

# Домашнее задание №1 по курсу математической статистики.

Шубин Н. В. СКБ 172

Выбранные распределения:

- Логарифмическое распределение.
- Распределение Эрланга

[Логарифмическое распределение] =

$$p(x) = \frac{-p^x}{x \ln(q)}, \quad \begin{array}{l} x \in \mathbb{N}, \\ \text{где } 0 < p < 1, \\ q = 1 - p. \end{array}$$

[Распределение Эрланга] =

$$f(x) = \frac{\lambda^m x^{m-1}}{(m-1)! e^{-\lambda x}}, \quad \begin{array}{l} x, \lambda \in \mathbb{R}, \\ \text{где } x, \lambda > 0, \\ m \in \mathbb{N}. \end{array}$$

## Логарифмическое распределение.

Пусть величина  $\xi$  распределена по следующему закону:  $P_\xi(x) = \frac{-p^x}{x \ln(q)}$ .

Тогда найдем её математическое ожидание и дисперсию:

$$\begin{aligned} M\xi &= \sum_{x=1}^{\infty} x \frac{-p^x}{x \ln(q)} = \sum_{x=1}^{\infty} x \frac{-p^x}{x \ln(1-p)} = \sum_{x=1}^{\infty} \frac{-p^x}{\ln(1-p)} = \\ &= \frac{-1}{\ln(1-p)} \sum_{x=1}^{\infty} p^x = \boxed{\frac{p}{(p-1) \ln(1-p)}} \end{aligned}$$

$$D\xi = M(\xi - M\xi)^2 = M\xi^2 - M^2\xi$$

$$\begin{aligned} M\xi^2 &= \sum_{x=1}^{\infty} x^2 \frac{-p^x}{x \ln(q)} = \dots = \frac{-1}{\ln(1-p)} \sum_{x=1}^{\infty} x p^x = \\ &= \boxed{\frac{p}{(p-1)^2 \ln(1-p)}} \end{aligned}$$

Тогда:

$$\begin{aligned} D\xi &= \frac{p}{(p-1)^2 \ln(1-p)} - \frac{p^2}{(p-1)^2 \ln^2(1-p)} = \\ &= \boxed{-p \frac{p + \ln(1-p)}{(p-1)^2 \ln^2(1-p)}} \end{aligned}$$

Производящая и характеристическая функции, для данного распределения, следующие:

$$G(z) = M(z^X) = \sum_{x=0}^{\infty} p(x) z^x = \frac{\ln(1 - p e^t)}{\ln(1 - p)}$$

$$\phi_X(t) = M(e^{itX}) = \frac{\ln(1 - p e^{it})}{\ln(1 - p)}$$

## Гистограмма вероятностей, функция распределения.

Для данного распределения докажем следующую полезную теорему.

I. Пусть случайные величины  $V$  и  $U$  распределены равномерно, тогда для величины  $X$ , заданной следующим образом:

$$X = 1 + \frac{\ln(V)}{\ln(1 - (1 - p)^U)}$$

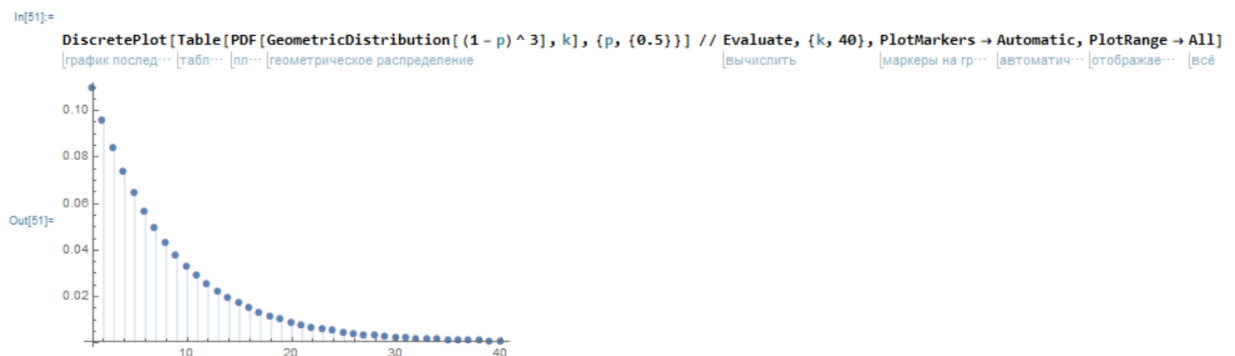
Верно утверждение, что  $X$  распределена логарифмически.

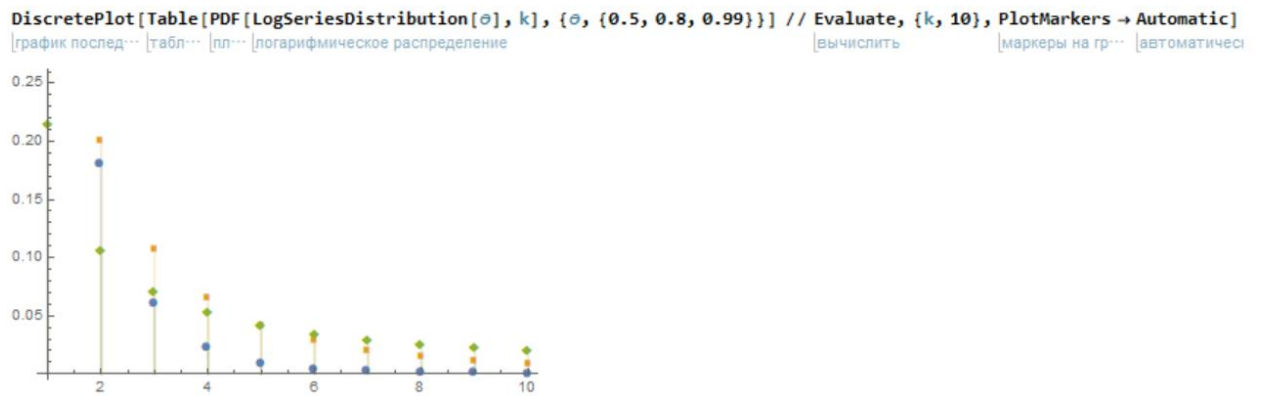
Сразу отметим, что

$$X - 1 \sim \text{Geometric}((1 - p)^U)$$

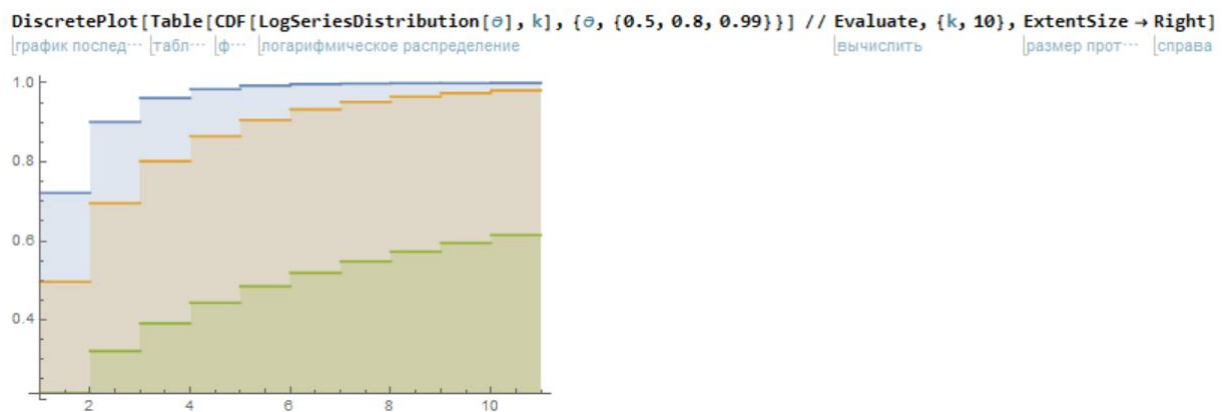
Доказательство.

$$\begin{aligned} P(X = k) &= P(X - 1 = k - 1) = \\ &= \int_0^1 P_{\text{Geom}}(X - 1 = k - 1 \mid ((1 - p)^w)) * f_{\text{uniform}}(w) dw = \\ &= \int_0^1 (1 - (1 - p)^w)^{k-1} (1 - p)^w dw = \{z = (1 - p)^w\} = \\ &= \int_1^{1-p} (1 - z)^{k-1} z \frac{1}{z \ln(1 - p)} dz = \frac{1}{\ln(1 - p)} \int_1^{1-p} (1 - z)^{k-1} dz = \\ &= \frac{(1 - z)^k}{\ln(1 - p)} \Big|_1^{1-p} = \frac{p^k}{\ln(1 - p) k} \end{aligned}$$





Функция распределения:



## Интерпретации.

Типичная. ---

Известные соотношения.

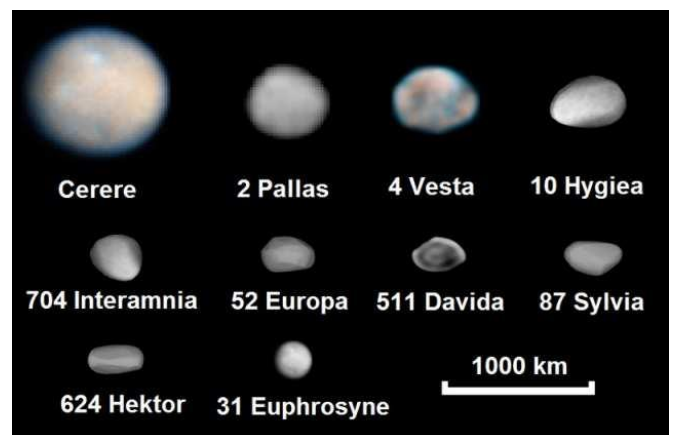
В ходе работы было описано соотношение логарифмического распределения с равномерным и геометрическим.

Пуассоновская сумма независимых логарифмических случайных величин имеет отрицательное биномиальное распределение.

Нетипичная.

Логарифмическое распределение описывает распределение астероидов по размеру в Солнечной системе.

Верно, маленьких астероидов в разы больше, большинство из них ещё не обнаружены. В то время, как найти самые большие астероиды, такие как Церера, Юнона, Веста удалось ещё до создания компьютеров.



## Распределение Эрланга.

Пусть случайная величина  $x$  имеет следующую плотность:  $f(x) = \frac{\lambda^m x^{m-1}}{(m-1)! e^{-\lambda x}}$

Найдем ее математическое ожидание:

$$Mx = \int_0^{\infty} \frac{\lambda^m x^m}{(m-1)! e^{-\lambda x}} dx = \frac{\lambda^m}{(m-1)!} \int_0^{\infty} \frac{x^m}{e^{-\lambda x}} dx = \frac{\Gamma(m+1)}{(m-1)! \lambda}$$

Также найдем дисперсию:

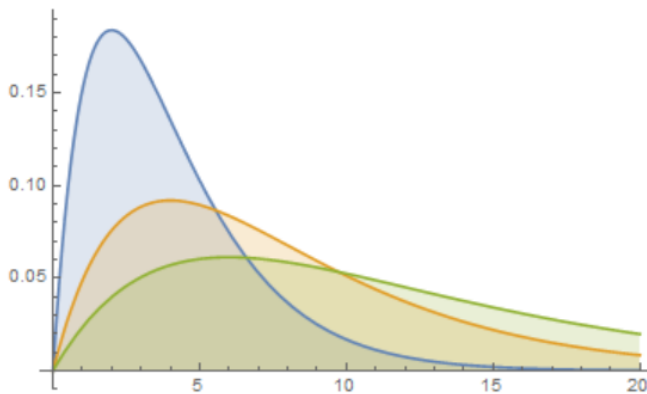
$$\begin{aligned} Mx^2 &= \int_0^{\infty} \frac{\lambda^m x^{m+1}}{(m-1)! e^{-\lambda x}} dx = \frac{\Gamma(m+2)}{(m-1)! \lambda^2} \\ Dx &= Mx^2 - M^2x = \frac{\Gamma(m+2) (m-1)! - \Gamma^2(m+1)}{(m-1)!^2 \lambda^2} = \\ &= \frac{(m+1)! (m-1)! - m!^2}{(m-1)!^2 \lambda^2} = \frac{(m+1)! - m! m}{(m-1)! \lambda^2} = \frac{m}{\lambda^2} \end{aligned}$$

Характеристическая функция:

$$\phi_x(t) = M e^{itx} = \int_0^{\infty} e^{itx} \frac{\lambda^m x^{m-1}}{(m-1)! e^{-\lambda x}} dx = \frac{e^{itx} \lambda^m \Gamma(m) (-\lambda \ln(e))^{-m}}{(-1+m)!}$$

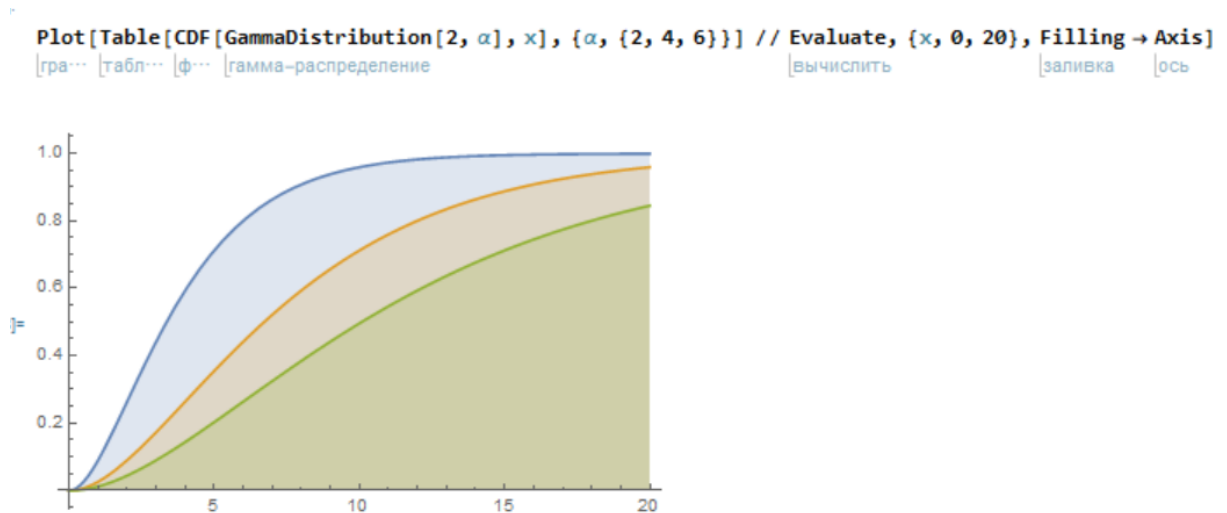
## График плотностей, функция распределения.

Plot[Table[PDF[GammaDistribution[2, β], x], {β, {2, 4, 6}}] // Evaluate, {x, 0, 20}, Filling → Axis]



Функция распределения:

$$F_{Gamma(k,\lambda)}(t) = \int_0^t e^{itx} \frac{\lambda^m x^{m-1}}{(m-1)! e^{-\lambda x}} dx = \frac{t^m \lambda^m (\Gamma(m) - \Gamma(m - t\lambda)) (-t\lambda \ln(e))^{-m}}{(-1+m)!}$$

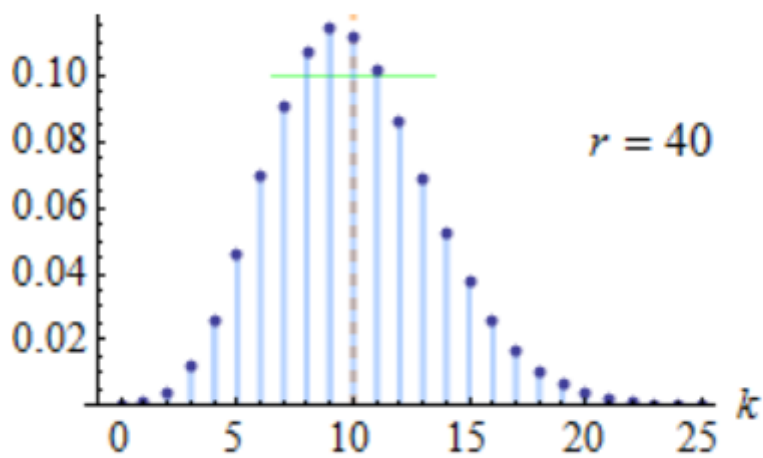


*Интерпретации.*

*Типичная. ---*

*Известные соотношения.*

*Фактически является аналогом дискретного отрицательного биномиального распределения.*



*Нетипичная.*

*Гамма распределение широко применяется для моделирования сложных потоков событий, сумм временных интервалов между событиями, в экономике, теории массового обслуживания, в логистике, описывает продолжительность жизни в медицине.*

# Моделирование случайной величины.

Логарифмическое распределение.

Смоделируем случайные величины, распределенные по логарифмическому закону.

Код на Python:

```
from random import random, randint
from math import exp, log
import matplotlib.pyplot as plt

def Unif(a, b):
    return a + random() * (b-a)

def Log(p):
    V = Unif(0,1)
    if V >= p:
        return(1.0)
    U = Unif(0,1)
    y = 1.0 - exp(U / (1.0 / log(1.0 - p)))
    if V > y:
        return(1.0)
    if V <= y * y:
        return round(1.0 + log(V) / log(y))
    return(2.0)

n = 10000
file = open('Distr.txt','w') #Код для 1 дэ
for i in range(n):
    file.write(str(Log(0.8))+ ' ')
plt.show()
```

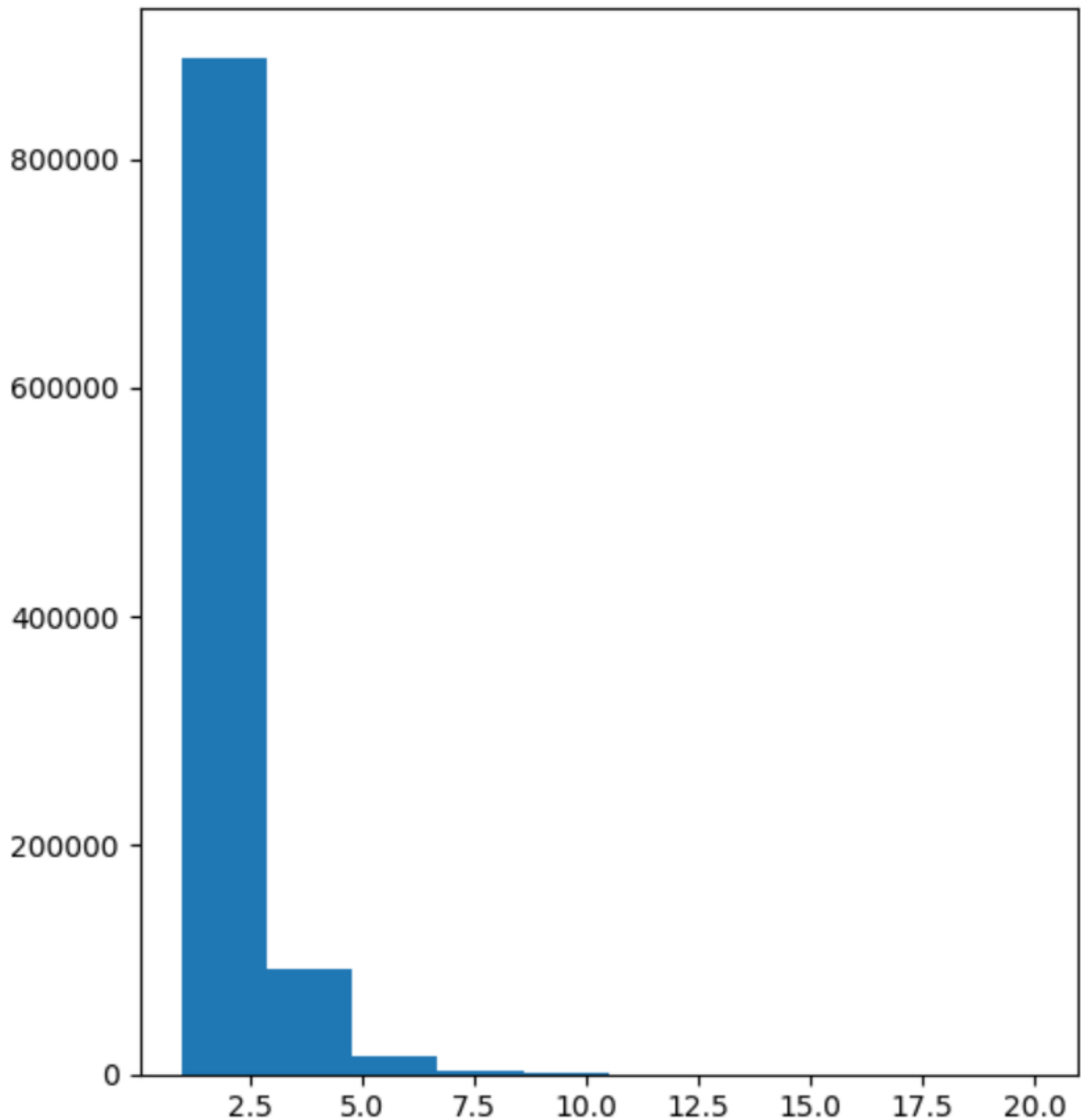
По полученной выборке построим гистограмму.

```
import matplotlib.pyplot as plt
import time

file = open('LogDist.txt','r')
data1 = file.read()
data1 = ''.join(data1)
data1 = data1.split()
data1 = list(map(float,data1))

current_time = time.time()
plt.figure(figsize = (20,8))
plt.subplot(1,2,1).hist(data1)

plt.show()
print(time.time() - current_time)
```



### *Распределение Эрланга.*

*Если сложить две случайные величины с гамма-распределением с параметрами  $k_1$  и  $k_2$ , то получится случайная величина с гамма-распределением и с параметром  $k_1+k_2$ . Еще одно свойство — если  $\theta = k = 1$ , то легко проверить, что распределение будет экспоненциальным. Поэтому, если  $k$  целое — то можно просто просуммировать  $k$  случайных величин со стандартным экспоненциальным распределением.*

*Смоделируем случайные величины, распределенные по закону Эрланга.*

*Код на Python:*

```

from random import random, randint
from math import e, log
import matplotlib.pyplot as plt

def U(a, b):
    return a + random() * (b-a)

__x1 = 7.69711747013104972
_A = 3.9496598225815571993e-3
_sW = list(None for i in range(257))
_sH = list(None for i in range(256))

def setupExpTables():
    """coordinates of the implicit rectangle in base layer"""
    _sH[0] = e**(-__x1)
    _sW[0] = _A / _sH[0]
    """implicit value for the top layer"""
    _sW[256] = 0
    for i in range(1, 256):
        """such x_i that f(x_i) = y_{i-1}"""
        _sW[i] = -log(_sH[i - 1])
        _sH[i] = _sH[i - 1] + (_A / _sW[i])

def ExpZiggurat():
    itr = 0
    while itr <= 10*10:
        _sId = randint(0, 255)
        _x = U(0, _sW[_sId])
        if (_x < _sW[_sId + 1]):
            return _x
        if _sId == 0:
            return __x1 + ExpZiggurat()
        if U(_sH[_sId - 1], _sH[_sId]) < e**(-__x):
            return _x
    else:
        return None

```

```

def Exponential(rate):
    return ExpZiggurat() / rate

setupExpTables()

def Erlang(k, T):
    x = 0
    for i in range(k):
        x += Exponential(T)
    return x

```

*По полученной выборке построим гистограмму.*

```

import matplotlib.pyplot as plt
import time

file = open('ErlDistr.txt', 'r')
data1 = file.read()
data1 = ''.join(data1)
data1 = data1.split()
data1 = list(map(float, data1))

current_time = time.time()
plt.figure(figsize = (20,8))
plt.subplot(1,2,1).hist(data1)

plt.show()
print(time.time() - current_time)

```



