 0.325 0.329 0.329 0.333 0.333 0.334 0.336 0.339 0.339 0.340 0.342 0.342 0.342 0.343 0.343 0.343 0.345 0.346 0.348 0. 348 0.348 0.351 0.353 0.355 0.355 0.355 0.357 0.358 0.361 0.362 0.362 0.365 0.36 6 0.366 0.366 0.367 0.367 0.368 0.368 0.369 0.369 0.370 0.373 0.376 0.377 0.378 0.379 0.380 0.381 0.385 0.386 0.386 0.387 0.388 0.388 0.389 0.390 0.391 0.393 0. 393 0.395 0.396 0.396 0.397 0.398 0.398 0.398 0.399 0.400 0.402 0.402 0.403 0.40 4 0.404 0.405 0.406 0.406 0.406 0.406 0.408 0.409 0.410 0.410 0.410 0.411 0.413 0.413 0.414 0.414 0.416 0.417 0.418 0.419 0.422 0.423 0.424 0.424 0.425 0.428 0. 428 0.429 0.430 0.430 0.432 0.434 0.435 0.436 0.436 0.437 0.437 0.439 0.439 0.44 1 0.443 0.444 0.444 0.445 0.445 0.446 0.448 0.448 0.448 0.449 0.449 0.450 0.453 0.455 0.455 0.455 0.455 0.456 0.458 0.458 0.459 0.460 0.461 0.462 0.462 0.462 0. 464 0.465 0.465 0.468 0.468 0.468 0.469 0.469 0.470 0.471 0.472 0.473 0.473 0.47 3 0.474 0.474 0.474 0.475 0.475 0.475 0.480 0.482 0.482 0.482 0.482 0.482 0.482 0.483 0.484 0.485 0.486 0.486 0.487 0.487 0.488 0.488 0.490 0.490 0.491 0.491 0. 492 0.492 0.492 0.496 0.496 0.498 0.499 0.500 0.500 0.500 0.501 0.501 0.504 0.50 5 0.505 0.507 0.507 0.509 0.509 0.511 0.513 0.513 0.514 0.516 0.518 0.519 0.519  $0.520\ 0.522\ 0.522\ 0.524\ 0.524\ 0.524\ 0.525\ 0.525\ 0.527\ 0.528\ 0.531\ 0.532\ 0.534\ 0.$ 536 0.537 0.537 0.538 0.539 0.539 0.539 0.540 0.544 0.544 0.545 0.545 0.545 0.54 6 0.549 0.550 0.550 0.552 0.553 0.556 0.557 0.557 0.558 0.558 0.558 0.560 0.564 0.565 0.567 0.567 0.568 0.568 0.569 0.570 0.571 0.571 0.574 0.574 0.575 0.576 0. 576 0.577 0.577 0.578 0.579 0.579 0.580 0.581 0.582 0.584 0.586 0.586 0.590 0.59 1 0.591 0.591 0.591 0.591 0.593 0.593 0.594 0.594 0.595 0.595 0.596 0.598 0.599 0.600 0.601 0.602 0.603 0.604 0.604 0.604 0.604 0.605 0.606 0.607 0.607 0.608 0. 611 0.613 0.614 0.615 0.616 0.616 0.617 0.620 0.620 0.620 0.621 0.623 0.626 0.62 8 0.630 0.630 0.633 0.634 0.636 0.638 0.639 0.640 0.641 0.642 0.642 0.647 0.647 0.649 0.649 0.651 0.651 0.652 0.654 0.656 0.660 0.660 0.661 0.663 0.663 0.664 0. 665 0.666 0.666 0.674 0.675 0.677 0.677 0.678 0.678 0.678 0.682 0.685 0.686 0.68 6 0.687 0.688 0.689 0.692 0.692 0.695 0.696 0.697 0.697 0.699 0.703 0.711 0.713 0.721 0.721 0.722 0.725 0.728 0.728 0.729 0.730 0.736 0.738 0.741 0.745 0.745 0. 745 0.746 0.746 0.746 0.747 0.748 0.751 0.753 0.754 0.755 0.756 0.764 0.764 0.76 4 0.768 0.770 0.770 0.771 0.771 0.777 0.777 0.783 0.785 0.791 0.793 0.793 0.795 0.795 0.796 0.797 0.800 0.801 0.803 0.805 0.806 0.811 0.812 0.815 0.817 0.817 0. 820 0.822 0.825 0.826 0.832 0.832 0.840 0.842 0.843 0.844 0.848 0.848 0.858 0.86 2 0.866 0.869 0.874 0.878 0.882 0.886 0.891 0.894 0.896 0.902 0.903 0.906 0.929 0.939 0.940 0.942 0.944 0.945 0.962 0.984

\_\_\_\_\_

Пример сгенерированной выборки длины 800: 0.004 0.009 0.024 0.025 0.038 0.045 0.051 0.062 0.067 0.079 0.086 0.087 0.088 0.088 0.089 0.094 0.100 0.101 0.102 0.10 6 0.107 0.111 0.112 0.116 0.119 0.121 0.121 0.127 0.130 0.132 0.135 0.136 0.139 0.141 0.141 0.142 0.143 0.143 0.143 0.145 0.150 0.150 0.150 0.150 0.152 0.153 0.156 0.157 0.158 0.158 0.161 0.162 0.164 0.165 0.165 0.167 0.168 0.170 0.171 0.174 0.17 5 0.176 0.177 0.178 0.179 0.180 0.181 0.183 0.188 0.191 0.192 0.195 0.199 0.200 0.200 0.202 0.204 0.204 0.204 0.206 0.209 0.209 0.212 0.215 0.217 0.217 0.217 0.217 0.219 0.219 0.220 0.221 0.222 0.222 0.223 0.223 0.224 0.224 0.225 0.226 0.227 0.22 7 0.230 0.231 0.231 0.232 0.232 0.233 0.239 0.240 0.242 0.243 0.244 0.244 0.245 0.245 0.245 0.248 0.248 0.249 0.250 0.250 0.252 0.252 0.252 0.252 0.253 0.254 0.255 0.255 0.255 0.259 0.260 0.261 0.262 0.263 0.267 0.267 0.267 0.269 0.269 0.269 0.269 0.269 0.269 0.269 0.271 0.271 0.271 0.272 0.272 0.279 0.281 0.281 0.281 0.283 0.286 0.287

0.287 0.289 0.289 0.289 0.290 0.291 0.291 0.296 0.297 0.298 0.299 0.300 0.301 0. 301 0.301 0.303 0.303 0.304 0.305 0.309 0.309 0.310 0.311 0.311 0.312 0.312 0.31 3 0.314 0.314 0.315 0.315 0.316 0.317 0.318 0.320 0.321 0.321 0.324 0.325 0.325 0.326 0.326 0.327 0.327 0.328 0.328 0.331 0.333 0.333 0.336 0.336 0.337 0.337 0. 340 0.340 0.341 0.341 0.341 0.342 0.342 0.345 0.345 0.346 0.348 0.348 0.348 0.34 9 0.349 0.350 0.351 0.352 0.352 0.353 0.353 0.354 0.355 0.356 0.356 0.357 0.357 0.358 0.360 0.360 0.361 0.362 0.363 0.363 0.363 0.364 0.365 0.365 0.366 0.369 0. 369 0.369 0.370 0.370 0.370 0.371 0.371 0.374 0.374 0.375 0.375 0.375 0.375 0.375 6 0.376 0.376 0.376 0.377 0.380 0.380 0.381 0.382 0.382 0.383 0.386 0.386 0.387 0.388 0.389 0.390 0.390 0.391 0.392 0.392 0.393 0.394 0.394 0.395 0.396 0.397 0. 397 0.398 0.399 0.399 0.399 0.399 0.399 0.400 0.402 0.403 0.404 0.404 0.405 0.40  $6 \ 0.406 \ 0.407 \ 0.408 \ 0.409 \ 0.409 \ 0.409 \ 0.411 \ 0.412 \ 0.412 \ 0.412 \ 0.413 \ 0.414$ 0.415 0.417 0.418 0.421 0.422 0.423 0.423 0.423 0.424 0.426 0.427 0.427 0.428 0. 429 0.429 0.430 0.431 0.431 0.432 0.432 0.432 0.432 0.434 0.435 0.435 0.435 0.435 8 0.438 0.438 0.439 0.440 0.442 0.442 0.442 0.442 0.443 0.444 0.445 0.445 0.448 0.448 0.449 0.449 0.450 0.451 0.451 0.452 0.453 0.453 0.455 0.455 0.457 0.457 0. 457 0.457 0.457 0.459 0.459 0.459 0.459 0.460 0.461 0.462 0.462 0.465 0.466 0.46  $6 \ 0.467 \ 0.467 \ 0.467 \ 0.469 \ 0.469 \ 0.470 \ 0.471 \ 0.471 \ 0.471 \ 0.472 \ 0.472 \ 0.472 \ 0.472$ 0.475 0.476 0.476 0.479 0.479 0.480 0.480 0.481 0.481 0.482 0.482 0.482 0.482 0. 483 0.484 0.485 0.485 0.486 0.487 0.488 0.488 0.489 0.489 0.490 0.490 0.491 0.49 1 0.491 0.491 0.492 0.492 0.493 0.493 0.494 0.494 0.495 0.497 0.501 0.501 0.502 0.502 0.503 0.503 0.504 0.504 0.505 0.506 0.508 0.508 0.510 0.510 0.510 0.511 0. 512 0.512 0.513 0.513 0.514 0.514 0.514 0.514 0.515 0.516 0.516 0.518 0.519 0.52 0 0.520 0.521 0.524 0.524 0.525 0.525 0.525 0.525 0.526 0.526 0.526 0.527 0.528 0.528 0.528 0.530 0.531 0.531 0.532 0.532 0.533 0.533 0.533 0.533 0.534 0. 534 0.534 0.535 0.535 0.537 0.537 0.538 0.539 0.539 0.540 0.540 0.541 0.541 0.54 1 0.543 0.544 0.544 0.546 0.547 0.547 0.548 0.551 0.552 0.552 0.552 0.553 0.555 0.555 0.555 0.556 0.556 0.556 0.557 0.558 0.558 0.559 0.559 0.559 0.561 0. 561 0.563 0.563 0.564 0.565 0.565 0.566 0.566 0.566 0.566 0.568 0.568 0.568 0.56 9 0.569 0.570 0.570 0.570 0.570 0.571 0.571 0.573 0.574 0.577 0.577 0.578 0.579 0.580 0.580 0.583 0.584 0.584 0.585 0.585 0.585 0.585 0.586 0.586 0.586 0.588 0. 589 0.589 0.590 0.591 0.593 0.594 0.594 0.595 0.595 0.596 0.596 0.598 0.599 0.60 0 0.600 0.601 0.602 0.602 0.603 0.605 0.605 0.609 0.610 0.610 0.610 0.616 0.616 0.617 0.618 0.620 0.621 0.622 0.623 0.624 0.625 0.629 0.630 0.631 0.632 0.632 0. 633 0.634 0.635 0.637 0.637 0.638 0.641 0.642 0.642 0.643 0.643 0.646 0.646 0.64 6 0.646 0.647 0.648 0.649 0.650 0.650 0.650 0.651 0.651 0.651 0.652 0.653 0.653 0.653 0.654 0.655 0.656 0.656 0.656 0.657 0.657 0.657 0.659 0.660 0.663 0.665 0. 667 0.667 0.668 0.668 0.669 0.669 0.669 0.671 0.671 0.671 0.671 0.673 0.674 0.67 7 0.678 0.684 0.685 0.686 0.688 0.689 0.691 0.694 0.695 0.696 0.697 0.697 0.698 0.700 0.703 0.703 0.704 0.704 0.704 0.704 0.706 0.707 0.708 0.709 0.710 0.710 0. 711 0.712 0.715 0.716 0.717 0.718 0.718 0.719 0.721 0.723 0.723 0.724 0.725 0.72 5 0.726 0.726 0.727 0.729 0.731 0.731 0.734 0.740 0.740 0.742 0.743 0.743 0.744 0.745 0.751 0.751 0.754 0.754 0.757 0.758 0.762 0.763 0.764 0.765 0.765 0.766 0. 768 0.769 0.770 0.771 0.771 0.772 0.773 0.776 0.778 0.778 0.779 0.781 0.784 0.78 9 0.789 0.791 0.796 0.797 0.798 0.798 0.798 0.799 0.801 0.802 0.802 0.805 0.805 0.806 0.807 0.808 0.817 0.819 0.819 0.823 0.824 0.825 0.828 0.829 0.829 0.831 0. 837 0.839 0.839 0.840 0.841 0.841 0.843 0.845 0.846 0.851 0.853 0.854 0.859 0.86 0 0.861 0.862 0.862 0.864 0.875 0.880 0.884 0.887 0.896 0.897 0.906 0.914 0.916 0.920 0.920 0.951 0.952 0.955 0.963 0.966

-----

Пример сгенерированной выборки длины 1000: 0.024 0.044 0.045 0.057 0.058 0.058 0.062 0.063 0.064 0.066 0.067 0.069 0.071 0.071 0.072 0.074 0.075 0.079 0.079 0.080 0.083 0.094 0.095 0.095 0.095 0.104 0.106 0.108 0.110 0.110 0.110 0.113 0.11 3 0.116 0.117 0.122 0.122 0.123 0.126 0.127 0.129 0.131 0.132 0.132 0.132 0.134 0.134 0.135 0.141 0.141 0.141 0.143 0.144 0.150 0.150 0.150 0.150 0.151 0.152 0.153 0.158 0.158 0.158 0.158 0.164 0.164 0.165 0.165 0.165 0.167 0.170 0.171 0.171 0.17 5 0.186 0.187 0.188 0.188 0.192 0.192 0.193 0.193 0.193 0.195 0.195 0.198 0.199 0.200 0.201 0.201 0.202 0.203 0.204 0.205 0.207 0.208 0.210 0.212 0.213 0.214 0.214 0.214 0.215 0.217 0.217 0.217 0.218 0.219 0.219 0.220 0.221 0.223 0.224 0.22 5 0.226 0.226 0.229 0.230 0.230 0.232 0.232 0.233 0.233 0.234 0.235 0.236 0.238 0.239 0.241 0.241 0.242 0.242 0.242 0.243 0.243 0.243 0.245 0.245 0.261 0.261 0.26

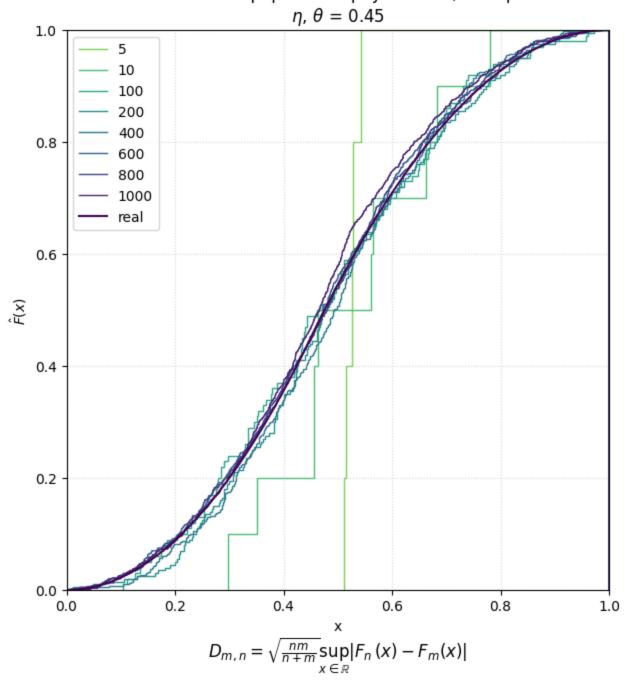
```
1 0.264 0.264 0.264 0.265 0.265 0.265 0.266 0.266 0.268 0.269 0.270 0.272 0.272
0.273 0.275 0.276 0.276 0.279 0.279 0.280 0.281 0.282 0.282 0.283 0.284 0.284 0.
285 0.285 0.285 0.285 0.286 0.288 0.288 0.288 0.289 0.289 0.292 0.292 0.295 0.29
6 0.296 0.296 0.296 0.296 0.297 0.297 0.298 0.298 0.299 0.300 0.302 0.303 0.303
0.304 0.305 0.305 0.307 0.307 0.307 0.308 0.308 0.308 0.308 0.309 0.311 0.311 0.
313 0.313 0.315 0.315 0.315 0.315 0.316 0.316 0.316 0.316 0.317 0.319 0.320 0.32
2 0.322 0.322 0.323 0.323 0.323 0.324 0.325 0.325 0.325 0.326 0.326 0.327 0.328
0.329 0.330 0.330 0.331 0.331 0.332 0.333 0.333 0.334 0.334 0.334 0.334 0.335 0.
335 0.336 0.336 0.338 0.339 0.339 0.339 0.340 0.341 0.341 0.342 0.342 0.342 0.34
4\ \ 0.344\ \ 0.344\ \ 0.344\ \ 0.344\ \ 0.345\ \ 0.345\ \ 0.345\ \ 0.346\ \ 0.346\ \ 0.347\ \ 0.349\ \ 0.349
0.350 0.350 0.351 0.351 0.351 0.352 0.352 0.352 0.352 0.353 0.354 0.354 0.354 0.
355 0.355 0.356 0.357 0.358 0.359 0.361 0.361 0.362 0.363 0.363 0.364 0.364 0.36
6 0.366 0.366 0.367 0.368 0.369 0.370 0.371 0.371 0.372 0.372 0.373 0.373 0.373
0.374 0.374 0.375 0.375 0.375 0.375 0.376 0.377 0.377 0.378 0.378 0.379 0.380 0.
381 0.381 0.382 0.382 0.384 0.384 0.384 0.385 0.385 0.385 0.386 0.386 0.387 0.38
7 0.389 0.389 0.389 0.389 0.390 0.391 0.392 0.393 0.394 0.395 0.397 0.397 0.397
0.399 0.399 0.400 0.400 0.400 0.400 0.401 0.401 0.401 0.401 0.402 0.403 0.404 0.
405 0.406 0.406 0.407 0.408 0.408 0.408 0.408 0.409 0.409 0.410 0.411 0.411 0.41
2 0.414 0.414 0.415 0.416 0.417 0.417 0.417 0.417 0.418 0.418 0.418 0.418 0.418
0.418 0.419 0.419 0.420 0.421 0.421 0.421 0.422 0.422 0.422 0.422 0.422 0.422 0.422 0.
422 0.423 0.423 0.423 0.423 0.424 0.425 0.426 0.427 0.427 0.428 0.428 0.429 0.42
9 0.431 0.431 0.431 0.431 0.432 0.432 0.432 0.434 0.435 0.435 0.436 0.437 0.437
0.437 0.438 0.439 0.439 0.440 0.441 0.442 0.442 0.442 0.443 0.443 0.445 0.445 0.
446 0.446 0.447 0.447 0.447 0.448 0.449 0.449 0.451 0.451 0.451 0.451 0.452 0.45
2 0.453 0.454 0.454 0.454 0.454 0.455 0.456 0.456 0.456 0.457 0.457 0.457 0.458
0.458 0.459 0.459 0.460 0.460 0.460 0.462 0.462 0.462 0.463 0.464 0.465 0.465 0.
466 0.466 0.466 0.467 0.467 0.468 0.468 0.468 0.469 0.469 0.470 0.470 0.471 0.47
1 \quad 0.471 \quad 0.471 \quad 0.472 \quad 0.473 \quad 0.473 \quad 0.473 \quad 0.473 \quad 0.474 \quad 0.475 \quad 0.476 \quad 0.477 \quad 0.477
0.477 0.477 0.478 0.478 0.479 0.479 0.480 0.481 0.481 0.481 0.482 0.482 0.482 0.
482 0.482 0.483 0.483 0.483 0.483 0.483 0.484 0.485 0.486 0.486 0.487 0.487 0.48
7 0.487 0.488 0.488 0.488 0.489 0.490 0.490 0.492 0.492 0.493 0.493 0.493 0.493
0.494 0.494 0.494 0.495 0.496 0.496 0.496 0.498 0.498 0.498 0.499 0.499 0.500 0.
501 0.501 0.502 0.503 0.503 0.503 0.503 0.504 0.505 0.505 0.505 0.506 0.506 0.50
6 0.507 0.507 0.507 0.507 0.507 0.508 0.508 0.508 0.508 0.508 0.509 0.509 0.509
0.510 0.512 0.512 0.512 0.512 0.513 0.513 0.513 0.513 0.513 0.514 0.514 0.515 0.
515 0.516 0.516 0.517 0.517 0.517 0.517 0.517 0.518 0.519 0.519 0.519 0.520 0.52
0 0.521 0.521 0.521 0.522 0.522 0.522 0.522 0.523 0.523 0.524 0.525 0.526 0.526
0.526 0.527 0.528 0.529 0.529 0.530 0.530 0.531 0.532 0.532 0.532 0.535 0.536 0.
536\ 0.536\ 0.538\ 0.540\ 0.540\ 0.541\ 0.542\ 0.543\ 0.544\ 0.545\ 0.545\ 0.545\ 0.546\ 0.54
7 0.547 0.548 0.548 0.549 0.549 0.551 0.552 0.552 0.553 0.553 0.553 0.554 0.556
0.557 0.558 0.561 0.562 0.562 0.562 0.563 0.563 0.563 0.563 0.564 0.564 0.566 0.
568 0.569 0.569 0.569 0.570 0.571 0.571 0.572 0.572 0.572 0.574 0.574 0.575 0.57
6 0.577 0.577 0.579 0.580 0.581 0.582 0.582 0.583 0.584 0.584 0.584 0.585 0.586
0.586 0.588 0.588 0.588 0.589 0.591 0.592 0.592 0.593 0.593 0.593 0.594 0.594 0.
594 0.596 0.596 0.597 0.597 0.598 0.599 0.599 0.600 0.601 0.602 0.603 0.604 0.60
5 0.606 0.607 0.611 0.612 0.613 0.613 0.613 0.613 0.614 0.615 0.615 0.616 0.616
0.616 0.618 0.618 0.619 0.620 0.620 0.620 0.621 0.621 0.621 0.621 0.621 0.624 0.
624 0.625 0.626 0.628 0.628 0.630 0.631 0.633 0.633 0.633 0.633 0.634 0.634 0.63
6 0.636 0.639 0.639 0.640 0.640 0.641 0.641 0.641 0.644 0.647 0.647 0.647 0.649
0.652 0.652 0.654 0.654 0.654 0.655 0.656 0.659 0.660 0.661 0.663 0.663 0.663 0.
664 0.664 0.665 0.666 0.666 0.667 0.667 0.668 0.668 0.668 0.669 0.670 0.671 0.67
1 0.674 0.675 0.675 0.675 0.676 0.676 0.676 0.677 0.679 0.679 0.680 0.682 0.683
0.685 0.687 0.687 0.690 0.690 0.691 0.692 0.693 0.695 0.696 0.696 0.696 0.696 0.
698 0.699 0.699 0.699 0.701 0.705 0.705 0.706 0.706 0.707 0.707 0.708 0.709 0.70
9 0.710 0.710 0.713 0.717 0.719 0.719 0.722 0.722 0.724 0.724 0.725 0.728 0.728
0.729 0.730 0.730 0.731 0.732 0.733 0.733 0.734 0.734 0.735 0.736 0.742 0.743 0.
746 0.746 0.748 0.749 0.750 0.753 0.754 0.756 0.757 0.757 0.759 0.760 0.760 0.76
0 0.761 0.761 0.762 0.763 0.763 0.766 0.767 0.768 0.774 0.776 0.777 0.777 0.778
0.778 0.781 0.784 0.787 0.787 0.787 0.789 0.789 0.791 0.794 0.797 0.799 0.801 0.
801 0.801 0.803 0.808 0.809 0.810 0.811 0.816 0.818 0.818 0.820 0.822 0.822 0.82
5 0.829 0.830 0.830 0.830 0.831 0.831 0.831 0.832 0.833 0.833 0.837 0.839 0.840
0.845 0.846 0.846 0.847 0.853 0.854 0.856 0.858 0.862 0.867 0.867 0.870 0.870 0.
```

```
877 0.888 0.890 0.892 0.894 0.899 0.904 0.905 0.907 0.913 0.917 0.924 0.924 0.92 6 0.927 0.927 0.946 0.957 0.960 0.967 0.989
```

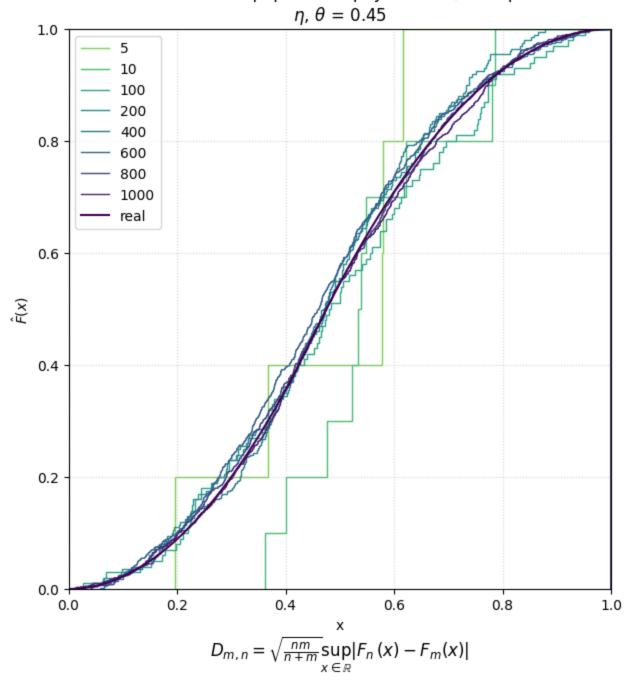
#### Задание 2

```
In [24]:
          def eta distr(sample, x):
              res = 0
              for i in sample:
                  if i <= x:
                       res += 1
              return res / len(sample)
          def eta distr real(x, theta=0.45):
              if x<0: return 0</pre>
              if x<theta: return x*x/theta</pre>
              if x<1: return (2*x-x*x-theta)/(1-theta)
              return 1
          X \text{ realeta} = \text{np.linspace}(0, 1, 1000)
          Y realeta = np.array([eta distr real(x) for x in X realeta])
          Yeta = [[[np.array(eta distr(sample eta[k][j], x)) for x in sample eta[k][j]]
                            for j in range(5)] for k in range(len(n))]
          def eta Dmn(Yn, Ym, Xn, Xm):
              n = len(Xn)
              m = len(Xm)
              Xn = np.concatenate([[0], Xn, [1]])
              Xm = np.concatenate([[0], Xm, [1]])
              Yn = np.concatenate([[0], Yn, [1]])
              Ym = np.concatenate([[0], Ym, [1]])
              if m>n:
                  m, n = n, m
                  Xm, Xn = Xn, Xm
                  Ym, Yn = Yn, Ym
              res = 0
              for i in range (1, n+1):
                   j=0
                  while not (Xm[j] <= Xn[i] < Xm[j+1]):</pre>
                       j += 1
                  d = abs(Yn[i]-Ym[j])
                  if d>res: res = d
              return (n*m/(n+m)) **0.5*res
          diffseta = np.array([[[(eta Dmn(Yeta[i][k], Yeta[j][k],
                                            sample eta[i][k], sample eta[j][k]))
                                 for i in range(len(n))] for j in range(len(n))]
                                for k in range(5)])
          diffseta demo = np.array([[[('%.2f' % diffseta[k][j][i]) for i in range(len(n))]
                                        for j in range(len(n))] for k in range(5)])
```

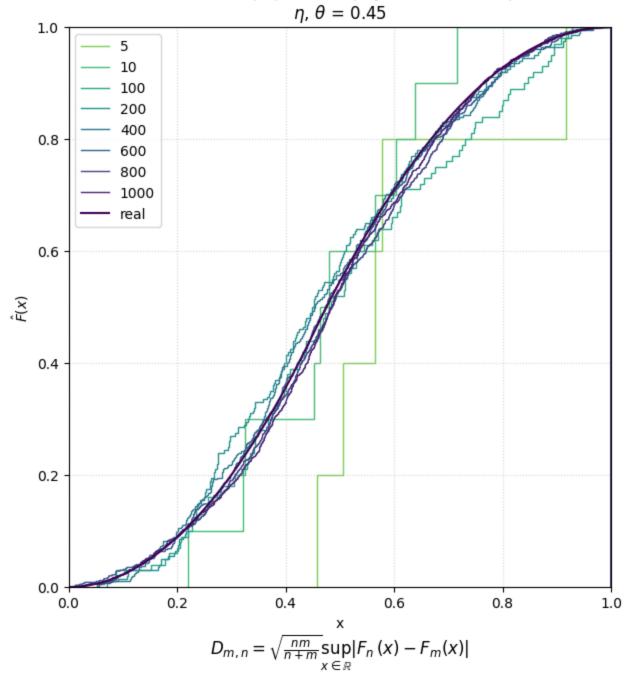
```
In [25]: colors = ['#7bd152', '#45be71', '#25a885', '#21908c',
                   '#2b798e', '#355f8d', '#414486', '#482574']
         # graph[0]
         fig, ax = plt.subplots(2,1, figsize=(7,12), height ratios = [2,1])
         for i in range(8):
             ax[0].stairs(Yeta[i][0], np.append(sample eta[i][0], 1), color = colors[i])
         ax[0].plot(X realeta, Y realeta, color = '#440154')
         ax[0].set(xmargin = 0, ymargin = 0, xlabel = 'x', ylabel = r'$\hat{F}(x)$',
                   title = 'Абсолютно непрерывное треугольное, выборка 1 n' +
                            \'$\\eta , \\,\\theta$ = 0.45')
         ax[0].legend([*n, 'real'], loc='upper left')
         ax[0].grid(True, alpha = 0.5, ls='dotted')
         ax[1].table(cellText = diffseta demo[0], rowLabels=n, colLabels=n,
                     loc='center').scale(1, 1.5)
         ax[1].set axis off()
          ax[1].set\_title(r'$D_{m,n}=\sqrt{nm}{n+m}}\\ sup {x\in\mathbb{R}}$' +
                         r'\$|F n(x)-F m(x)|\$';
```



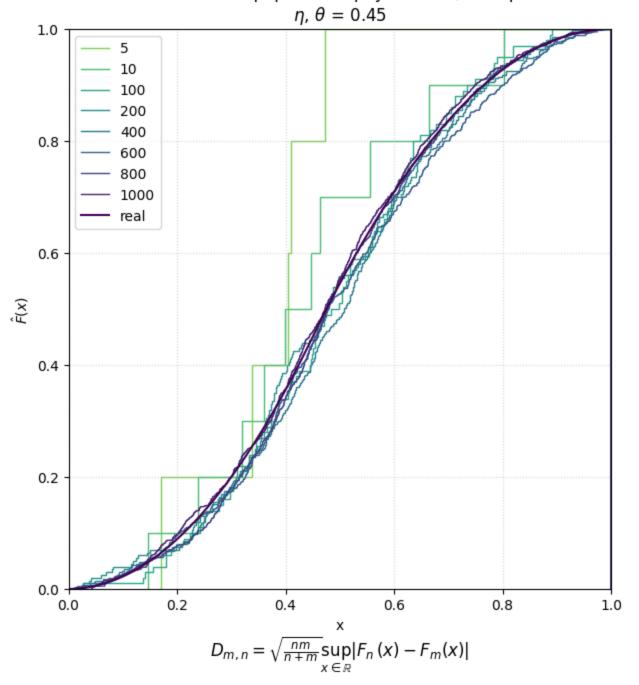
		10	100	200	400	600	000	1000
	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.91	1.24	1.25	1.19	1.28	1.24	1.35
10	0.91	0.00	0.87	0.76	0.70	0.82	0.80	0.88
100	1.24	0.87	0.00	0.61	0.74	0.49	0.51	0.62
200	1.25	0.76	0.61	0.00	0.52	0.57	0.68	0.80
400	1.19	0.70	0.74	0.52	0.00	0.86	0.82	1.35
600	1.28	0.82	0.49	0.57	0.86	0.00	0.43	0.97
800	1.24	0.80	0.51	0.68	0.82	0.43	0.00	1.36
1000	1.35	0.88	0.62	0.80	1.35	0.97	1.36	0.00



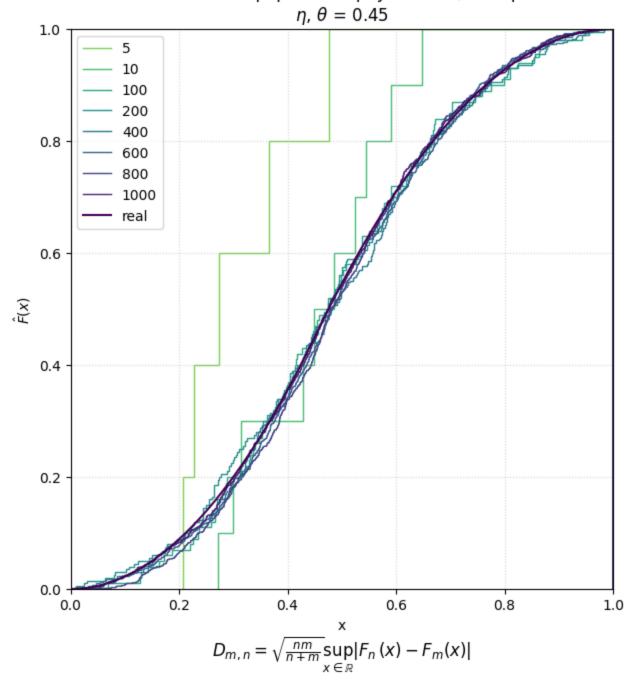
	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.55	0.63	0.65	0.67	0.68	0.60	0.62
10	0.55	0.00	0.87	0.99	0.98	1.05	0.95	0.95
100	0.63	0.87	0.00	0.90	0.76	0.79	0.68	0.51
200	0.65	0.99	0.90	0.00	0.64	0.69	0.52	0.75
400	0.67	0.98	0.76	0.64	0.00	0.99	0.86	1.08
600	0.68	1.05	0.79	0.69	0.99	0.00	0.86	1.17
800	0.60	0.95	0.68	0.52	0.86	0.86	0.00	0.62
1000	0.62	0.95	0.51	0.75	1.08	1.17	0.62	0.00



	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	0.98	1.15	1.13	1.05	1.00	0.98
10	0.73	0.00	0.66	0.65	0.62	0.51	0.53	0.49
100	0.98	0.66	0.00	0.73	0.72	0.69	0.81	0.80
200	1.15	0.65	0.73	0.00	0.66	0.92	1.01	1.23
400	1.13	0.62	0.72	0.66	0.00	0.77	1.06	1.27
600	1.05	0.51	0.69	0.92	0.77	0.00	0.66	0.79
800	1.00	0.53	0.81	1.01	1.06	0.66	0.00	0.52
1000	0.98	0.49	0.80	1.23	1.27	0.79	0.52	0.00



	5	10	100	200	400	600	800	1000
	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.37	1.11	1.13	1.21	1.14	1.15	1.12
10	0.37	0.00	0.69	0.69	0.80	0.74	0.74	0.69
100	1.11	0.69	0.00	0.49	0.54	0.74	0.48	0.59
200	1.13	0.69	0.49	0.00	0.89	0.63	0.77	0.74
400	1.21	0.80	0.54	0.89	0.00	0.72	1.18	1.28
600	1.14	0.74	0.74	0.63	0.72	0.00	0.86	1.14
800	1.15	0.74	0.48	0.77	1.18	0.86	0.00	0.91
1000	1.12	0.69	0.59	0.74	1.28	1.14	0.91	0.00



	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	1.05	1.08	1.13	1.15	1.20	1.12
10	0.73	0.00	0.63	0.71	0.72	0.76	0.71	0.69
100	1.05	0.63	0.00	0.53	0.49	0.45	0.57	0.36
200	1.08	0.71	0.53	0.00	0.58	0.69	0.77	0.57
400	1.13	0.72	0.49	0.58	0.00	0.63	0.78	0.78
600	1.15	0.76	0.45	0.69	0.63	0.00	0.49	0.65
800	1.20	0.71	0.57	0.77	0.78	0.49	0.00	0.75
1000	1.12	0.69	0.36	0.57	0.78	0.65	0.75	0.00

#### Задание 3

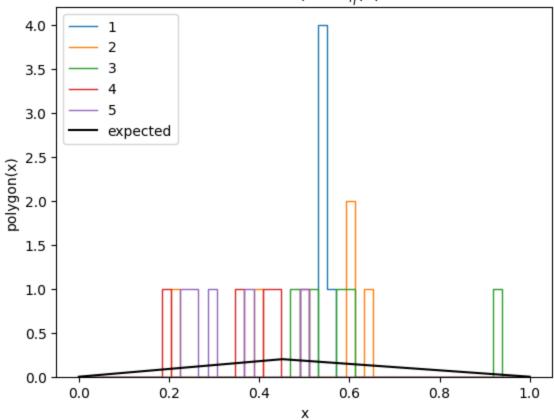
Логика с домножением вероятности здесь также применима, однако она должна быть немного модифицирована: полигон частот как таковой почти не будет иметь смысла, так как вероятность попадания в каждое значение стремится к нулю, что значит что если просто расставить на отрезке от 0 до 1 все значения выборки, то очень наврядли полученный график поднимется выше единицы. Получить хоть какой-то смысл из этого графика будет затруднительно, потому нужно из него будет сложно получить что-то больше чем прямую, не то что сравнить с потенциально сложной функцией вероятности.

Для решения этой проблемы имеет смысл разбить данный отрезок на сколько-то частей. Да, это примерно сведет случай к дискретному, однако это даст весьма уверенную возможность проанализировать график полигона частот относительно графика вероятности. И вот где логика этого номера с дискретной вероятностью ломается: нам не известна функиц я вероятности, нам дана плотность распределения. Но и эта проблема теперь решается достаточно просто: если рассматривать не саму плотность вероятности, а плотность вероятности на каком-то небольшом участке, то тогда плотность вероятности домноженная на длину рассматриваемого участка уже должна соотноситься с формой эмперической вероятности, определенной ранее как  $\hat{P}(x)$ :

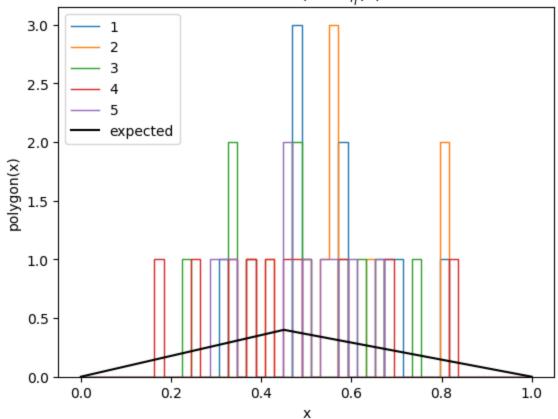
При  $n o \infty \Delta x f(x) = rac{k}{n} \Rightarrow k = n \Delta x f(x)$ . В этом задании я разделил отрезок от 0 до 1 на 50 равных между собой отрезков. Тогда полигон частот должен соотноситься с плотностью через коэффициент домножения плотности  $rac{n = \text{длина выборки}}{50}$ 

```
In [301:
          def eta pilygon(sample, X):
              Y = np.zeros(X.shape)
              tick = 1
              for i in sample:
                  while i > X[tick]: tick+=1
                  Y[tick] += 1
              return Y
          def eta posib (x, theta = 0.45):
              if x<0: return 0</pre>
              if x<theta: return 2*x/theta</pre>
              if x<1: return 2*(1-x)/(1-theta)
              return 0
          X \text{ poleta} = \text{np.linspace}(0, 1, 50)
          Y poleta = [[eta pilygon(sample eta[k][j], X poleta) for j in range(5)]
                       for k in range(len(n))]
          posibilityeta = np.array([eta posib(x) for x in X realeta])
```

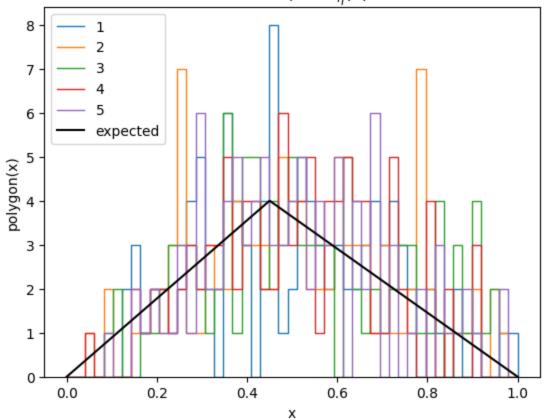
# Полигон выборки длины 5 $\theta = 0.45, \ 0.1 \cdot f_{\eta}(x)$



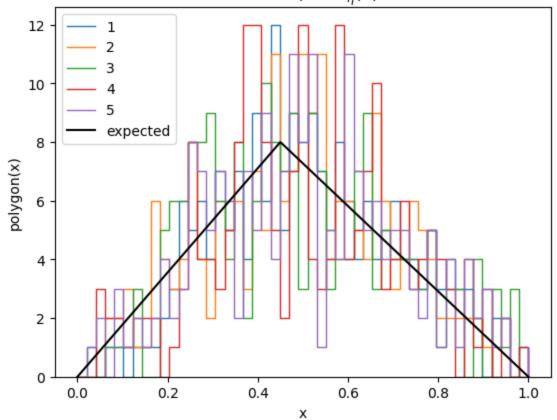
# Полигон выборки длины 10 $\theta = 0.45, 0.2 \cdot f_{\eta}(x)$



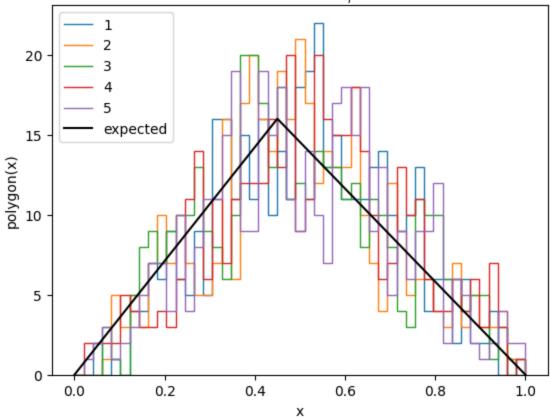
# Полигон выборки длины 100 $\theta = 0.45, 2.0 \cdot f_{\eta}(x)$



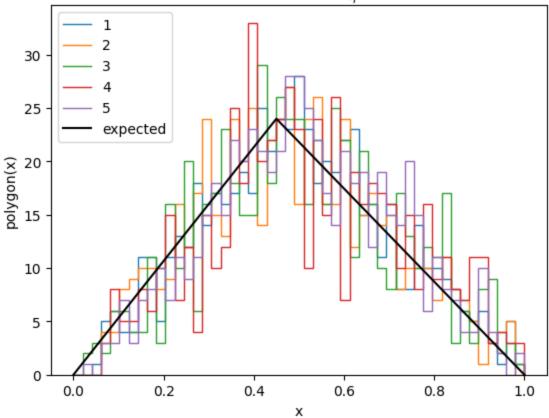
# Полигон выборки длины 200 $\theta = 0.45, 4.0 \cdot f_{\eta}(x)$



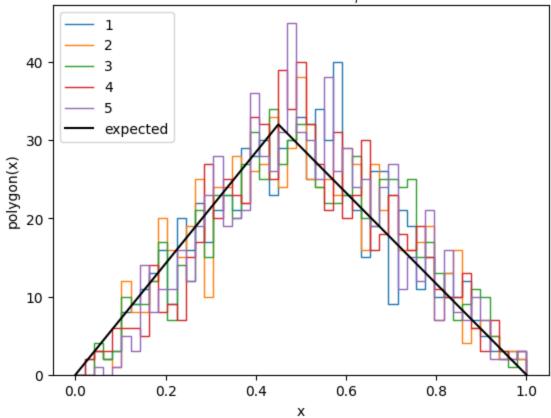
# Полигон выборки длины 400 $\theta = 0.45, 8.0 \cdot f_{\eta}(x)$



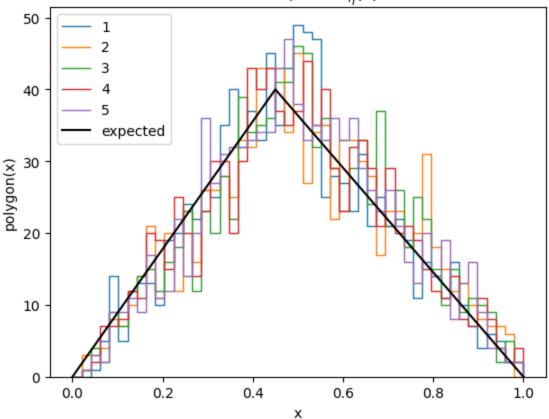
# Полигон выборки длины 600 $\theta = 0.45, \ 12.0 \cdot f_{\eta}(x)$



# Полигон выборки длины 800 $\theta = 0.45, \ 16.0 \cdot f_{\eta}(x)$



## Полигон выборки длины 1000 $\theta = 0.45, 20.0 \cdot f_n(x)$



Чтобы отметить, что я все еще анализирую графики, а не просто переписываю код под непрерывный случай: графики и результаты двух предыдущих заданий опять демонстрируют справедливость теоремы.

#### Задание 4

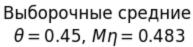
```
In [39]: def eta sample mean(sample):
             return sum(sample)/len(sample)
         def eta sample variance(sample):
             return sum((sample-xi sample mean(sample))**2)/len(sample)
         meanseta = np.array([[eta sample mean(sample eta[k][j])for j in range(5)]
                              for k in range(len(n))])
         varianceseta = np.array([[eta_sample_variance(sample eta[k][j])for j in range(5)]
                                  for k in range(len(n))])
         means peta = np.array([['%.4f' % i for i in j] for j in meanseta])
         variances peta = np.array([['%.4f' % i for i in j] for j in varianceseta])
         expectationeta = (1+0.45)/3
         varianceeta = (1-0.45+0.45**2)/18
         means difeta = np.array([['%.4f' % i for i in j]
                                  for j in (meanseta-expectationeta)])
         variances difeta = np.array([['%.4f' % i for i in j]
                                      for j in (varianceseta-varianceeta)])
```

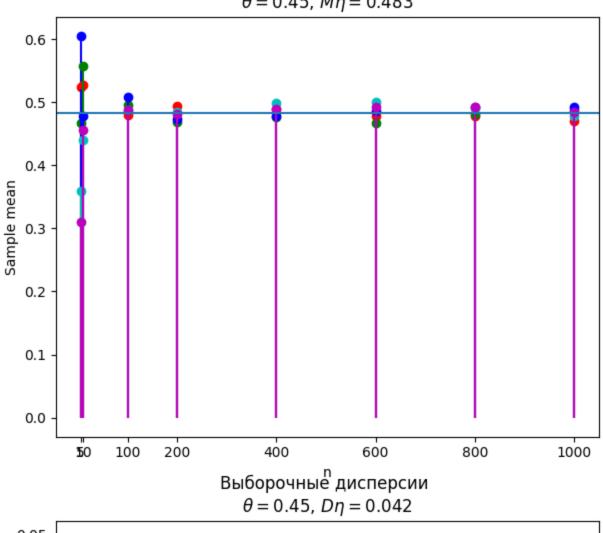
### Выборочные средние

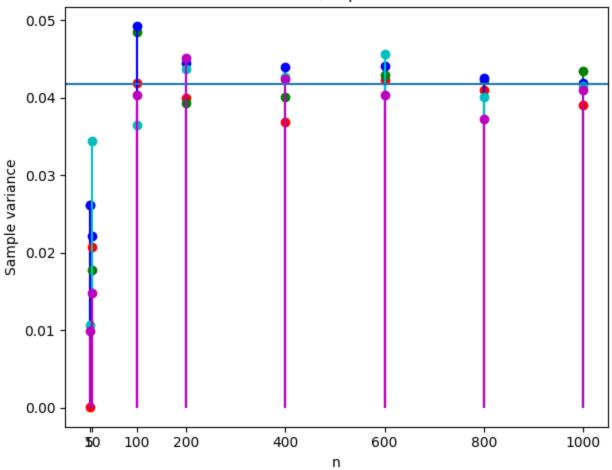
	1	2	3	4	5
5	0.5245	0.4672	0.6051	0.3590	0.3098
10	0.5278	0.5574	0.4788	0.4397	0.4555
100	0.4793	0.4948	0.5075	0.4874	0.4868
200	0.4936	0.4677	0.4728	0.4849	0.4807
400	0.4899	0.4771	0.4776	0.4989	0.4885
600	0.4785	0.4675	0.4853	0.4996	0.4918
800	0.4785	0.4806	0.4930	0.4901	0.4929
1000	0.4695	0.4872	0.4922	0.4776	0.4848

### Выборочные дисперсии

	1	2	3	4	5
5	0.0001	0.0261	0.0261	0.0107	0.0099
10	0.0207	0.0178	0.0221	0.0344	0.0148
100	0.0419	0.0485	0.0493	0.0365	0.0404
200	0.0399	0.0393	0.0445	0.0437	0.0451
400	0.0369	0.0400	0.0439	0.0426	0.0424
600	0.0422	0.0429	0.0442	0.0457	0.0403
800	0.0410	0.0422	0.0425	0.0401	0.0373
1000	0.0390	0.0434	0.0419	0.0415	0.0410







### Смещение оценки: $b(\theta) = M_{\theta}T(x) - \tau(\theta)$ $M\eta = 0.4833$

	1	2	3	4	5
5	0.0411	-0.0161	0.1217	-0.1243	-0.1736
10	0.0445	0.0741	-0.0046	-0.0436	-0.0278
100	-0.0040	0.0115	0.0242	0.0041	0.0034
200	0.0102	-0.0156	-0.0105	0.0016	-0.0026
400	0.0065	-0.0063	-0.0058	0.0156	0.0051
600	-0.0049	-0.0158	0.0020	0.0163	0.0084
800	-0.0049	-0.0027	0.0097	0.0068	0.0096
1000	-0.0138	0.0038	0.0088	-0.0058	0.0015

## Разница выборочной дисперсии и дисперсии $D\eta = 0.0418$

	1	2	3	4	5
5	-0.0417	-0.0157	-0.0157	-0.0311	-0.0319
10	-0.0211	-0.0241	-0.0197	-0.0074	-0.0270
100	0.0001	0.0067	0.0075	-0.0053	-0.0014
200	-0.0019	-0.0025	0.0027	0.0019	0.0033
400	-0.0049	-0.0018	0.0021	0.0008	0.0006
600	0.0004	0.0011	0.0023	0.0039	-0.0015
800	-0.0008	0.0004	0.0007	-0.0017	-0.0045
1000	-0.0028	0.0016	0.0001	-0.0003	-0.0008

Текст здесь 1 в 1 повторит текст выше.

... - и что еще раз на практике подтверждает теорему - ...

### Домашнее задание 3

#### Дискретное

#### Задание 1

#### Метод моментов

Параметр у нас только 1, потому для оценки heta методом моментов будет достаточно одного лишь  $M\xi=rac{ heta+1}{2}$  .

$$\hat{lpha_1} = rac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$
 вычислены выше, как выборочные средние. Ими и воспользуемся.

$$M\xi = \hat{lpha_1} \Leftrightarrow rac{\hat{ heta}+1}{2} = \hat{lpha_1} \Leftrightarrow \hat{ heta} = 2\hat{lpha_1}-1$$

Примечание: так как  $\hat{lpha_1}$ , скорее всего, не целое число, а heta тут обязательно целое, то результат оценки округляется.

### Оценка heta методом моментов для $\xi$

	1	2	3	4	5
5	27.000	32.000	47.000	16.000	41.000
10	36.000	29.000	25.000	31.000	33.000
100	26.000	28.000	31.000	29.000	24.000
200	29.000	31.000	28.000	31.000	30.000
400	29.000	30.000	29.000	28.000	29.000
600	28.000	31.000	29.000	30.000	29.000
800	29.000	29.000	29.000	30.000	29.000
1000	29.000	28.000	29.000	28.000	28.000

#### Метод максимального правдоподобия

Функция правдоподобия  $L(ar{x}, heta)=\prod_{i=1}^n P(x_i)=\prod_{i=1}^n rac{1}{ heta} {
m Ind}(1\leq x_i\leq heta)=rac{1}{ heta^n}\prod_{i=1}^n {
m Ind}(1\leq x_i)\cdot {
m Ind}(x_i\leq heta)=rac{1}{ heta^n} {
m Ind}(1\leq X_{(1)})\cdot {
m Ind}(X_{(n)}\leq heta)$ 

Максимальное значение этого выражения будет достигаться при минимально допустимом heta, что есть  $X_{(n)}$ 

#### Оценка $\theta$ методом максимального правдоподобия для $\xi$

	1	2	3	4	5
5	24.0000	23.0000	27.0000	15.0000	29.0000
10	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000
100	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
200	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
400	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
600	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
800	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
1000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000

$$L(ar x, heta)=rac{1}{ heta^n}{
m Ind}(1\leq X_{(1)})\cdot{
m Ind}(X_{(n)}\leq heta)=g(T(x), heta)\cdot h(ar x)$$
 , где  $g(T(x), heta)=rac{1}{ heta^n}{
m Ind}(1\leq X_{(1)})\cdot{
m Ind}(T(x)\leq heta)$  ,  $h(ar x)=1$  и  $T(x)=X_{(n)}$  . Тогда по теореме Неймана-Фишера  $T(x)=X_{(n)}$  - достаточная статистика.

Покажем ее полноту, но сперва определим функицю вероятности T(x):  $F_{X_{(n)}}(t) = P(X_{(n)} \leq t) = |$  Если максимальный элемент выборки меньше какого-то числа, то каждый элемент выборки меньше этого числа

$$|=\prod_{i=1}^n P(X_i\leq t)=|$$
 Каждый из них распределен одинаково  $|=P(X_1\leq t)^n=(F_\xi(t))^n=(rac{t}{ heta})^n=rac{t^n}{ heta^n}$  . Тогда  $P_{X_{(n)}}(t)=F_{X_{(n)}}(t)-F_{X_{(n)}}(t-1)=rac{t^n}{ heta^n}-rac{(t-1)^n}{ heta^n}=rac{t^n-(t-1)^n}{ heta^n}$  .

Теперь полнота: пусть  $M\phi(T(x))=0$ . Тогда

$$M\phi(T(x)) = \sum_{x=1}^{ heta} \phi(x) P_{X_{(n)}}(x) \, x = \sum_{x=1}^{ heta} \phi(x) rac{x^n - (x-1)^n}{ heta^n} \, x = rac{1}{ heta^n} \sum_{x=1}^{ heta} \phi(x) (x^n - (x-1)^n) \, x = 0 \Rightarrow \ \sum_{x=1}^{ heta} \phi(x) (x^n - (x-1)^n) \, x = 0$$

. Последовательность чисел  $(x^n-(x-1)^n)\,x$  от 0 до  $\theta$  возрастает и каждый ее член больше 0, тогда  $\phi(x)$  должна либо изначально равняться нулю, либо правильно чередовать домноженные элементы последовательности. Во втором случае построение  $\phi(x)$  должно учитывать верхнюю границу саммировния, потому что, например, если при четном  $\theta$  может быть и можно подобрать такую функцию, то она уже не будет работать при нечетном  $\theta$ . В то же время  $\theta$  не уточняется, что значит  $\phi(x)$  зависит от  $\theta$ , но  $\phi(x)$  не зависит от  $\theta$  по определению. Пришли к противоречию, значит такого варианта быть не может, а значит  $\phi(x)=0$ . Полнота T(x) доказана.

Таким образом,  $T(x) = X_{(n)}$  - полная достаточная статистика, а значит, что произвольная функция от этой оценки H(T(x)) будет оптимальной оценкой своего математического ожидания. Таким образом можно построить оценку для произвольной  $\tau(\theta)$ 

Найдем оценку au( heta) = heta:

$$M\,H(T(x)) = \sum_{x=1}^{ heta} H(x) P_{X_{(n)}}(x)\, x = rac{1}{ heta^n} \sum_{x=1}^{ heta} H(x) (x^n - (x-1)^n)\, x = heta \Leftrightarrow \sum_{x=1}^{ heta} H(x) (x^n - (x-1)^n)\, x = heta^{n+1}\,.$$

Посчитать это в лоб довольно трудно, однако можно воспользоваться теоремой Lehmann–Scheffé (<u>ссылка (https://en.wikipedia.org/wiki/Lehmann%E2%80%93Scheff%C3%A9\_theorem</u>)). Она отверждает, что любая несмещенная оценка при условии полной достаточной статистики дает оптимальную оценку.

За несмещенную оценку возьмем такую оценку:  $MX_1=M\xi=\frac{\theta+1}{2}\Rightarrow \hat(\theta)=2X_1-1.$   $M\hat{\theta}=M(2X_1-1)=2MX_1-1=2M\xi-1=2\frac{\theta+1}{2}-1=\theta$  - действительно несмещенная оценка. Вычислим  $P(X_1=j|X_{(n)}=y)$ :

$$\begin{split} j&=\overline{1,y-1}:\\ P(X_1=j,X_{(n)}=y)&=P(X_1=j,\max_{2\leq i\leq n}X_i=y)=P(X_1=j)\cdot P(\max_{2\leq i\leq n}X_i=y)=\frac{1}{y}\cdot \frac{y^{n-1}-(y-1)^{n-1}}{y^{n-1}}\\ &=\frac{y^{n-1}-(y-1)^{n-1}}{y^n}\\ \text{, и соответственно } P(X_1=j|X_{(n)}=y)=\frac{P(X_1=j,X_{(n)}=y)}{P(X_1=j)}=\frac{y^{n-1}-(y-1)^{n-1}}{y^n}\cdot \frac{y^n}{y^n-(y-1)^n}=\frac{y^{n-1}-(y-1)^{n-1}}{y^n-(y-1)^n}. \end{split}$$

j = y:

$$P(X_1=j,X_{(n)}=y)=P(X_1=j,X_{(n)}=y)=P(X_1=y,X_2\leq y,\dots,X_n\leq y)=P(X_1=y)$$
  $\cdot P(X_2\leq y,\dots,X_n\leq y)=rac{1}{y}\cdotrac{y^{n-1}}{y^{n-1}}=rac{1}{y}$  , и соответственно  $P(X_1=j|X_{(n)}=y)=rac{P(X_1=j,X_{(n)}=y)}{P(X_{(n)}=y)}=rac{1}{y}\cdotrac{y^n}{y^n-(y-1)^n}=rac{y^{n-1}}{y^n-(y-1)^n}.$ 

И, наконец, матожидание:

$$M(\hat{ heta}ig|X_{(n)}=y)=2M(X_1ig|X_{(n)}=y)-1=2\left[rac{y^{n-1}-(y-1)^{n-1}}{y^n-(y-1)^n}\sum_{j=1}^{y-1}j+rac{y^{n-1}}{y^n-(y-1)^n}y
ight]-1 \ =rac{\left(y^{n-1}-(y-1)^{n-1}
ight)\cdot y(y-1)+2y^n}{y^n-(y-1)^n}-1=rac{y^n(y-1)-y(y-1)^n+2y^n-y^n+(y-1)^n}{y^n-(y-1)^n}=rac{y^n(y-1+1)+(y-1)^n(1-y)}{y^n-(y-1)^n}=rac{y^{n+1}-(y-1)^{n+1}}{y^n-(y-1)^n}$$

Таким образом, искомая оптимальная оценка 
$$heta$$
 равна  $\,T_1(X)=rac{X_{(n)}^{n+1}-(X_{(n)}-1)^{n+1}}{X_{(n)}^n-(X_{(n)}-1)^n}\,$ 

#### Задание 3

В пример равномерного распределения выше я упомянул игру "BINGO", только сильно упрощенную: вместо карточки с 25 (местами 24) числами, на карточке, указанной мной, было всего одно число.

Предлагаю еще раз сменить эту модель, основываясь просто на аппарате выбрасывания шариков. На сайте stoloto.ru (https://www.stoloto.ru/check-ticket/bingo75/archive) на момент 13 декабря в архиве доступны тиражи серий до 1012. Чтобы "поправить" случайность, ввиду того что выпавшие однажды шарики не выпадут никогда, я выберу первые 5 шариков с 20 записей и составлю из них выборку. Так как игра называется "Бинго-75", предположу что  $\theta$  должно быть около 75.

Так как оптимальную оценку я не нашел, я предоставлю оценки методом моментов и методом максимального правдоподобия.

```
In [45]: bingo75 1012 = np.array(list(map(int,'61, 40, 42, 06, 21'.split(', '))))
         bingo75 1011 = np.array(list(map(int, '15, 45, 27, 32, 60'.split(', '))))
         bingo75 1010 = np.array(list(map(int, '75, 36, 31, 49, 47'.split(', '))))
         bingo75_1009 = np.array(list(map(int,'04, 30, 70, 59, 31'.split(', '))))
         bingo75 1008 = np.array(list(map(int, '55, 27, 03, 14, 36'.split(', '))))
         bingo75 1007 = np.array(list(map(int, '48, 61, 36, 15, 64'.split(', '))))
         bingo75 1006 = np.array(list(map(int, '73, 30, 15, 05, 06'.split(', '))))
         bingo75 1005 = np.array(list(map(int, '15, 38, 39, 31, 54'.split(', '))))
         bingo75 1004 = np.array(list(map(int, '39, 02, 68, 24, 19'.split(', '))))
         bingo75 1003 = np.array(list(map(int, '32, 17, 73, 02, 35'.split(', '))))
         bingo75_1002 = np.array(list(map(int,'27, 64, 61, 06, 50'.split(', '))))
         bingo75\ 1001 = np.array(list(map(int, '42, 46, 63, 73, 65'.split(', '))))
         bingo75 1000 = np.array(list(map(int,'01, 09, 19, 48, 15'.split(', '))))
         bingo75 0999 = np.array(list(map(int, '09, 02, 56, 08, 34'.split(', '))))
         bingo75\ 0998 = np.array(list(map(int, '36, 10, 55, 13, 59'.split(', '))))
         bingo75 0997 = np.array(list(map(int, '46, 06, 05, 63, 08'.split(', '))))
         bingo75 0996 = np.array(list(map(int, '33, 64, 24, 03, 10'.split(', '))))
         bingo75 0995 = np.array(list(map(int,'21, 33, 02, 07, 06'.split(', '))))
         bingo75 0994 = np.array(list(map(int, '74, 50, 42, 30, 17'.split(', '))))
         bingo75 0993 = np.array(list(map(int, '70, 57, 65, 74, 68'.split(', '))))
         bingo75 0993to1012 = np.sort(np.concatenate(
             (bingo75 1012, bingo75 1011, bingo75 1010, bingo75 1009,
              bingo75 1008, bingo75 1007, bingo75 1006, bingo75 1005,
              bingo75 1004, bingo75 1003, bingo75 1002, bingo75 1001,
              bingo75 1000, bingo75 0999, bingo75 0998, bingo75 0997,
              bingo75 0996, bingo75 0995, bingo75 0994, bingo75 0993)))
         bingo75 0993to1012 mean = xi sample mean(bingo75 0993to1012)
         bingo75 0993to1012 variance = xi sample variance(bingo75 0993to1012)
         estimbingo75 mm = np.around(2*bingo75 0993to1012 mean-1)
         estimbingo75 mmp = bingo75 0993to1012[-1]
         X n = int(estimbingo75 mmp)
         estimbingo75 opt = (X n^**101-(X n-1)**101)/(X n^**100-(X n-1)**100)
         print('"Бинго-75"\n'+
               'Выборочное среднее: %.3f, \n'%bingo75 0993to1012 mean+\
               'Выборочная дисперсия: %.3f, \n'%bingo75 0993to1012 variance+\
               'Оценка методом моментов: %d, \n'%estimbingo75 mm+\
               'Оценка методом максимального правдоподобия: %d \n'%estimbingo75 mmp+\
               'Оптимальная оценка: %d'%estimbingo75 opt)
         "Бинго-75"
```

```
Выборочное среднее: 35.060,
Выборочная дисперсия: 515.016,
Оценка методом моментов: 69,
Оценка методом максимального правдоподобия: 75
Оптимальная оценка: 75
```

## Абсолютно непрерывное

#### Метод моментов

$$M\xi=rac{1+ heta}{3}$$
 .  $\hat{lpha_1}=rac{1}{n}\sum_{i=1}^n x_i$  вычислены выше, как выборочные средние.

$$M\xi = rac{1+ heta}{3} = \hat{lpha_1} \Leftrightarrow rac{1+\hat{ heta}}{3} = \hat{lpha_1} \Leftrightarrow \hat{ heta} = 3\hat{lpha_1} - 1$$

#### Оценка $\theta$ методом моментов для $\eta$

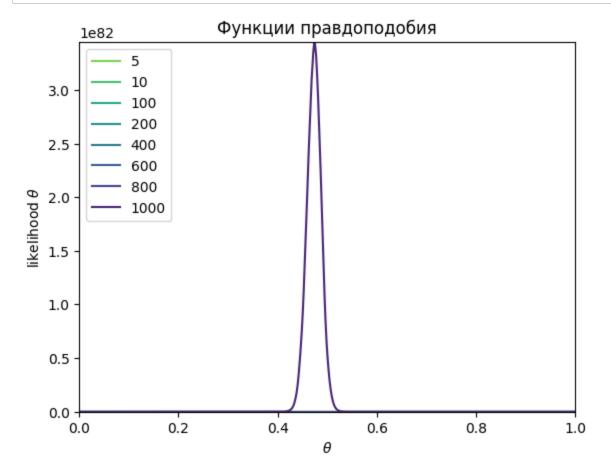
	1	2	3	4	5
5	0.5734	0.4017	0.8152	0.0770	-0.0707
10	0.5834	0.6722	0.4363	0.3192	0.3666
100	0.4380	0.4845	0.5225	0.4623	0.4603
200	0.4807	0.4032	0.4184	0.4547	0.4421
400	0.4696	0.4312	0.4327	0.4968	0.4654
600	0.4354	0.4025	0.4559	0.4988	0.4753
800	0.4354	0.4419	0.4791	0.4703	0.4788
1000	0.4086	0.4615	0.4765	0.4327	0.4545

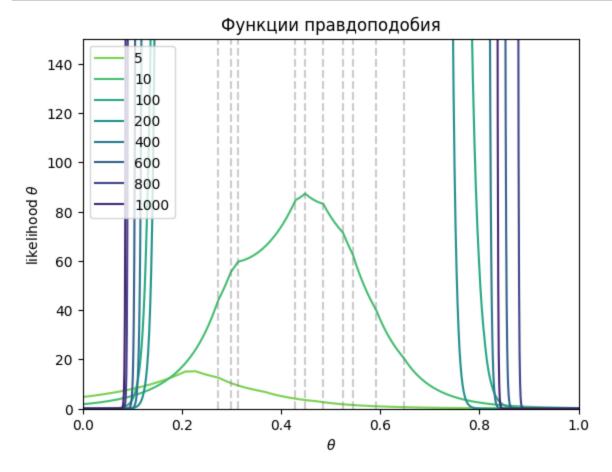
#### Метод максимального правдоподобия

Функция правдоподобия 
$$L(ar{x}, heta) = \prod_{i=1}^n f_{ heta}(x_i) = \prod_{i=1}^n ig(rac{2x_i}{ heta} \cdot \mathtt{Ind}(0 \leq x_i \leq heta) + rac{2(1-x_i)}{1- heta} \cdot \mathtt{Ind}( heta < x_i \leq 1)ig)$$
 .

Рассмотреть ни производную, ни производную логарифма такой функции правдоподобия не получится (или как минимум очень сложно и ничего толкового не даст), потому попробую прибегнуть к логике.

Попробуем задать эту функцию, посмотреть ее график, и найти искомое heta программными методами





Код выше реализует демонстрацию функции правдоподобия для  $\theta$  от 0 до 1 с шагом в 0.001. Как, на самом деле, стоило ожидать, значение функции сильно зависит от количества элементов выборки (а именно максимум ограничен  $2^n$ ), поэтому на первом графике выборок длины меньше 1000 даже не видно, они ушли в 0 ввиду масштабирования. Для этого я построил второй график, на котором уже ограничил значения у от нуля до 150, чтобы сделать выводы на простой выборке. В этот отрезок оси у хорошо попадает выборка длины 10.

График имеет 10 пиков, которые совпадают со значениями выборки (в силу изначальной неровности  $f_{\eta}(x)$  по  $\theta$ ). Программными методами найти такой максимум труда не составит, однако сформулировать оценку математическими методами будет проблематично. Код приведен ниже, как и таблица для выборок.

Однако можно описать алгоритм:

- 1. Вычислить все пары  $ig(x_i,L(ar x, heta)ig)$  для всех  $heta\in\{x_1,x_2,\ldots,x_n\}$ ;
- 2. Выбрать из полученных значений пару с максимальным вторым параметром;
- 3. Вернуть первый параметр выбранной пары.

# Оценка heta методом максимального правдоподобия для $\eta$

	1	2	3	4	5
5	0.5261	0.5771	0.5657	0.3375	0.2276
10	0.5610	0.5395	0.4634	0.3611	0.4487
100	0.4340	0.4670	0.4693	0.4634	0.4449
200	0.4624	0.4508	0.3977	0.4080	0.4524
400	0.4893	0.4420	0.4081	0.5183	0.4436
600	0.4488	0.4177	0.4476	0.4612	0.4692
800	0.4567	0.4527	0.4744	0.4655	0.4674
1000	0.4234	0.4486	0.4745	0.4349	0.4552

#### Задание 2

Задание 3

В примерах выше я указал, что треугольное распределение используется часто, но только потому что оно простое по формулировке, а значит для ее построение требуется мало информации о реальном событии. Так, предлагаю проанализировать методом моментов и методом максимального правдоподобия время моих матчей в игре "Dota 2". Так как не будет учитываться пик персонажей и версия игры, то инфомации достаточно мало. Но ради некоторого ограничения выберу данные игр только в режиме "All Pick" рейтинговом и обычном. Игры в других режимах учитывать не буду, это уже относительно другая игра.

Так как треугольное распределение определено при значениях от 0 до 1, а время игры может варьироваться от 9 минут, до двух часов, время игры я переведу в секунды, вычислю минимальное и максимальное значение и для каждого члена выборки вычту минимальное и поделю результат на разницу максимального и минимального. Тогда получу значения в отрезке от 0 до 1, эту выборки и буду оценивать.

Скрипт, который достает данные моих игр, нормирует их и сохраняет в файл, будет приложен к репозиторию github этого домашнего задания. Также, в силу того что для работы со Steam Web API требуется личный идентификатор, из соображений безопасности, этот идентификатор я уберу из кода (то есть для проверки работоспособности скрипта потребуется ввести его самому).

В силу ограничений самого Steam Web API, выборка будет состоять из 500 последних матчей.

```
In [51]: dota2 sample = np.sort(np.load('dota2 sample.npz')['dota2 sample'])
         dota2 mean = eta sample mean(dota2 sample)
         dota2 variance = eta sample variance(dota2 sample)
         estimdota2 mm = 3*dota2 mean-1
         # там есть 0 и 1
         estimdota2 mmp = argmax mmp eta(
             [(x, likelihood func eta(dota2 sample[1:-1], x)) for x in dota2 sample[1:-1]])
         print('"Dota 2"\n'+\
               'Выборочное среднее: %.3f, \n'%dota2 mean+\
               'Выборочная дисперсия: %.3f, \n'%dota2_variance+\
                'Оценка методом моментов: %.3f, \n'%estimdota2 mm+\
               'Оценка методом максимального правдоподобия: %.3f'%estimdota2 mmp)
         print('\nOценки, возвращенные в секунды (x*4764+50)\n'+\
               'Выборочное среднее: %d, \n'% (dota2 mean*4764+50)+\
               'С выборочной дисперсией простое линейное преобразование не сработает\ln +
                'Оценка методом моментов: %d, \n'%(estimdota2 mm*4764+50)+\
               'Оценка методом максимального правдоподобия: %d'% (estimdota2 mmp*4764+50))
         # и полигон, потому что мне интересно
         X \text{ poldota2} = \text{np.linspace}(0,1,50)
         Y poldota2 = eta pilygon(dota2 sample, X poleta)
         plt.stairs(Y poldota2, np.append(X poldota2,1))
         plt.xlabel('x')
         plt.ylabel('polygon(x)')
         plt.title('Нормированный полигон выборки игр Dota 2');
```

"Dota 2"

Выборочное среднее: 0.390, Выборочная дисперсия: 0.019, Оценка методом моментов: 0.170,

Оценка методом максимального правдоподобия: 0.291

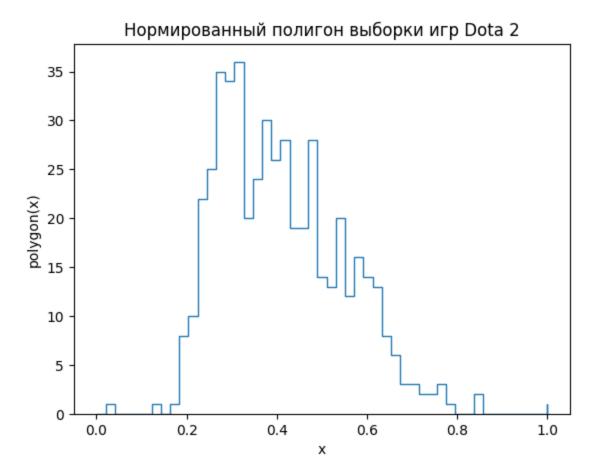
Оценки, возвращенные в секунды (x\*4764+50)

Выборочное среднее: 1907,

С выборочной дисперсией простое линейное преобразование не сработает

Оценка методом моментов: 858,

Оценка методом максимального правдоподобия: 1433



# Домашнее задание 4

## Дискретное

Задание 1

#### Критерий согласия Колмагорова (Смирнова)

В случае дискретного распределения потребуется сперва дополнить распределение так, чтобы получилось непрерывное. Для этого вместо F(x) будем рассматривать  $U(x)=F(x-0)+\gamma \big(F(x)-F(x-0)\big)$ , где  $F(x-0)=\lim_{x\to x-0}F(x)$  и  $\gamma\sim R[0,1]$ . В неразрывных точках F(x) обращает F(x)-F(x-0) в ноль, тем самым U(x)=F(x-0). В точках разрыва же  $F(x)-F(x-0)\neq 0$ , а значит случайная величина  $\gamma$  выберет случайное число в вероятностном отрезке F(x)-F(x-0), после чего к нему будет прибавлено само F(x). В силу случайности и непрерывности  $\gamma$  мы получим непрерывное случайное распределение, которое уже можно использовать для критерия согласия Колмагорова.

В критерии рассматривается величина  $D_n=\sup_{x\in\mathbb{R}} |\hat{F}_n(x)-F(x)|$ , что в силу способа задания  $\hat{F}_n(x)$  все равно что  $D_n=max\{D_n^-,D_n^+\}$ , где  $D_n^-=\max_{1\le k\le n} \left|F(x_{(k)})-\frac{k-1}{n}\right|$  и  $D_n^+=\max_{1\le k\le n} \left|\frac{k}{n}-F(x_{(k)})\right|$ . Далее  $D_n$  домножается на  $\sqrt{n}$  и сравнивается с квантилем  $t_\alpha$  распределения Колмагорова. Если  $\sqrt{n}D_n\ge t_\alpha$  то гипотеза о верности предположения о распределении выборки отвергается. Иначе - считаем, что данные не противоречат гипотезе.

В силу асимптотичности критерия, для выборки длины меньшей 20 предлагается вычислять не  $\sqrt{n}D_n$ , а  $S_n=rac{6nD_n+1}{6\sqrt{n}}$ , которая также сходится к распределению Колмагорова, но быстрее.

Выберем ошибку первого рода lpha за 0.05. Для такого lpha квантиль  $t_lpha=1.36$  по табличным данным.

```
In [52]: # модифицированное распределение
         def xi distr real continuous(x, theta=29):
             if np.issubdtype(x, np.integer): #если мы попали в целое
                  left=xi distr real(x-1, theta)
                 right=xi distr real(x, theta)
                 return left+np.random.uniform() * (right-left)
             return xi distr real(int(x), theta)
         def xi Dn(sample, theta=29):
             n=len(sample)
             res=-1
             for k in range(n):
                 t=np.abs(k/n-xi distr real continuous(sample[k], theta))#plus
                 if t>res: res=t
                 t=np.abs(xi\_distr\_real\_continuous(sample[k], theta)-(k-1)/n)#minus
                 if t>res: res=t
             return res
         # модификация для малых выборок
         def xi Sn(sample, theta=29):
             return (6*len(sample) *xi Dn(sample, theta) +1) / (6*np.sqrt(len(sample)))
         kolmag xi = np.array([[xi Dn(sample xi[k][j])*np.sqrt(n[k]) if n[k]>20 else xi Sn(
         sample xi[k][j])
                                 for j in range(5)] for k in range(len(n))])
         kolmag xi demo = np.array([['%.4f' % i for i in j] for j in kolmag xi])
         kolmag xi good = np.array([[i<1.36 for i in j] for j in kolmag xi])</pre>
         kolmag xi good demo = np.array([['Подходит' if i else 'He подходит' for i in j]
                                           for j in kolmag xi good])
```

### $\sqrt{n}D_n$ критерия согласия Колмагорова

	1	2	3	4	5
5	1.1607	1.1436	1.9196	0.7735	1.5846
10	1.3454	0.9893	0.5989	0.9291	1.3597
100	1.1933	0.7082	1.1862	0.8606	1.7495
200	1.0120	1.4085	1.0014	1.4517	1.3466
400	1.1440	1.3931	1.0404	1.7086	1.0776
600	1.8384	2.2524	1.1786	1.6269	1.2634
800	1.3059	1.3798	1.4203	1.7527	1.2914
1000	1.8439	1.7598	1.6213	1.7591	1.8357

## Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	Подходит	Подходит	Не подходит	Подходит	Не подходит
10	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Не подходит
200	Подходит	Не подходит	Подходит	Не подходит	Подходит
400	Подходит	Не подходит	Подходит	Не подходит	Подходит
600	Не подходит	Не подходит	Подходит	Не подходит	Подходит
800	Подходит	Не подходит	Не подходит	Не подходит	Подходит
1000	Не подходит				

#### Критерий хи-квадрат

Выберем разбиение на N=5 участков: от 1 до 6, от 6 до 12, от 12 до 18, от 18 до 24 и от 24 до 30. Обозначим минимальную границу отрезка за  $a_i$ , максимальную за  $b_i$ ,  $i=\overline{1,5}$ . Тогда

$$p_i=F(b_i)-F(a_i)=rac{b_i}{ heta}-rac{a_i}{ heta}=rac{b_i-a_i}{ heta}=rac{6}{ heta}=rac{6}{29}$$
 для любых  $i=\overline{2,5}$ , для  $i=1$   $p_i=rac{5}{29}$ . Статистика  $X_N^2=\sum_{i=1}^N=rac{\left(
u_i^{(n)}-np_i
ight)^2}{np_i}$ , где  $u_i^{(n)}=\sum_{k=1}^n Ind(X_k=i)$  - число элементов выборки, попавших в выделенный отрезок, сравнивается с квантилем распределения  $\chi^2_{N-1}$ .

Так как критерий хи-квадрат является асимптотическим, для выборок длины меньше 20, критерий использоваться не будет.

Выберем ошибку первого рода lpha за 0.05. Для такого lpha при N-1=4 степеней свободы квантиль  $t_lpha=9.5$  по табличным данным.

```
In [54]: | def xi_nu1_vec(sample):
             res=np.zeros(5)
             for x in sample:
                  for i in range (5):
                      if x < 6*(i+1):
                          res[i] += 1
                          break
             return res
         def xi hi1 sqr(sample, theta=29):
             n=len(sample)
             nu=xi nu1 vec(sample)
             res=0
             for i in range(5):
                 res += (nu[i]-n/theta*(5 if i==0 else 6))**2/(n/theta*(5 if i==0 else 6))
             return res
         hilsqr xi = np.array([[xi hil sqr(sample xi[k][j]) if n[k] > 20 else None
                                 for j in range(5)] for k in range(len(n))])
         hilsqr xi demo = np.array([['%.4f'\%i if i!=None else '-' for i in j] for j in hils
         qr xi])
         hilsqr xi good = np.array([[i<9.5 if i!=None else None for i in j] for j in hilsqr
          xi])
         hilsqr xi good demo = np.array([[('Подходит' if i else 'He подходит') if i!=None e
         lse '-' for i in j]
                                            for j in hilsqr xi good])
```

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при первом разбиении

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	5.6180	3.5203	6.8553	3.2497	14.3567
200	4.8898	9.3510	1.8593	2.8115	3.7685
400	4.5403	2.3847	0.4803	3.3078	2.5442
600	5.3347	11.9628	0.4837	3.8622	2.2559
800	2.4856	1.8609	0.9027	5.0762	5.5342
1000	4.5078	3.7905	5.2318	2.7610	6.9535

## Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Не подходит
200	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
600	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит

Возьмем другое разбиаение: пусть на этот раз N=10, и отрезки все также равны по длине, кроме первого. Тогда  $p_i=\frac{3}{29}$  для  $i=\overline{2,10}$ , для i=1  $p_i=\frac{2}{29}$ . В этом случае степеней свободы будет N-1=9 и квантиль  $t_{\alpha}=16.9$  по табличным данным.

```
In [56]: def xi_nu2_vec(sample):
             res=np.zeros(10)
             for x in sample:
                 for i in range(10):
                     if x<3*(i+1):
                         res[i]+=1
                         break
             return res
         def xi hi2 sqr(sample, theta=29):
             n=len(sample)
             nu=xi nu2 vec(sample)
             res=0
             for i in range(10):
                 res += (nu[i]-n/theta*(2 if i==0 else 3))**2/(n/theta*(2 if i==0 else 3))
             return res
         hi2sqr xi = np.array([[xi hi2 sqr(sample xi[k][j]) if n[k]>20 else None
                                 for j in range(5)] for k in range(len(n))])
         hi2sqr xi demo = np.array([['%.4f'%i if i!=None else '-' for i in j] for j in hi2s
         qr xi])
         hi2sqr xi good = np.array([[i<16.9 if i!=None else None for i in j] for j in hi2sq
         r xi])
         hi2sqr xi good demo = np.array([[('Подходит' if i else 'He подходит') if i!=None e
         lse '-' for i in j]
                                            for j in hi2sqr xi good])
```

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при втором разбиении

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	8.8950	11.2150	9.0400	8.3150	21.0267
200	7.9300	11.0233	7.5433	5.9000	12.5700
400	6.1933	8.1267	3.0033	6.1571	4.7433
600	8.1703	22.8636	6.6236	5.2058	4.8756
800	3.8558	4.9735	1.4694	6.8525	6.8767
1000	6.6093	13.9560	7.2522	5.0047	12.2402

## Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Не подходит
200	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
600	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит

#### Критерий согласия Колмагорова (Смирнова) для сложной гипотезы

Для этого критерия сперва находится оценка методом максимального правдоподобия, затем статистика вычисляется, и к ней критерий применяется уже как к простой гипотезе. Метод максимального правдоподобия уже реализован в домашней работе 3, так что числа будут взяты оттуда.  $\alpha$  и  $t_{\alpha}$  оставим прежними.

# Оценка heta методом максимального правдоподобия

	1	2	3	4	5
5	24.0000	23.0000	27.0000	15.0000	29.0000
10	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000
100	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
200	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
400	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
600	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
800	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
1000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000

# $\sqrt{n}D_n$ критерия согласия Колмагорова

	1	2	3	4	5
5	1.1406	1.1515	1.9248	0.7232	1.5792
10	1.3428	1.0311	0.5612	0.9259	1.3542
100	1.2384	0.7498	1.1583	0.7692	1.6511
200	1.0438	1.4099	1.1103	1.3593	1.4199
400	1.1629	1.5385	1.0299	1.5183	1.2547
600	1.6858	2.2900	1.2321	1.5040	1.2326
800	1.3337	1.2430	1.4553	1.7226	1.3008
1000	1.8937	1.8917	1.6144	1.7238	1.7427

# Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	Подходит	Подходит	Не подходит	Подходит	Не подходит
10	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Не подходит
200	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит	Не подходит
400	Подходит	Не подходит	Подходит	Не подходит	Подходит
600	Не подходит	Не подходит	Подходит	Не подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Не подходит	Не подходит	Подходит
1000	Не подходит				

#### Критерий согласия хи-квадрат для сложной гипотезы

Сперва берется оценка методом максимльного правдоподобия, но не для распределения предполагаемого, а для полиномиального распределения, построенном на разбиении этого самого предполагаемого распределения.  $\alpha$  и оставим прежней,  $t_{\alpha}$  же изменится, так как изменится количество степеней свободны. Так как будет взята оценка максимального правдоподобия, получим N-2=3 здесь, и  $t_{\alpha}=7.8$ 

Найдем оценку  $\hat{ heta} = rgmax_{ heta} \prod_{i=1}^{N} ig(p_i( heta)ig)^{
u_i}$ :

$$\prod_{i=1}^N \left(p_i( heta)
ight)^{
u_i} = \prod_{i=1}^N \left(rac{b_i-a_i}{ heta}
ight)^{
u_i} = heta^{-\sum_{i=1}^N 
u_i} \prod_{i=1}^N \left(b_i-a_i
ight)^{
u_i} = heta^{-n} \prod_{i=1}^N \left(b_i-a_i
ight)^{
u_i}$$
, где  $a_i$  и  $b_i$  соответственно минимум и максимум рассматриваемого отрезка. Тогда  $\hat{ heta} = rgmax_{d} \prod_{i=1}^N \left(p_i( heta)
ight)^{
u_i} = rgmax_{d} \left[ heta^{-n} \prod_{i=1}^N (b_i-a_i)^{
u_i}
ight]$ 

будет оценкой максимального правдоподобия, при минимально возможном  $\theta$ . Что значит  $\theta = X_{(n)}$ , что есть оценка максимального правдоподобия, предложенная в третьем домашнем задании.

# Оценка $\theta$ методом максимального правдоподобия

	1	2	3	4	5
5	24.0000	23.0000	27.0000	15.0000	29.0000
10	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000
100	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
200	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
400	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
600	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
800	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
1000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при первом разбиении

	1	2	3	4	5
5	-	-	1	-	-
10	-	-	1	-	-
100	5.6180	3.5203	6.8553	3.2497	14.3567
200	4.8898	9.3510	1.8593	2.8115	3.7685
400	4.5403	2.3847	0.4803	3.3078	2.5442
600	5.3347	11.9628	0.4837	3.8622	2.2559
800	2.4856	1.8609	0.9027	5.0762	5.5342
1000	4.5078	3.7905	5.2318	2.7610	6.9535

# Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Не подходит
200	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит	Подходит
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
600	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит

# Оценка heta методом максимального правдоподобия

	1	2	3	4	5
5	24.0000	23.0000	27.0000	15.0000	29.0000
10	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000	28.0000
100	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
200	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
400	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
600	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
800	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000
1000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000	29.0000

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при втором разбиении

	1	2	3	4	5
5	-	•	1	•	•
10	-	•	1	•	•
100	8.8950	11.2150	9.0400	8.3150	21.0267
200	7.9300	11.0233	7.5433	5.9000	12.5700
400	6.1933	8.1267	3.0033	6.1571	4.7433
600	8.1703	22.8636	6.6236	5.2058	4.8756
800	3.8558	4.9735	1.4694	6.8525	6.8767
1000	6.6093	13.9560	7.2522	5.0047	12.2402

# Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Не подходит
200	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
600	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит

#### Критерий однородности Смирнова

Критерий определяется через  $D_{n,m} \leq t_lpha(n,m)$ , где  $D_{n,m} = \sup_{x \in \mathbb{R}} \left|\hat{F}_n(x) - \hat{F}_m(x) 
ight|$  и  $t_lpha(n,m) = \sqrt{rac{1}{n} + rac{1}{m}} t_lpha$ .

Значения  $D_{n,m}$  мы посчитали во втором домашнем задании, их использовать и будем. lpha оставим такойже, 0.05, тогда  $t_lpha=1.36$ 

 $t_{\alpha}(n, m)$ 

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.8601	0.7449	0.6232	0.6158	0.6120	0.6107	0.6101	0.6097
10	0.7449	0.6082	0.4511	0.4407	0.4354	0.4336	0.4327	0.4322
100	0.6232	0.4511	0.1923	0.1666	0.1521	0.1469	0.1442	0.1426
200	0.6158	0.4407	0.1666	0.1360	0.1178	0.1110	0.1075	0.1053
400	0.6120	0.4354	0.1521	0.1178	0.0962	0.0878	0.0833	0.0805
600	0.6107	0.4336	0.1469	0.1110	0.0878	0.0785	0.0734	0.0702
800	0.6101	0.4327	0.1442	0.1075	0.0833	0.0734	0.0680	0.0645
1000	0.6097	0.4322	0.1426	0.1053	0.0805	0.0702	0.0645	0.0608

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	0.83	0.65	0.61	0.69	0.60	0.66
10	0.73	0.00	1.03	0.85	0.87	0.98	0.97	0.90
100	0.83	1.03	0.00	0.69	1.10	0.91	1.13	0.81
200	0.65	0.85	0.69	0.00	0.72	0.63	0.62	0.61
400	0.61	0.87	1.10	0.72	0.00	0.79	0.45	0.63
600	0.69	0.98	0.91	0.63	0.79	0.00	0.83	0.62
800	0.60	0.97	1.13	0.62	0.45	0.83	0.00	0.74
1000	0.66	0.90	0.81	0.61	0.63	0.62	0.74	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят
10	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят
1000	Не подходят	Подходят						

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.37	0.52	0.62	0.54	0.53	0.56	0.61
10	0.37	0.00	0.57	0.56	0.51	0.43	0.59	0.59
100	0.52	0.57	0.00	0.86	0.80	0.69	0.53	0.41
200	0.62	0.56	0.86	0.00	0.75	0.53	0.93	1.08
400	0.54	0.51	0.80	0.75	0.00	0.90	0.57	0.98
600	0.53	0.43	0.69	0.53	0.90	0.00	1.04	1.36
800	0.56	0.59	0.53	0.93	0.57	1.04	0.00	0.65
1000	0.61	0.59	0.41	1.08	0.98	1.36	0.65	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Подходят	Подходят	Не подходят	Подходят	Подходят	Подходят	Подходят
10	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят
100	Подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят
800	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят
1000	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	1.28	1.29	1.37	1.42	1.43	1.36	1.41
10	1.28	0.00	0.78	0.54	0.56	0.51	0.58	0.54
100	1.29	0.78	0.00	0.73	0.72	0.89	0.71	0.83
200	1.37	0.54	0.73	0.00	0.69	0.53	0.68	0.74
400	1.42	0.56	0.72	0.69	0.00	0.36	0.45	0.35
600	1.43	0.51	0.89	0.53	0.36	0.00	0.58	0.44
800	1.36	0.58	0.71	0.68	0.45	0.58	0.00	0.55
1000	1.41	0.54	0.83	0.74	0.35	0.44	0.55	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
10	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Не подходят	Подходят	Не подходят					
1000	Не подходят	Подходят						

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	1.09	1.20	1.04	1.09	1.13	1.03
10	0.73	0.00	0.57	0.42	0.52	0.46	0.51	0.53
100	1.09	0.57	0.00	0.90	0.69	0.65	0.62	0.55
200	1.20	0.42	0.90	0.00	1.24	0.65	0.55	1.06
400	1.04	0.52	0.69	1.24	0.00	1.23	1.33	0.67
600	1.09	0.46	0.65	0.65	1.23	0.00	0.44	1.08
800	1.13	0.51	0.62	0.55	1.33	0.44	0.00	1.13
1000	1.03	0.53	0.55	1.06	0.67	1.08	1.13	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
10	Подходят	Подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Не подходят	Подходят	Не подходят					
1000	Не подходят	Подходят						

$$D_{m,n} = \sqrt{\frac{nm}{n+m}} \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_n(x) - F_m(x)|$$

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.91	1.22	0.97	1.03	1.01	0.99	1.02
10	0.91	0.00	1.24	1.05	0.98	0.96	0.98	0.96
100	1.22	1.24	0.00	1.39	1.25	1.34	1.40	1.36
200	0.97	1.05	1.39	0.00	0.87	0.80	0.90	1.03
400	1.03	0.98	1.25	0.87	0.00	0.63	0.45	0.44
600	1.01	0.96	1.34	0.80	0.63	0.00	0.48	0.79
800	0.99	0.98	1.40	0.90	0.45	0.48	0.00	0.94
1000	1.02	0.96	1.36	1.03	0.44	0.79	0.94	0.00

## Критерий однородности при $t_{\alpha} = 1.36$

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
10	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Не подходят	Подходят	Не подходят					
1000	Не подходят	Подходят						

#### Задание 3

In [71]: | #asd

### Абсолютно непрерывное

#### Задание 1

#### Критерий согласия Колмагорова (Смирнова)

Здесь распределение уже непрерывное, так что никаких  $U(x) = F(x-0) + \gamma \big(F(x) - F(x-0)\big)$  строить и рассматривать не надо.

 $D_n = max\{D_n^-, D_n^+\}$ , где  $D_n^- = \max_{1 \leq k \leq n} \left| F(x_{(k)}) - rac{k-1}{n} 
ight|$  и  $D_n^+ = \max_{1 \leq k \leq n} \left| rac{k}{n} - F(x_{(k)}) 
ight|$  в коде определяется также как и в дискретном случае.

lpha оставим такой же, всё те же 0.05, соответственно  $t_lpha=1.36$ .

```
In [72]: def eta Dn(sample, theta=0.45):
             n=len(sample)
             res=-1
             for k in range(n):
                 t=np.abs(k/n-eta distr real(sample[k], theta)) #plus
                 if t>res: res=t
                 t=np.abs (eta distr real (sample[k], theta) - (k-1)/n) #minus
                 if t>res: res=t
             return res
         def eta Sn(sample, theta=0.45):
             return (6*len(sample)*eta Dn(sample, theta)+1)/(6*np.sqrt(len(sample)))
         kolmag eta = np.array([[eta Dn(sample eta[k][j])*np.sqrt(n[k]) if n[k]>20 else eta
         Sn(sample eta[k][j])
                                 for j in range(5)] for k in range(len(n))])
         kolmag eta demo = np.array([['%.4f' % i for i in j] for j in kolmag eta])
         kolmag eta good = np.array([[i<1.36 for i in j] for j in kolmag eta])</pre>
         kolmag eta good demo = np.array([['Подходит' if i else 'He подходит' for i in j]
                                           for j in kolmag eta good])
```

# $\sqrt{n}D_n$ критерия согласия Колмагорова

	1	2	3	4	5
5	1.7844	1.1362	1.5659	0.7592	0.7516
10	1.1948	1.3203	0.8599	0.5186	0.8913
100	0.4434	0.8335	0.9687	0.5884	0.4861
200	0.6892	0.5729	0.9602	0.6906	0.4740
400	0.9441	0.9640	0.9322	1.3634	1.1062
600	0.5297	1.1492	0.6181	1.1916	0.7430
800	0.4847	0.5567	1.1671	0.9698	1.1525
1000	1.7160	0.7291	1.0632	0.6162	0.5809

### Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	Не подходит	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит
10	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
200	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
400	Подходит	Подходит	Подходит	Не подходит	Подходит
600	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
1000	Не подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит

#### Критерий хи-квадрат

Выберем N=5 и поделим отрезок [0,1] на соответственно 5 равных отрезков. Их вероятности буду вычислять на месте, что упростит реализацию при переходе к сложной гипотезе.

lpha сохраним за 0.05, N-1=4, и  $t_{lpha}=9.5$ .

```
In [74]: def eta nul vec(sample):
             res=np.zeros(5)
             for x in sample:
                 for i in range(5):
                     if x<0.2*(i+1):
                         res[i]+=1
                         break
             return res
         eta hi p i = lambda a, b, theta=0.45: eta distr real(b, theta)-eta distr real(a, t
         heta)
         def eta hi1 sqr(sample, theta=0.45):
             n=len(sample)
             nu=eta nu1 vec(sample)
             res=0
             p i=0
             for i in range (5):
                 p_i = eta_hi_p_i(0.2*i, 0.2*(i+1), theta)
                 res += (nu[i]-n*p i)**2/(n*p i)
             return res
         hilsqr eta = np.array([[eta hil sqr(sample eta[k][j]) if n[k]>20 else None
                                for j in range(5)] for k in range(len(n))])
         hilsqr eta demo = np.array([['%.4f'%i if i!=None else '-' for i in j] for j in hil
         sqr eta])
         hilsqr eta good = np.array([[i<9.5 if i!=None else None for i in j] for j in hilsq
         hilsqr_eta_good_demo = np.array([[('Подходит' if i else 'He подходит') if i!=None
         else '-' for i in j]
                                            for j in hilsqr eta good])
```

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при первом разбиении

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	0.6656	0.5406	7.3784	1.1106	1.3916
200	4.1713	4.4718	5.9309	3.5151	0.6727
400	2.3242	2.4730	3.5913	3.0242	1.4152
600	0.7084	4.6453	0.4911	8.3945	2.5042
800	1.3361	1.5784	4.4692	2.2923	6.7460
1000	7.9504	1.9829	4.6312	1.7488	1.1653

## Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
200	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
600	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит

Теперь разбиение в N=10 равных между собой по длине отрезков.  $t_{lpha}=16.9$ .

```
In [76]: def eta nu2 vec(sample):
             res=np.zeros(10)
             for x in sample:
                 for i in range(10):
                     if x<0.1*(i+1):
                         res[i]+=1
                         break
             return res
         eta hi p i = lambda a, b, theta=0.45: eta distr real(b, theta)-eta distr real(a, t
         heta)
         def eta hi2 sqr(sample, theta=0.45):
             n=len(sample)
             nu=eta nu2 vec(sample)
             res=0
             p i=0
             for i in range (10):
                 p_i = eta_hi_p_i(0.1*i, 0.1*(i+1), theta)
                 res += (nu[i]-n*p i)**2/(n*p i)
             return res
         hi2sqr eta = np.array([[eta hi2 sqr(sample eta[k][j]) if n[k]>20 else None
                                for j in range(5)] for k in range(len(n))])
         hi2sqr eta demo = np.array([['%.4f'%i if i!=None else '-' for i in j] for j in hi2
         sqr eta])
         hi2sqr eta good = np.array([[i<16.9 if i!=None else None for i in j] for j in hi2s
         hi2sqr eta good demo = np.array([[('Подходит' if i else 'He подходит') if i!=None
         else '-' for i in j]
                                            for j in hi2sqr eta good])
```

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при втором разбиении

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	6.4150	5.1367	9.1054	3.9035	2.6473
200	6.0584	8.5370	22.6417	12.4356	5.0815
400	12.0132	11.9709	10.2875	14.5082	4.1063
600	2.4270	6.6955	6.2871	14.5735	3.7045
800	7.1942	2.5776	6.6175	11.0898	13.5342
1000	9.3320	7.0186	6.2470	3.8856	5.4462

## Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5
5	-	-	-	-	-
10	-	-	-	-	-
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
200	Подходит	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
600	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит

Критерий согласия Колмагорова (Смирнова) для сложной гипотезы

 $t_{\alpha} = 1.36$ 

# Оценка heta методом максимального правдоподобия

	1	2	3	4	5	
5	0.5261	0.5771	0.5657	0.3375	0.2276	
10	0.5610	0.5610 0.5395		0.3611	0.4487	
100	0.4340 0.4670		0.4693	0.4634	0.4449	
200	0.4624	0.4508	0.3977	0.4080	0.4524	
400	0.4893	0.4420	0.4081	0.5183	0.4436	
600	0.4488 0.417		0.4476	0.4612	612 0.4692	
800	0.4567	0.4527	0.4744	0.4655	0.4674	
1000	0.4234	0.4486	0.4745	0.4349	0.4552	

## $\sqrt{n}D_n$ критерия согласия Колмагорова

	1	2	3	4	5
5	1.7844	1.1362	1.5659	0.7592	0.7516
10	1.1948	1.3203	0.8599	0.5186	0.8913
100	0.5071 0.7963		0.9166	0.4614	0.5033
200	0.6554	0.5747	0.6301	1.0528	0.4563
400	0.7098	0.8889	0.9059	0.5849	1.1891
600	0.5154	0.5426	0.6359	1.0754	0.5773
800	0.6008 0.6000		0.8899	0.8299	0.7800
1000	1.1195	0.7421	0.6163	0.6780	0.5225

## Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5	
5	Не подходит Подходит		Не подходит	Подходит	Подходит	
10	Подходит Подходит		Подходит	Подходит	Подходит	
100	Подходит Подходит		Подходит	Подходит	Подходит	
200	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
600	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
800	Подходит Подходит Подх		Подходит	Подходит	Подходит	
1000	О Подходит Подходит		Подходит	Подходит	Подходит	

#### Критерий согласия хи-квадрат для сложной гипотезы

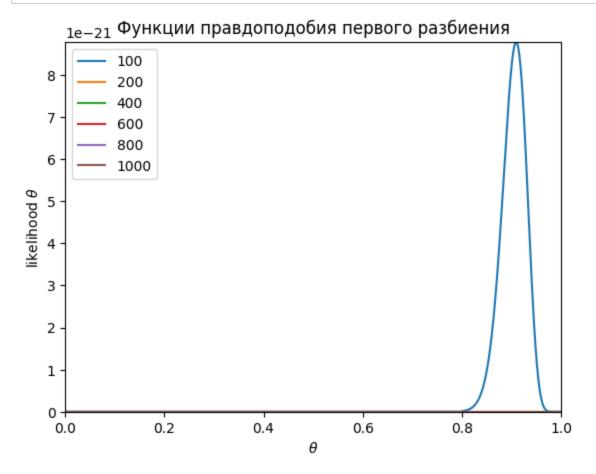
$$\hat{ heta}=rgmax\prod_{i=1}^Nig(p_i( heta)ig)^{
u_i}$$
:  $\prod_{i=1}^Nig(p_i( heta)ig)^{
u_i}=\prod_{i=1}^Nig(F(b_i)-F(a_i)ig)^{
u_i}$ , где  $a_i$  и  $b_i$  соответственно минимум и

максимум рассматриваемого отрезка. Тогда, среди этих пар  $a_i$ ,  $b_i$  есть такой  $a_k$ ,  $b_k$ ,  $k=\overline{1,N}$  что  $\theta\in[a_k,b_k]$ . Тогда  $\prod_{i=1}^N \left(F(b_i)-F(a_i)\right)^{\nu_i}=\prod_{i=1}^{k-1} \left(F(b_i)-F(a_i)\right)^{\nu_i}\cdot \left(F(b_k)-F(a_k)\right)^{\nu_i}\cdot \prod_{i=k+1}^N \left(F(b_i)-F(a_i)\right)^{\nu_i}=\prod_{i=1}^{k-1} \left(\frac{b_i^2-a_i^2}{\theta}\right)^{\nu_i}\cdot \left(F(b_k)-F(\theta-0)+F(\theta+0)-F(a_k)\right)^{\nu_i}\cdot \prod_{i=k+1}^N \left(\frac{2b_i-b_i^2-\theta-2a_i+a_i^2+\theta}{1-\theta}\right)^{\nu_i}=\theta^{-\sum_{i=0}^{k-1}\nu_i}$   $\cdot (1-\theta)^{-\sum_{i=k+1}^N\nu_i}\cdot \left(\frac{2b_k-b_k^2-\theta-2\theta+\theta^2+\theta}{1-\theta}+\frac{\theta^2-a_k^2}{\theta}\right)^{\nu_k}\cdot \prod_{i=1}^{k-1} \left(b_i^2-a_i^2\right)^{\nu_i}\cdot \prod_{i=k+1}^N \left(2b_i-b_i^2-2a_i+a_i^2\right)^{\nu_i}$ 

 $\hat{ heta} = rgmax_{a} \prod_{i=1}^{N} ig(p_i( heta)ig)^{
u_i}$  не зависит от правых двух произведений (потому что это константы), потому далее

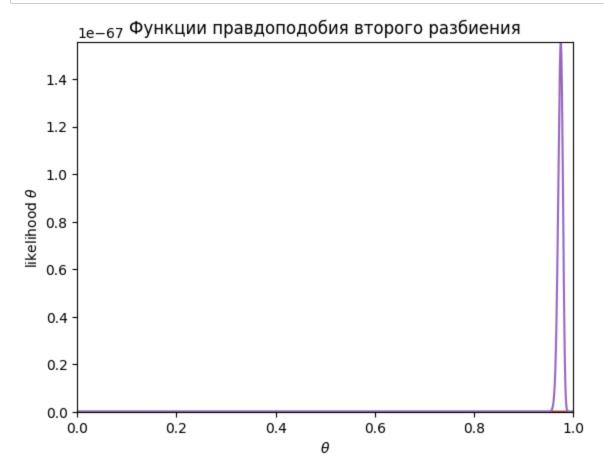
будем рассматривать 
$$\theta^{-\sum_{i=0}^{k-1} \nu_i} \cdot (1-\theta)^{-\sum_{i=k+1}^N \nu_i} \cdot \left(\frac{2b_k - b_k^2 - 2\theta + \theta^2}{1-\theta} + \frac{\theta^2 - a_k^2}{\theta}\right)^{\nu_k}$$
: 
$$\theta^{\sum_{i=0}^{k-1} \nu_i} \cdot (1-\theta)^{\sum_{i=k+1}^N \nu_i} \cdot \left(\frac{2b_k - b_k^2 - 2\theta + \theta^2}{1-\theta} + \frac{\theta^2 - a_k^2}{\theta}\right)^{\nu_k} = \theta^{-\sum_{i=0}^{k-1} \nu_i} \cdot (1-\theta)^{-\sum_{i=k+1}^N \nu_i} \cdot \left(\frac{(2b_k - b_k^2 - 2\theta + \theta^2)\theta + (\theta^2 - a_k^2)(1-\theta)}{(1-\theta)\theta}\right)^{\nu_k}$$
$$= \theta^{-\sum_{i=0}^k \nu_i} \cdot (1-\theta)^{-\sum_{i=k}^N \nu_i} \cdot \left(2b_k \theta - b_k^2 \theta - a_k^2 + a_k^2 \theta - \theta^2\right)^{\nu_k}.$$

На вид полученная функция ничего толкового не дает по поиску rgmax математическими методами (что оказалось правдой на черновике), потому посмотрю на графики, как я это делал в третьем домашнем задании.



Оно выглядит ну очень странно, учитывая что в коде ошибок вроде как нет (на момент написания они были, я их поправил, но стало еще страннее). Но может быть это связано с разбиением, потому я посмотрю как будет выглядеть тоже самое при разбиении на 10 отрезков

```
In [82]:
         def eta hi2 likelihood func range(sample, N=1000):
             res=np.ones(N, dtype=np.float64)
             thetas=np.linspace(0,1,N)
             nu=np.concatenate([eta nu2 vec(sample),[0]])# чтобы не было ошибки индексов
             k=0 #в каком отрезке мы находимся
             for i in range(N):
                 while not(0.1*k \le thetas[i] \le 0.1*(k+1)): k+=1
                 res[i] *= thetas[i] ** (np.sum(nu[:k+1]))
                  res[i] *= (1-thetas[i]) ** (np.sum(nu[k:]))
                  res[i] *= (0.18*k*thetas[i]+0.19*thetas[i]-0.01*k*k-thetas[i]*thetas[i])**
         nu[k]
             return res
         likelihood eta hi2 range=np.array([[eta hi2 likelihood func range(sample eta[j][i
                                               for i in range(5)] for j in range(len(n))])
         likelihood eta hi2 range[:,:,-1]=0
```



Можно я просто возьму оценку ОМП из дз3, ладно? Для иллюстративности что происходит, вот пара графиков логарифмов правдоподобия.

```
In [84]:

fig, ax = plt.subplots(2,1, figsize=(7,7))

for i in range(2,8):

    ax[0].plot(np.linspace(0,1,1000), np.log(likelihood_eta_hi1_range[i][0]))

    ax[1].plot(np.linspace(0,1,1000), np.log(likelihood_eta_hi2_range[i][0]))

ax[0].set(xmargin = 0, ymargin = 0, xlabel = '$\\theta$',

        ylabel = 'likelihood $\\theta$', title = 'Логарифм функции правдопод

обия первого разбиения');

ax[0].legend(n[2:], loc='upper left');

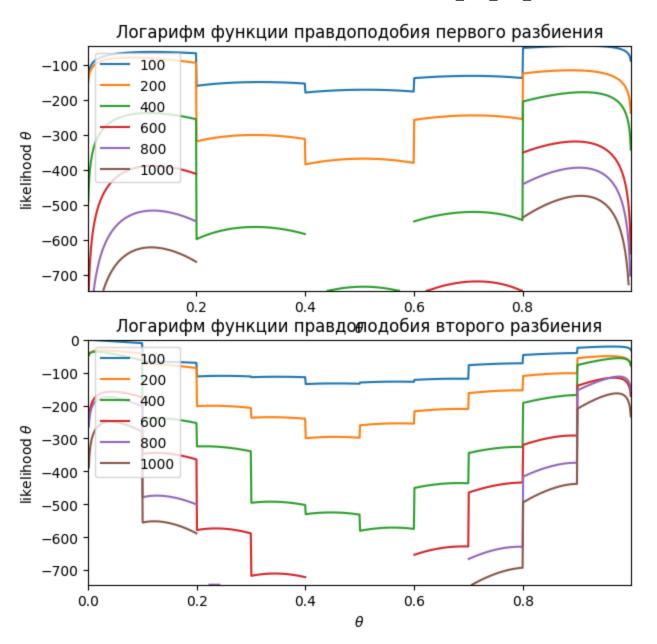
ax[1].set(xmargin = 0, ymargin = 0, xlabel = '$\\theta$',

        ylabel = 'likelihood $\\theta$', title = 'Логарифм функции правдопод

обия второго разбиения');

ax[1].legend(n[2:], loc='upper left');
```

C:\Users\64p4h\AppData\Local\Temp\ipykernel\_2388\4063359791.py:3: RuntimeWarnin
g: divide by zero encountered in log
 ax[0].plot(np.linspace(0,1,1000), np.log(likelihood\_eta\_hi1\_range[i][0]))
C:\Users\64p4h\AppData\Local\Temp\ipykernel\_2388\4063359791.py:4: RuntimeWarnin
g: divide by zero encountered in log
 ax[1].plot(np.linspace(0,1,1000), np.log(likelihood eta hi2 range[i][0]))



```
In [85]: hilsqr_eta_tough = np.array([[eta_hil_sqr(sample_eta[k][j],estimthetaeta_mmp[k][j])

if n[k]>20 else None for j in range(5)]

for k in range(len(n))])

hilsqr_eta_tough_demo = np.array([['%.4f'%i if i!=None else '-' for i in j] for j in hilsqr_eta_tough])

hilsqr_eta_tough_good = np.array([[i<7.8 if i!=None else None for i in j] for j in hilsqr_eta_tough])

hilsqr_eta_tough_good_demo = np.array([[('Подходит' if i else 'Не подходит') if i!=None else '-' for i in j]

for j in hilsqr_eta_tough_good])
```

## Оценка $\theta$ методом максимального правдоподобия

	1	2	3	4	5
5	0.5261	0.5771	0.5657	0.3375	0.2276
10	0.5610	0.5395	0.4634	0.3611	0.4487
100	0.4340	0.4340 0.4670		0.4670 0.4693 0.4634	
200	0.4624	0.4508	0.3977	0.4080	0.4524
400	0.4893	0.4420	0.4081	0.5183	0.4436
600	0.4488 0.4177		0.4476	0.4476 0.4612 0	
800	0.4567	0.4527	0.4744	0.4655	0.4674
1000	0.4234	0.4486	0.4745	0.4349	0.4552

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при первом разбиении

	1	2	3	4	5	
5	•	•	1	-	-	
10	•	•	1	-	-	
100	0.6398	0.4414	6.9796	1.0253	1.3744	
200	4.1424	4.4691	4.0163	3.0966	0.6914	
400	2.5298	2.2597	1.2017	1.5205	1.5205 1.7479	
600	0.6702	0.7838	0.4721	7.2850	1.7225	
800	1.9685	1.7345	2.6322	1.3741	6.2539	
1000	5.8191	2.0458	1.2448	2.2978	1.2797	

# Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5	
5	-	-	-	-	-	
10	-	-	-		-	
100	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
200	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
600	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	

```
In [87]: hi2sqr_eta_tough = np.array([[eta_hi2_sqr(sample_eta[k][j],estimthetaeta_mmp[k][j])

if n[k]>20 else None for j in range(5)]

for k in range(len(n))])

hi2sqr_eta_tough_demo = np.array([['%.4f'%i if i!=None else '-' for i in j] for j in hi2sqr_eta_tough])

hi2sqr_eta_tough_good = np.array([[i<15.5 if i!=None else None for i in j] for j in hi2sqr_eta_tough])

hi2sqr_eta_tough_good_demo = np.array([[('Подходит' if i else 'Не подходит') if i!=None else '-' for i in j]

for j in hi2sqr_eta_tough_good])
```

## Оценка heta методом максимального правдоподобия

	1	2	3	4	5
5	0.5261	0.5771	0.5657	0.3375	0.2276
10	0.5610	0.5610 0.5395		0.3611	0.4487
100	0.4340	0.4340 0.4670		0.4634	0.4449
200	0.4624	0.4508	0.3977	0.4080	0.4524
400	0.4893	0.4420	0.4081	0.5183	0.4436
600	0.4488 0.4177		0.4476	0.4612	0.4692
800	0.4567	0.4567 0.4527		0.4655	0.4674
1000	0.4234	0.4486	0.4745	0.4349	0.4552

# $X_N^2$ критерия согласия хи-квадрат при первом разбиении

	1	2	3	4	5
5	-	•	1	-	-
10	-	•	1	-	-
100	6.2919	4.9776	8.7664	3.6294	2.6195
200	6.1965	8.5378	19.4431	11.3975	5.1470
400	10.3911	11.5197	7.8508	9.8030	4.4684
600	2.3829	2.8544	6.2515	13.8449	3.3304
800	7.2924	2.7067	5.6396	11.7014	12.7212
1000	6.9829	7.0347	4.3104	4.1642	5.4001

## Подходит ли выборка по критерию

	1	2	3	4	5	
5	-	-	-	-	-	
10	-	-	-	-	-	
100	Подходит	Подходит	г Подходит Подході		Подходит	
200	Подходит	Подходит	Не подходит	Подходит	Подходит	
400	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
600	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
800	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	
1000	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	Подходит	

```
In [89]: t_alpha_diff_eta = np.array([[np.sqrt(1/n[i]+1/n[j])*1.36 for i in range(len(n))]

for j in range(len(n))])

t_alpha_diff_eta_demo = np.array([['%.4f'%i for i in j] for j in t_alpha_diff_et

a])

diffseta_good = np.array([[[diffseta[k][j][i]<t_alpha_diff_eta[i,j] for i in range

(len(n))]

for j in range(len(n))] for k in range(5)])

diffseta_good_demo = np.array([[[('Подходят' if i else 'He подходят') if i!=None e

lse '-' for i in j]

for j in k] for k in diffseta_good])
```

 $t_{\alpha}(n, m)$ 

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.8601	0.7449	0.6232	0.6158	0.6120	0.6107	0.6101	0.6097
10	0.7449	0.6082	0.4511	0.4407	0.4354	0.4336	0.4327	0.4322
100	0.6232	0.4511	0.1923	0.1666	0.1521	0.1469	0.1442	0.1426
200	0.6158	0.4407	0.1666	0.1360	0.1178	0.1110	0.1075	0.1053
400	0.6120	0.4354	0.1521	0.1178	0.0962	0.0878	0.0833	0.0805
600	0.6107	0.4336	0.1469	0.1110	0.0878	0.0785	0.0734	0.0702
800	0.6101	0.4327	0.1442	0.1075	0.0833	0.0734	0.0680	0.0645
1000	0.6097	0.4322	0.1426	0.1053	0.0805	0.0702	0.0645	0.0608

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.91	1.24	1.25	1.19	1.28	1.24	1.35
10	0.91	0.00	0.87	0.76	0.70	0.82	0.80	0.88
100	1.24	0.87	0.00	0.61	0.74	0.49	0.51	0.62
200	1.25	0.76	0.61	0.00	0.52	0.57	0.68	0.80
400	1.19	0.70	0.74	0.52	0.00	0.86	0.82	1.35
600	1.28	0.82	0.49	0.57	0.86	0.00	0.43	0.97
800	1.24	0.80	0.51	0.68	0.82	0.43	0.00	1.36
1000	1.35	0.88	0.62	0.80	1.35	0.97	1.36	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
10	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Не подходят	Подходят	Не подходят					
1000	Не подходят	Подходят						

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.55	0.63	0.65	0.67	0.68	0.60	0.62
10	0.55	0.00	0.87	0.99	0.98	1.05	0.95	0.95
100	0.63	0.87	0.00	0.90	0.76	0.79	0.68	0.51
200	0.65	0.99	0.90	0.00	0.64	0.69	0.52	0.75
400	0.67	0.98	0.76	0.64	0.00	0.99	0.86	1.08
600	0.68	1.05	0.79	0.69	0.99	0.00	0.86	1.17
800	0.60	0.95	0.68	0.52	0.86	0.86	0.00	0.62
1000	0.62	0.95	0.51	0.75	1.08	1.17	0.62	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят
10	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят
1000	Не подходят	Подходят						

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	0.98	1.15	1.13	1.05	1.00	0.98
10	0.73	0.00	0.66	0.65	0.62	0.51	0.53	0.49
100	0.98	0.66	0.00	0.73	0.72	0.69	0.81	0.80
200	1.15	0.65	0.73	0.00	0.66	0.92	1.01	1.23
400	1.13	0.62	0.72	0.66	0.00	0.77	1.06	1.27
600	1.05	0.51	0.69	0.92	0.77	0.00	0.66	0.79
800	1.00	0.53	0.81	1.01	1.06	0.66	0.00	0.52
1000	0.98	0.49	0.80	1.23	1.27	0.79	0.52	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
10	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Не подходят	Подходят	Не подходят					
1000	Не подходят	Подходят						

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.37	1.11	1.13	1.21	1.14	1.15	1.12
10	0.37	0.00	0.69	0.69	0.80	0.74	0.74	0.69
100	1.11	0.69	0.00	0.49	0.54	0.74	0.48	0.59
200	1.13	0.69	0.49	0.00	0.89	0.63	0.77	0.74
400	1.21	0.80	0.54	0.89	0.00	0.72	1.18	1.28
600	1.14	0.74	0.74	0.63	0.72	0.00	0.86	1.14
800	1.15	0.74	0.48	0.77	1.18	0.86	0.00	0.91
1000	1.12	0.69	0.59	0.74	1.28	1.14	0.91	0.00

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
10	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Не подходят	Подходят	Не подходят					
1000	Не подходят	Подходят						

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	0.00	0.73	1.05	1.08	1.13	1.15	1.20	1.12
10	0.73	0.00	0.63	0.71	0.72	0.76	0.71	0.69
100	1.05	0.63	0.00	0.53	0.49	0.45	0.57	0.36
200	1.08	0.71	0.53	0.00	0.58	0.69	0.77	0.57
400	1.13	0.72	0.49	0.58	0.00	0.63	0.78	0.78
600	1.15	0.76	0.45	0.69	0.63	0.00	0.49	0.65
800	1.20	0.71	0.57	0.77	0.78	0.49	0.00	0.75
1000	1.12	0.69	0.36	0.57	0.78	0.65	0.75	0.00

### Критерий однородности при $t_{\alpha} = 1.36$

	5	10	100	200	400	600	800	1000
5	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
10	Подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
100	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
200	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
400	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят	Не подходят
600	Не подходят	Подходят	Не подходят	Не подходят				
800	Не подходят	Подходят	Не подходят					
1000	Не подходят	Подходят						

вывод: \varTheta

### Задание 3

In [96]: #asd

## Домашнее задание 5

### Дискретное

#### Задание 1

#### Функция отношения правдоподобия

Функция отношения правдоподобия  $l(\bar{X})=\frac{L(\bar{x},\theta_1)}{L(\bar{x},\theta_0)}$ . Предполагается, что берется гипотеза  $H_0$ , что некоторое распределение параметризированно с помощью  $\theta_0$ , и гипотеза  $H_1$ , что оно же параметризированно с помощью  $\theta_1$ . Берется некоторая константа  $c_{\alpha}$ , которая как-то отражает ошибку первого рода  $\alpha$ , и если  $l(\bar{X})>c_{\alpha}$ , то принимается гипотеза  $H_1$ , иначе -  $H_0$ .  $l(\bar{X})>c_{\alpha}\Leftrightarrow \frac{L(\bar{x},\theta_1)}{L(\bar{x},\theta_0)}>c_{\alpha}\Leftrightarrow L(\bar{x},\theta_1)>c_{\alpha}\cdot L(\bar{x},\theta_0)$  и соответственно  $\theta_1$  более правдоподобна, чем  $\theta_0$ .

В случае дискретного равномерного распределения имеем  $L(\bar{x},\theta)=\frac{1}{\theta^n}\mathrm{Ind}(1\leq X_{(1)})\cdot\mathrm{Ind}(X_{(n)}\leq\theta)$ , что значит  $l(\bar{X})=\frac{L(\bar{x},\theta_1)}{L(\bar{x},\theta_0)}=\frac{\theta_1^{-n}\cdot\mathrm{Ind}(1\leq X_{(1)})\cdot\mathrm{Ind}(X_{(n)}\leq\theta_1)}{\theta_0^{-n}\cdot\mathrm{Ind}(1\leq X_{(1)})\cdot\mathrm{Ind}(X_{(n)}\leq\theta_0)}=\frac{\theta_0^{n}\cdot\mathrm{Ind}(X_{(n)}\leq\theta_1)}{\theta_1^{n}\cdot\mathrm{Ind}(X_{(n)}\leq\theta_0)}=\left(\frac{\theta_0}{\theta_1}\right)^n\cdot\frac{\mathrm{Ind}(X_{(n)}\leq\theta_1)}{\mathrm{Ind}(X_{(n)}\leq\theta_0)}.$ 

#### Задание 2

Заметим, что если  $X_{(n)}>\theta_1$ , то \$I(\bar{X})=0\theta\_0, ToI(\bar{X})=+\inf>c\_{\alpha} \forall\alpha ипринимается гипотеза H\_1. Еслиже u\theta\_0, u\theta\_1 мень ше X\_{(n)}, тои меем неопределенность \left[\frac{0}{0}\right]\$ и отвергаются обе гипотезы.

В дальнейшем будем считать  $\theta_1 > \theta_0$ .

Pассмотрим отношение правдоподобия для одного измерения:  $I(X) = \frac{0}{\theta_0}$  (X\le\theta\_1)\{\text{Ind}\(X\le\theta\_1)}\{\text{Ind}\(X\le\theta\_0)\}

Ошибка первого рода \$\alpha =

In [97]: #ЗЫ. Я просто не успеваю это сделать. Оставлю как черновичок.

## Абсолютно непрерывное

#### Задание 1

$$l(ar{X}) = rac{L(ar{x}, heta_1)}{L(ar{x}, heta_0)} = \prod_{i=1}^n rac{rac{2x_i}{ heta_1} \cdot exttt{Ind}(0 \leq x_i \leq heta_1) + rac{2(1-x_i)}{1- heta_1} \cdot exttt{Ind}( heta_1 < x_i \leq 1)}{rac{2x_i}{ heta_0} \cdot exttt{Ind}(0 \leq x_i \leq heta_0) + rac{2(1-x_i)}{1- heta_0} \cdot exttt{Ind}( heta_0 < x_i \leq 1)}$$

Предположим, что  $\theta_1>\theta_0$ . В силу непрерывности разбиения, найдутся такие  $k_1$  и  $k_0$ , что  $x_{k_1}<\theta_0$ , ток\_1\ge k\_0. Тогда

$$l(ar{X}) = \prod_{i=1}^{k_0} rac{2x_i \cdot heta_0}{2x_i \cdot heta_1} \cdot \prod_{i=k_0+1}^{k_1} rac{2x_i \cdot (1- heta_0)}{2(1-x_i) \cdot heta_1} \cdot \prod_{i=k_1+1}^{n} rac{2(1-x_i) \cdot (1- heta_0)}{2(1-x_i) \cdot (1- heta_1)} = \left(rac{ heta_0}{ heta_1}
ight)^{k_0} \cdot \left(rac{1- heta_0}{1- heta_1}
ight)^{n-k_1} \cdot \left(rac{1- heta_0}{ heta_1}
ight)^{k_1-k_0} \cdot \prod_{i=k_0+1}^{k_1} rac{x_i}{1-x_i} =$$

\$.

#### Задание 2

In [98]: #E