```
import numpy as np
import random
import scipy.stats as sts
from tqdm.notebook import tqdm
import matplotlib.pyplot as plt
Nº 1
```

Однажды в Самарканде турист заказывал Яндекс-такси. На десятом заказе впервые приехал таксист, который уже раньше приезжал к туристу. Для упрощения предположим, что все п таксистов Самарканда всегда на работе и приезжают равновероятно.

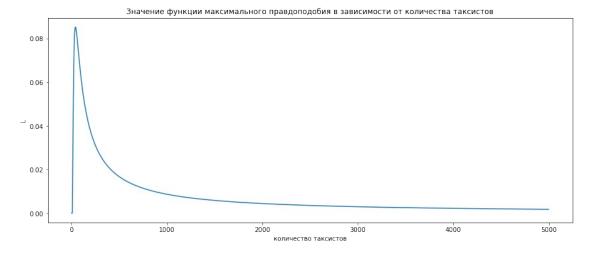
a)

_[5] Постройте график функции правдоподобия как функции от общего количества такси

n. Найдите оценку числа n методом максимального правдоподобия.__

Вероятность того, что приехал новый таксист на і-ый день (при условии, что до этого все приезжавшие таксисты были различны): $\frac{n-i+1}{n}$

```
maximum likelihood estimation(12, 10)
0.01160421489197531
def maximum likelihood estimation(n, days):
    L = 1
    for i in range(1, days - 1):
        L *= (n-i)/n
    L *= (days - 1) / n
    return L
maximum likelihood estimation vec =
np.vectorize(maximum likelihood estimation)
n = np.arange(1, 5000)
davs = 10
L = maximum likelihood estimation vec(n, days)
plt.figure(figsize = (15, 6))
plt.plot(n, L)
plt.xlabel("количество таксистов")
plt.ylabel("L")
plt.title("Значение функции максимального правдоподобия в зависимости
от количества таксистов")
plt.show()
```



Если бы я решал на листочке, то чтобы найти максимум сделал бы так:

$$\left| \frac{\frac{L(n+1)}{L(n)}}{\frac{L(n)}{L(n-1)}} < 1 \right|$$

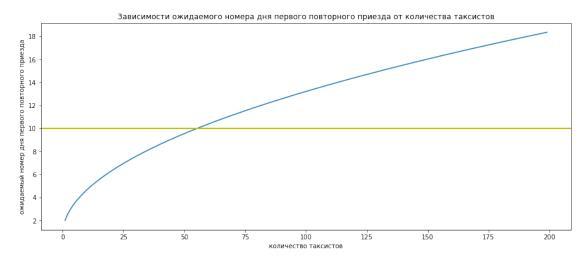
Но тут просто посмотрю на то, где L приняло максимально значение

```
n_ml = np.argmax(L) + 1
print(f'n_ml = {n_ml}')
n_ml = 42
6)
```

[5] Постройте график математического ожидания номера заказа, на котором происходит первый повторный приезда, как функции от общего количества такси n. Найдите оценку числа n методом моментов.

Буду оценивать с помощью первого начального момента

```
n = np.arange(1, 200)
expected_value_vec = np.vectorize(expected_value)
E = expected_value_vec(n)
plt.figure(figsize = (15, 6))
plt.plot(n, E)
plt.axhline(10, c='y', linewidth=2, label = 'day__number_obs')
plt.xlabel('количество таксистов')
plt.ylabel('ожидаемый номер дня первого повторного приезда')
plt.title('Зависимости ожидаемого номера дня первого повторного приезда от количества таксистов')
plt.show()
```



Если я получил методов моментов, что $E(d\,a\,y\,s)=f(n)$, значит чтобы получить оценку п методом моментов, делаем так: $n_{mm}=f^{-1}(10)$

```
n_mm = np.argmin(np.abs(E-10)) + 1
print(f'n_mm = {round(n_mm, 2)}')
n_mm = 55

B)
```

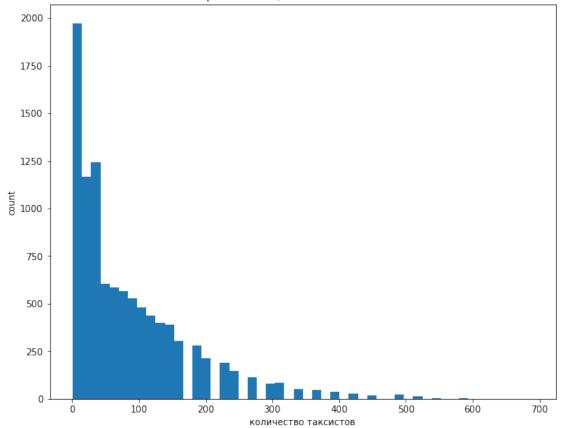
[15] Предположим, что настоящее n равно 100. Проведя 10000 симуляций вызовов такси до первого повторного, рассчитайте 10000 оценок методом моментов и 10000 оценок методом максимального правдоподобия. Постройте гистограммы для оценок двух методов. Оцените смещение, дисперсию и среднеквадратичную ошибку двух методов.

```
n_sim = 10**4
n = 100
n_obs = []
np.random.seed(42)

def gen_taxist(n):
```

```
return sts.randint(0, n).rvs(1)[0]
for n i in tqdm(range(n sim)):
    arrived taxists = set()
    taxist = gen taxist(n)
    n obs i = 0
    while taxist not in arrived taxists:
        n obs i += 1
        arrived taxists.add(taxist)
        taxist = gen_taxist(n)
    n obs.append(n obs i)
{"model id": "60484a7d8452467ab5d41168947a0011", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
Рассмотрим ML оценки:
n obs = np.array(n obs)
n ml list = []
for i in tqdm(n obs):
n ml list.append(np.argmax(maximum likelihood estimation vec(np.arange)
(1, 1000), i)) + 1)
n_ml_list = np.array(n_ml_list)
{"model id": "5778518c30c147f88faeab850f30be40", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
from sklearn.metrics import mean squared error
print(f'Cpeднee: {np.mean(n ml list)}')
print(f'Смещение: {np.mean(np.abs(n ml list - n))}')
print(f'Дисперсия: {np.var(n ml list)}')
print(f'Среднеквадратичная ошибка: {mean squared error([100] * 10000,
n ml list)}')
Среднее: 84.0453
Смещение: 69.4043
Дисперсия: 7442.721847909999
Среднеквадратичная ошибка: 7697.2743
plt.figure(figsize = (10, 8))
plt.hist(n ml list, bins = 50)
plt.xlabel('количество таксистов')
plt.ylabel('count')
plt.title('Гистограмма ML оценок количества таксистов')
plt.show()
```

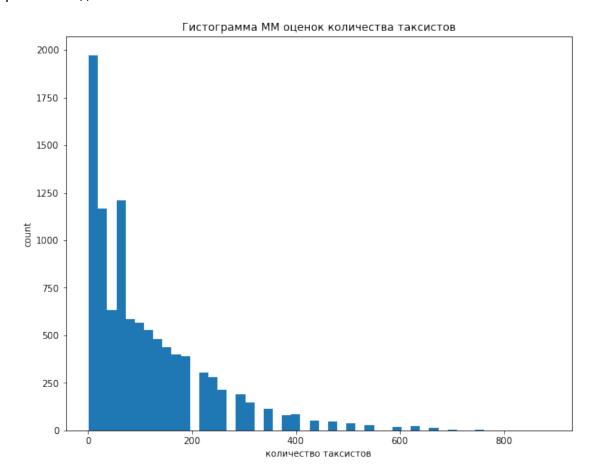




Теперь рассмотрим ММ оценки:

```
E = expected value vec(np.arange(1, 1000))
n mm list = []
for i in tqdm(n obs):
    n mm list.append(np.argmin(np.abs(E-i)) + 1)
n \text{ mm } \overline{\text{list}} = \text{np.array}(n \text{ mm list})
{"model id": "bdc2bfa436894a23a814b055c31e93b0", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
print(f'Cpeднee: {np.mean(n_mm_list)}')
print(f'Смещение: {np.mean(np.abs(n_mm_list - n))}')
print(f'Дисперсия: {np.var(n mm list)}')
print(f'Среднеквадратичная ошибка: {mean squared error([100] * 10000,
n mm list)}')
Среднее: 109.7593
Смещение: 80.8179
Дисперсия: 12358.55596351
Среднеквадратичная ошибка: 12453.7999
plt.figure(figsize = (10, 8))
plt.hist(n mm list, bins = 50)
```

```
plt.xlabel('количество таксистов')
plt.ylabel('count')
plt.title('Гистограмма ММ оценок количества таксистов')
plt.show()
```



Nº2

Однажды в Самарканде турист заказывал Яндекс-такси. На десятом заказе он обнаружил, что у таксистов было 6 разных имён. Для упрощения предположим, что все п имён среди таксистов встречаются равновероятно и независимо от поездки к поездке.

a)

_[5] Постройте график функции правдоподобия как функции от общего количества имён

n. Найдите оценку числа n методом максимального правдоподобия.__

В общем, тут надо построить дерево с ходами. Ход вправо - новый таксист, влево - имеющийся. Тогда ходов влево должно быть days - unique. Ходов вправо = unique. Поэтому, т.к. добавление i-го таксиста происходит с

```
вероятностью \frac{n-i+1}{n}, то в нашей вероятности будет произведение
следующее: \Pi\left|\frac{n-i}{n}\right|, i from 0 to unique - 1. Далее каждый ход влево при і
имеющихся таксистов с вероятностью \frac{1}{n}. Поэтому должна быть сумма
произведений из days - unique множителей от 1 до days - unique. Потому что
мы идем от вероятностей \frac{days-unique}{n}. Поэтому такая
формула, как в ячейке
import itertools
def mle(n, days, unique):
    L = 1
    for i in range(1, unique):
        L *= ((n-i)/n)
    combinations =
itertools.combinations with replacement(np.arange(1, unique+1), days -
unique)
    cnt = 0
    for combination in combinations:
        mult = 1
        for i in range(days - unique):
            mult *= combination[i]
        cnt += mult
    L *= (cnt / (n ** (days - unique)))
    return L
mle vec = np.vectorize(mle)
n = np.arange(1, 100)
days = 10
unique names = 6
L 2 = mle(n, days, unique names)
plt.figure(figsize = (15, 6))
plt.plot(n, L 2)
plt.xlabel("количество таксистов")
plt.ylabel("L")
plt.title("Значение функции максимального правдоподобия в зависимости
от количества таксистов")
plt.show()
```

```
n_ml_2 = np.argmax(L_2) + 1
print(f'n_ml = {n_ml_2}')
n_ml = 8
6)
```

[5] Постройте график математического ожидания числа разных имён у 10 таксистов, как функции от общего количества имён n. Найдите оценку числа n методом моментов.

```
def ev(n, day):
    E = 0
    for unique names in range(day+1):
        P = mle(n, day, unique names)
        E += P * unique names
    return E
n = np.arange(1, 100)
days = 10
ev vec = np.vectorize(ev)
E \overline{2} = ev \ vec(n, days)
plt.figure(figsize = (15, 6))
plt.plot(n, E_2)
plt.axhline(6, c='y', linewidth=2, label = 'n unique obs')
plt.xlabel('количество таксистов')
plt.ylabel('ожидаемое количество уникальных таксистов')
plt.title('Зависимость ожидаемого количества уникальных таксистов от
количества таксистов')
plt.legend()
plt.show()
```

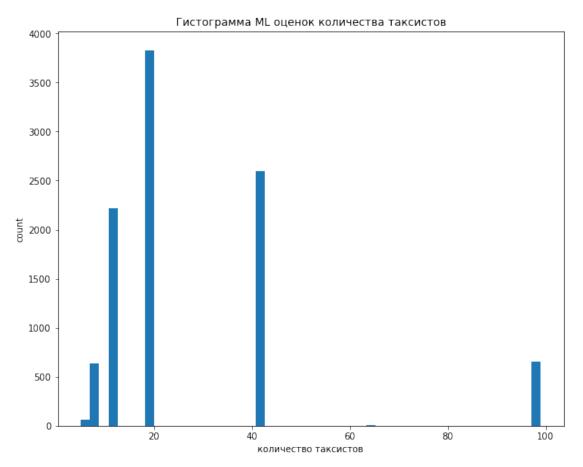
```
n_mm_2 = np.argmin(np.abs(E_2 - 6)) + 1
print(f'n_mm = {round(n_mm_2, 2)}')
n_mm = 8

B)
```

[15] Предположим, что настоящее n равно 20. Проведя 10000 симуляций десяти вызовов такси, рассчитайте 10000 оценок методом моментов и 10000 оценок методом максимального правдоподобия. Постройте гистограммы для оценок двух методов. Оцените смещение, дисперсию и среднеквадратичную ошибку двух методов.

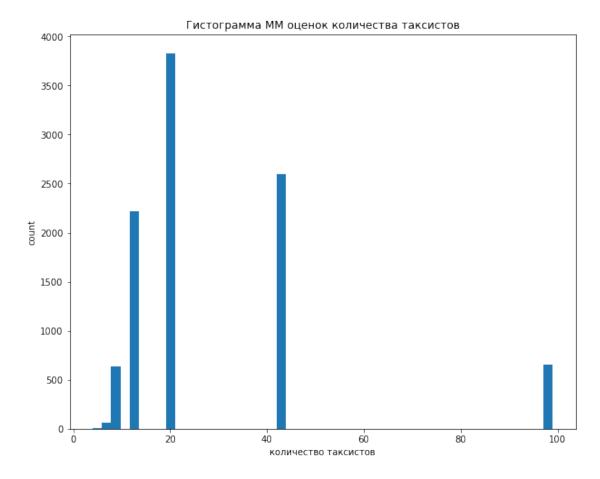
```
def num of unique taxists(n):
    return len(set(sts.randint(0, n).rvs(10)))
ml оценки
np.random.seed(42)
n \sin 2 = 10000
n obs 2 = []
n = 20
for n i in tqdm(range(n sim 2)):
    n obs 2.append(num of unique taxists(n))
n_{obs_2} = np.array(n obs 2)
{"model id":"f7ca76e4c5224eb6aee28bd7690f7187","version major":2,"vers
ion minor":0}
import warnings
warnings.filterwarnings("ignore")
n ml list 2 = []
for i in tqdm(n obs 2):
    n ml list 2.append(np.argmax(mle vec(np.arange(1, 100), days, i))
```

```
+ 1)
n_ml_list_2 = np.array(n_ml_list_2)
{"model id": "4a280042e7dc4b1fb027375c1d30275d", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
print(f'Cpeднее: {np.mean(n ml list 2)}')
print(f'Смещение: {np.mean(np.abs(n ml list 2 - n))}')
print(f'Дисперсия: {np.var(n_ml_list_2)}')
print(f'Cреднеквадратичная ошибка: {mean squared error([100] * 10000,
n ml list 2)}')
Среднее: 27.8563
Смещение: 13.8915
Дисперсия: 496.40365031000005
Среднеквадратичная ошибка: 5701.1171
plt.figure(figsize = (10, 8))
plt.hist(n ml list 2, bins = 50)
plt.xlabel('количество таксистов')
plt.ylabel('count')
plt.title('Гистограмма ML оценок количества таксистов')
plt.show()
```



```
s = n obs 2[0]
ev vec(np.arange(1, 200), s)
                , 1.984375 , 2.82441701, 3.46606445, 3.951424
array([1.
       4.32551012, 4.62058326, 4.85843277, 5.05383853, 5.217031
       5.3552607 , 5.47378586, 5.57650178, 5.66635009, 5.74559087,
       5.81598765, 5.87893574, 5.93555302, 5.9867453 , 6.03325408,
       6.07569207, 6.11456989, 6.15031642, 6.18329448, 6.21381305,
       6.24213686, 6.26849404, 6.29308223, 6.31607347, 6.33761823,
       6.35784868.
                          nan, 6.39481954, 6.41175482, 6.42776896,
       6.44293505, 6.45731867, 6.47097878, 6.48396861, 6.49633625,
       6.50812536, 6.51937555, 6.53012294, 6.54040047, 6.55023828,
       6.55966398, 6.56870292, 6.57737842, 6.58571195, 6.59372334,
       6.60143089, 6.60885157, 6.61600109, 6.62289403, 6.62954398,
       6.63596354, 6.64216446, 6.64815777, 6.65395368, 6.65956179,
       6.66499104, 6.67024998, 6.67534636,
                                                   nan, 6.68508082,
       6.68973244, 6.69424867, 6.69863535, 6.70289795, 6.70704169,
       6.71107145, 6.71499188, 6.71880737, 6.72252195, 6.7261398 ,
       6.72966454, 6.73309972, 6.73644871, 6.7397147 , 6.74290075,
       6.74600973, 6.74904441, 6.75200736, 6.75490055, 6.75772972,
       6.76049188, 6.76319218, 6.76583236, 6.76841434, 6.77094002,
       6.77341122, 6.77582956, 6.77819693, 6.78051482, 6.78278476,
              nan, 6.7871388 , 6.78932191, 6.79141412, 6.79346528,
       6.79547653, 6.79744887, 6.79938366, 6.80128175, 6.80314352,
       6.8049728 , 6.80676704, 6.80852867, 6.81025837, 6.81195719,
       6.81362565, 6.81526567, 6.81687627, 6.81845917, 6.82001482,
       6.82154401, 6.82304815, 6.82452643, 6.82598025, 6.82741026,
       6.82881791, 6.83020128, 6.83156294, 6.832903 , 6.83422244,
       6.83552057, 6.83679857,
                                      nan, 6.8392964 , 6.8405166 ,
       6.841717 , 6.84290275, 6.84406899, 6.8452188 , 6.84635078,
       6.84746651, 6.84856667, 6.84965059, 6.85071974, 6.85177295,
       6.85281066, 6.85383633, 6.85484613, 6.85584294, 6.85682528,
       6.85779521, 6.85874997, 6.85969517, 6.86062666, 6.86154514,
       6.86245215, 6.8633468 , 6.86423045, 6.86510279, 6.86596341,
       6.86681357, 6.8676531 , 6.86848139, 6.86930021,
       6.87090728, 6.87169444, 6.87247478, 6.87324455, 6.87400515,
       6.87475657, 6.8754991 , 6.87623291, 6.87695816, 6.87767505,
       6.87838364, 6.87908378, 6.87977577, 6.88045997, 6.88113648,
       6.88180542, 6.88246688, 6.88312087, 6.88376769, 6.88440184,
       6.88504049, 6.88566629, 6.88628519, 6.88689803, 6.88750369,
       6.88810285, 6.88869621, 6.8892828 , 6.88986373, 6.89043804,
       6.89100691.
                          nan, 6.89212656, 6.89267625, 6.89322335,
       6.89376367, 6.89429866, 6.89482747, 6.89535166])
E 2 = ev \ vec(np.arange(1, 100), 10)
n mm list 2 = []
for i in tqdm(n obs 2):
    n mm list 2.append(np.argmin(np.abs(E 2-i)) + 1)
n mm list 2 = np.array(n mm list 2)
```

```
{"model id": "66ba875232574a3d970cae66bcf0f94b", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
pd.DataFrame(n mm list 2)[0].value counts()
20
      3830
42
      2593
12
      2220
99
       651
8
       638
6
        62
         6
Name: 0, dtype: int64
print(f'Cреднее: {np.mean(n mm list 2)}')
print(f'Смещение: {np.mean(np.abs(n_mm_list 2 - n))}')
print(f'Дисперсия: {np.var(n_mm_list_2)}')
print(f'Cреднеквадратичная ошибка: {mean squared error([100] * 10000,
n mm list 2)}')
Среднее: 28.2095
Смещение: 13.4855
Дисперсия: 489.1584097500001
Среднеквадратичная ошибка: 5643.0343
plt.figure(figsize = (10, 8))
plt.hist(n mm list 2, bins = 50)
plt.xlabel('количество таксистов')
plt.ylabel('count')
plt.title('Гистограмма ММ оценок количества таксистов')
plt.show()
```



Nº3

Иноагент Иннокентий по 20 наблюдениям строит 95%-й доверительный интервал для математического ожидания несколькими способами: классический асимптотический нормальный интервал, с помощью наивного бутстрэпа, с помощью бутстрэпа t-статистики.

a)

[15] Для каждого способа с помощью 10000 симуляций оцените вероятность того, что номинально 95%-й доверительный интервал фактически накрывает математическое ожидание, если наблюдения распределены экспоненциально с интенсивностью 1.

```
return interval
as norm = []
for sample in tqdm(samples):
    is_in_interval = ((as_norm_CI(sample)[0] < 1) &
(as norm CI(sample)[1] > 1))
    as norm.append(is in interval)
{"model id": "3c58e5d44df145359e983373d258a007", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
print(f'Bepoятность накрытия математического ожидания асимптотическим
нормальным ДИ - {np.mean(as norm)}')
Вероятность накрытия математического ожидания асимптотическим
нормальным ДИ - 0.9036
     наивный бутстрап
np.random.seed(42)
def naive boot CI(sample, n boots = 10000, sample size = 20, alpha =
    boot = np.random.choice(sample, size = (n boots, sample size),
replace = True)
    boot mean = np.mean(boot, axis = 1)
    q L, q R = np.quantile(boot mean, alpha / 2),
np.guantile(boot mean, 1 - (alpha / 2))
    return (q L, q R)
naiv boot = []
for sample in tqdm(samples):
    is in interval = ((naive\ boot\ CI(sample)[0] < 1) \&
(naive boot CI(sample)[1] > 1))
    naiv boot.append(is in interval)
{"model id":"281b0f1fde46453c8130be62a9b83706","version major":2,"vers
ion minor":0}
print(f'Bepoятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным
наивным бутстрэпом - {np.mean(naiv boot)}')
Вероятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным наивным
бутстрэпом - 0.9035
     бутстрэп t-статистики
np.random.seed(42)
def t boot CI(sample, n boots = 10000, sample size = 20, alpha =
0.05):
    mu hat = np.mean(sample)
    boot = np.random.choice(sample, size = (n boots, sample size),
replace = True)
    boot mean = np.mean(boot, axis = 1)
```

```
boot se = np.std(boot, ddof = 1, axis = 1)
    R = (boot mean - mu hat) / (boot se / np.sqrt(sample size))
    ql, qr = np.quantile(R, alpha / 2), np.quantile(R, 1 - (alpha / 2))
2))
    q L, q R = mu hat - qr * (np.std(sample,
ddof=\overline{1})/np.sqrt(sample size)), mu hat - ql * (np.std(sample,
ddof=1)/np.sqrt(sample size))
    return (q L, q R)
t boot = []
for sample in tqdm(samples):
    is in interval = ((t boot CI(sample)[0] < 1) \& (t boot CI(sample))
[1] > 1)
    t boot.append(is in interval)
{"model id": "498f17c477ea40cbabd0355ea9faaafd", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
print(f'Bepoятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным
бутстрэпом t-статистики - {np.mean(t boot)}')
Вероятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным
бутстрэпом t-статистики - 0.9467
6)
[5] Пересчитайте вероятности накрытия, если наблюдения имеют
распределение Стьюдента с тремя степенями свободы.
samples t = sts.t.rvs(3, size=(n sim, sample size), random state=42)
     асимптотический нормальный интервал
as norm t = []
for sample in tgdm(samples t):
    is in interval = ((as norm CI(sample)[0] < 0) \&
(as norm CI(sample)[1] > 0))
    as norm t.append(is in interval)
{"model id": "237693231f23468bb7d04fa74bdf88dc", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
print(f'Вероятность накрытия математического ожидания асимптотическим
нормальным ДИ - {np.mean(as norm t)}')
Вероятность накрытия математического ожидания асимптотическим
нормальным ДИ - 0.9438
     наивный бутстрап
naiv boot t = []
for sample in tqdm(samples_t):
    is in interval = ((naive\ boot\ CI(sample)[0] < 0) \&
```

```
(naive boot CI(sample)[1] > 0))
    naiv boot t.append(is in interval)
{"model id": "95a94695c310450aa6db00c8592869ef", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
print(f'Bepoятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным
наивным бутстрэпом - {np.mean(naiv boot t)}')
Вероятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным наивным
бутстрэпом - 0.9202
     бутстрэп t-статистики
t boot t = []
for sample in tqdm(samples t):
    is in interval = ((t boot CI(sample)[0] < 0) \& (t boot CI(sample))
[1] > 0)
    t boot t.append(is in interval)
{"model id": "717755f440e448eb9be4d0f70928d3e4", "version major": 2, "vers
ion minor":0}
print(f'Вероятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным
бутстрэпом t-статистики - {np.mean(t boot t)}')
Вероятность накрытия математического ожидания ДИ, построенным
бутстрэпом t-статистики - 0.9245
```

Выводы:

- Для экспоненциального распределения лучший результат дал бутстрэп t-статистики
- Для распределения стьюдента лучший результат показал асимптотический нормальный интервал

Nº4

Проверьте гипотезу о том, что ожидаемые результаты экзамена по теории вероятностей тех, у кого фамилия начинается с гласной буквы и с согласной буквы, равны. В качестве альтернативной гипотезы возьмите гипотезу о неравенстве.

```
df = pd.read_csv('22-23_hse_probability - Exam.csv', skiprows = 5)
[['Unnamed: 1', 'Unnamed: 72']]
df.columns = ['surname', 'grade']

def first_vowel(surname):
    if surname[0] in set(['Y', 'E', 'Ы', 'A', 'O', 'Э', 'Я', 'И',
'Ю']):
        return 1
    return 0
first vowel vec = np.vectorize(first vowel)
```

```
mask = first vowel vec(df['surname']) * df['surname']
vowel surnames = mask.values[mask.values != '']
df v = df[df['surname'].isin(vowel surnames)]
df c = df[~df['surname'].isin(vowel surnames)]
$H_0: mu_v = mu_c \setminus H_a: mu_v \le $
где \$mu i - \$ средний результат за экзамен у i – ой выборки
a)
[5] Используйте тест Уэлча
from scipy.stats import ttest ind
p value = ttest ind(df c['grade'], df v['grade'], equal var=False)[1]
var_c = df_c['grade'].var(ddof = 1)
var v = df v['grade'].var(ddof = 1)
n c, n v = df c.shape[0], df v.shape[0]
var 0 = (var c / n c + var v / n v)**2 / (var c ** 2 / ((n c - 1) *))***2 / (var c ** 2 / ((n c - 1) *))
(n \ c) + var \ v^{**} \ 2 \ / \ ((n \ v \ -1) \ * \ n \ v))
diff = np.mean(df v['grade']) - np.mean(df c['grade'])
l, r = diff - sts.t.ppf(df = n c + n v - 2, q = 1-(alpha/2)) *
np.sqrt(var 0 / n c + var 0 / \overline{n} v), \overline{diff} + sts.t.ppf(df = n c + n v -
2, q = 1 - (alpha/2)) * np.sqrt(var 0 / n c + var 0 / n v)
ne = ' He' * (p value > 0)
print(f'95% CI: [{l, r}]')
print(f'p value = {round(p value, 3)} => Гипотеза{ne} отвергается')
95% CI: [(-1.4230103062864228, -0.7334763166312921)]
p value = 0.397 => Гипотеза не отвергается
Какая-то лажа получилась с ДИ, но р value правильно посчитал
6)
[5] Используйте наивный бутстрэп.
df_c.shape[0]
283
np.random.seed(43)
vow boot = np.random.choice(df v['grade'], size=(n sim,
df v.shape[0]))
con boot = np.random.choice(df c['grade'], size=(n sim,
df c.shape[0]))
diff hat = np.mean(df v['grade']) - np.mean(df c['grade'])
diff\ boot = np.mean(vow\ boot,\ axis = 1) - np.mean(con\ boot,\ axis = 1)
l, r = np.percentile(diff boot, 2.5), np.percentile(diff boot, 97.5)
p_value = 2 * min(np.mean((np.array(diff boot) > 0)),
np.mean((np.array(diff boot) <= 0)))</pre>
```

```
ne = ' He' * (l <= 0 <= r)
print(f'95% CI: {l, r}')
print(f'p value = {round(p value, 3)} => Гипотеза{ne} отвергается')
95% CI: (-3.529972236244321, 1.3649293286219053)
p value = 0.386 => Гипотеза не отвергается
[5] Используйте бутстрэп t-статистики.
var vow boot, var con boot = np.var(vow boot, ddof=1, axis=1),
np.var(con boot, ddof=1, axis=1)
var vow, var con = np.var(df v['grade'], ddof=1),
np.var(df c['grade'], ddof=1)
se boot = np.sqrt(var vow boot/df v.shape[0] +
var con boot/df c.shape[0])
se = np.sqrt(var vow/df v.shape[0] + var con/df c.shape[0])
R= (diff boot - diff hat)/se boot
R hat = diff hat / se
pvalue = 2 * min(np.mean(R <= R hat), np.mean(R >= R hat))
r, l = np.percentile(R, 2.5), np.percentile(R, 97.5)
ne = ' не' * (pvalue > alpha)
print(f'95% CI: {l, r}')
print(f'p value = {round(pvalue, 3)} => Гипотеза{ne} отвергается')
95% CI: (2.0887261081750292, -1.9044655238939623)
p value = 0.375 => Гипотеза не отвергается
Г)
[5] Используйте перестановочный тест.
from itertools import permutations
pt list = []
for i in range(n sim):
    pt df = np.random.permutation(np.array(df['grade']))
    pt c, pt v = pt df[:n c], pt df[n c:]
    pt mean = pt_v.mean() - pt_c.mean()
    pt list.append(pt mean)
pt list = np.array(pt list)
pvalue = 2 * min(np.mean(pt_list > diff), np.mean(pt_list <= diff))</pre>
l, r = np.percentile(pt_list, 2.5), np.percentile(pt_list, 97.5)
ne = ' не' * (pvalue > alpha)
print(f'95% CI: {l, r}')
print(f'p value = {round(pvalue, 3)} => Гипотеза{ne} отвергается')
95% CI: (-2.3950385808033463, 2.4172495853465055)
p value = 0.379 => Гипотеза не отвергается
```

Составьте таблицу сопряжённости, поделив студентов писавших экзамен на четыре группы по двум признакам: набрал ли больше медианы или нет, на согласную или гласную букву начинается фамилия.

a)

[5] Постройте 95% асимптотический интервал для отношения шансов хорошо написать экзамен («несогласных» к «согласным»). Проверьте гипотезу о том, что отношение шансов равно 1 и укажите Р-значение

```
df = pd.DataFrame({'surname':df['surname'], 'grade': df['grade'],
'start vow': df['surname'].isin(vowel surnames), 'more tha med':
df['grade'] >
np.median(df['grade'])}).reset index().drop(columns=['index'])
table = pd.crosstab(df['more tha med'], df['start vow'])
table
start vow
                False True
more tha med
False
                  138
                           28
True
                  145
                           21
con less, vow less, con more, vow more = table.iloc[0, 0],
table.iloc[0, 1], table.iloc[1, 0], table.iloc[1, 1]
odds vow = vow more / vow less
odds con = con more / con less
ln OR = np.log(odds vow / odds con)
se ln OR = np.sqrt(1/con less + 1/vow less + 1/con more + 1/vow more)
\overline{l} \overline{OR}, \overline{r} \overline{OR} = \overline{np.exp}(\overline{ln} \ \overline{OR}-1.96*se \ \overline{ln} \ \overline{OR}), \overline{np.exp}(\overline{ln} \ \overline{OR}+1.96*se \ \overline{ln} \ \overline{OR})
z obs = (ln OR) / se ln OR
p value = 2*(sts.norm.cdf(z obs))
ne = ' не' * (СІ ln_OR[0] <= 0 <= СІ_ln_OR[1])
print(f'95% CI: [{l OR, r OR}]')
print(f'p value = {round(p value, 3)} => Гипотеза{ne} отвергается')
95% CI: [(0.3870902431823096, 1.3162320763800788)]
p value = 0.28 => Гипотеза не отвергается
6)
```

[5] Постройте 95% асимптотический интервал для отношения вероятностей хорошо написать экзамен. Проверьте гипотезу о том, что отношение вероятностей равно 1 и укажите Р-значение.

Вместо того, чтобы рассматривать отношение долей, можно рассматривать разность их логарифмов. Вопользуемся дельта методом для $\ln \hat{p}$ в окрестности точки $p:\ln \hat{p} \approx \ln p + \frac{1}{p} \cdot (\hat{p} - p)$.

Значит,
$$E(\ln \hat{p}) \approx \ln p$$
 , $D(\ln \hat{p}) = \frac{1}{p^2} D(\hat{p}) = \frac{p \cdot (1-p)}{p^2 \cdot n} = \frac{(1-p)}{n p}$.

Т.к. выборки хороших и плохих оценок независимы, значит дисперсия разности будет суммой дисперсией, а матожидание разности будет разностью матожиданий в силу линейности. Поэтому:

```
ln\{p_{wov}\}\}\{ln\{p_{con}\}\}\} = \frac{(1-p_{wov})}{np_{wov}} + \frac{(1-p_{con})}{np_{wov}}\}
{np_{con}} $$
p w = vow more / (vow less + vow more)
p c = con more / (con less + con more)
log ratio = np.log(p_w / p_c)
se log ratio = np.sqrt((1 - p w) / (p w * (vow more + vow less)) + (1)
-\overline{p} c) / (p c * (con more + con less)))
l,r = np.exp(log ratio -sts.norm.ppf(1- alpha/2) * se log ratio),
np.exp(log ratio + sts.norm.ppf(1- alpha/2) * se log ratio)
print(f'95% CI: {round(l, 3), round(r, 3)}')
z_obs = (log_ratio)/se_log_ratio
p value = 2*(sts.norm.cdf(z obs))
\overline{ne} = ' He' * (CI ln OR[0] \leftarrow 0 \leftarrow CI ln OR[1])
print(f'p value = {round(p value, 3)} => Гипотеза{ne} отвергается')
95% CI: (0.594, 1.178)
p value = 0.307 => Гипотеза не отвергается
B)
```

[5] Постройте 95% интервал для отношения шансов хорошо написать экзамен с помощью наивного бутстрэпа. Проверьте гипотезу о том, что отношение шансов равно 1 и укажите Рзначение.

```
vow_boot = np.random.choice(df_v['grade'], size=(n_sim, n_v))
con_boot = np.random.choice(df_c['grade'], size=(n_sim, n_c))
con_less_boot, con_more_boot, vow_less_boot, vow_more_boot = (con_boot
< med).sum(axis = 1), (con_boot > med).sum(axis = 1), (vow_boot <
med).sum(axis = 1), (vow_boot > med).sum(axis = 1)
OR_boot = (vow_more_boot / vow_less_boot) / (con_more_boot /
con_less_boot)

pvalue = 2 * min(np.mean(OR_boot > np.exp(ln_OR)), np.mean(OR_boot <=
np.exp(ln_OR)))
l, r = np.percentile(OR_boot, 2.5), np.percentile(OR_boot, 97.5)
ne = ' He' * (pvalue > alpha)
```

```
print(f'95% CI: {l, r}')
print(f'p_value = {round(pvalue, 3)} => Гипотеза{ne} отвергается')
95% CI: (0.37485582468281425, 1.3053613053613053)
p_value = 0.984 => Гипотеза не отвергается
```

Иноагент Иннокентий Вероятностно-Статистический считает, что длина фамилии положительно влияет на результат экзамена по теории вероятностей. А именно, он предполагает, что ожидаемый результат за экзамен прямо пропорционален длине фамилии, E(Yi) = βFi, где Yi — результат за экзамен по 30-балльной шкале, Fi — количество букв в фамилии.

a)

[10] Оцените в методом моментов. Рассчитайте выборочную корреляцию.

```
df['len'] = df['surname'].str.len()
beta_hat_mm = (df['grade'].mean())/(df['len'].mean())
print(f'MM оценка = {beta_hat_mm}')
corr = np.corrcoef(df['grade'], df['len'])
print(f'Выборочная корреляция = {corr[0][1]}')

MM оценка = 2.0613026819923372
Выборочная корреляция = 0.0253280526691477
```

Nº7

[10] С помощью chatgpt решите любую задачу из нашего курса теории вероятностей и статистики. Можно брать задачи из прошлых контрольных, лекций, семинаров и даже этого домашнего задания. В качестве ответа приведите полный диалог с chatgpt.

Лог моего диалога с Chat-GPT

Nº8

[5] Укажите любой источник по теории вероятностей или статистике, который вам оказался полезен в течение года. Это может быть статья, видео, задача, всё что угодно. Объясните, с чем конкретно этот источник помог разобраться. Лучше привести в пример внешний источник, не упомянутый на вики курса, но можно и внутренний.

Помимо нашего курса и курса Фила я занимался по учебникам, которые кидали в Поступашки. Но вообще, топ моих источников такой:

- Вообще классный учебник я его читаю параллельно с курсом, очень помог к экзамену. Там немного перебор с математикой, но в целом норм, я его всем советую
- Вот еще учебник со всякими идейными и теоретическими приколами. Мне очень понравилось его читать и разбираться, когда готовился к устной части экзамена
- Немного еще смотрел сюда, чисто, чтобы базу вспомнить
- Еще есть слитые курсы с ШАДа по АВ-тестам, но их прикреплять не буду, а то еще удалят (вдруг кто из проверяющих в Яндексе работает)
- Также я еще добавлял в этом году в свой учебный план Дискретную математику с ФКН ПМИ и там научился хорошо решать комбу и всякие счетные тяжкие задачки на теорию вероятностей. Ну и прикольные факты из теорвера оттуда узнал, например парадокс Симпсона. Вот учебник с конспектом лекций.