## Математическая статистика

## Практическое задание 5

В данном задании предлагается провести некоторое исследование модели линейной регрессии и критериев для проверки статистических гипотез, в частности применить этим модели к реальным данным.

### Правила:

- Выполненную работу нужно отправить на почту probability.diht@yandex.ru, указав тему письма "[номер группы] Фамилия Имя Задание 5". Квадратные скобки обязательны. Вместо Фамилия Имя нужно подставить свои фамилию и имя.
- Прислать нужно ноутбук и его pdf-версию. Названия файлов должны быть такими: 5.N.ipynb и 5.N.pdf, где N ваш номер из таблицы с оценками.
- Никакой код из данного задания при проверке запускаться не будет.
- Некоторые задачи отмечены символом \*. Эти задачи являются дополнительными. Успешное выполнение большей части таких задач (за все задания) является необходимым условием получения бонусного балла за практическую часть курса.
- Баллы за каждую задачу указаны далее. Если сумма баллов за задание меньше 25% (без учета доп. задач), то все задание оценивается в 0 баллов.

### Баллы за задание:

- Задача 1 7 баллов
- Задача 2 2 балла
- Задача 3<sup>\*</sup> 3 балла
- Задача 4 2 балла
- Задача 5<sup>\*</sup> 10 баллов
- Задача 6 5 баллов
- Задача 7 4 балла
- Задача 8<sup>\*</sup> 4 балла
- Задача 9<sup>\*</sup> 10 баллов

# 1. Линейная регрессия

**Задача 1.** По шаблону напишите класс, реализующий линейную регрессию. Интерфейс этого класса в некоторой степени соответствует классу <u>LinearRegression (http://scikitlearn.org/stable/modules/generated/sklearn.linear model.LinearRegression.html#sklearn.linear model.LinearRegression) из библиотеки sklearn.</u>

In [2]: import numpy as np
import scipy.stats as sps
import matplotlib.pyplot as plt
import pandas
from pandas import DataFrame
import scipy.linalg as slin
import sklearn

```
In [3]: class LinearRegression:
            def __init__(self):
                super()
            def fit(self, X, Y, alpha=0.95):
                 ''' Обучение модели. Предполагается модель Y = X * theta + epsilon,
                    где Х --- регрессор, Ү --- отклик,
                    a epsilon имеет нормальное распределение с параметрами (0, sigma^2 * I n).
                    alpha --- уровень доверия для доверительного интервала.
                self.n. self.k = X.shape
                self.theta = np.linalq.inv(X.T @ X) @ X.T @ Y
                self.sigma sq = ((Y - X @ self.theta).T @ (Y - X @ self.theta)) / (self.n - self.k)
                self.conf int = np.emptv(shape = (self.k, 2), dtvpe = float)
                t1 = sps.t.ppf((1 + alpha) / 2, df=self.n - self.k)
                t2 = sps.t.ppf((1 - alpha) / 2, df=self.n - self.k)
                d = (self.sigma sq * np.linalg.inv(X.T @ X).diagonal()) ** (0.5)
                self.conf int[:, 0] = self.theta.T - d * t1
                self.conf int[:, 1] = self.theta.T - d * t2
                return self
            def summary(self):
                print('\nLinear regression on %d features and %d examples' % (self.k, self.n))
                print('Sigma: %.6f' % self.sigma sq)
                print('\t\tLower\t\tEstimation\tUpper')
                for j in range(self.k):
                    print('theta %d:\t%.6f\t%.6f\t%.6f' % (j, self.conf_int[j, 0],
                                                           self.theta[j], self.conf int[j, 1]))
                print('\n')
            def predict(self, X):
                ''' Возвращает предсказание отклика на новых объектах Х. '''
                Y pred = X @ self.theta
                return Y pred
```

Загрузите данные о потреблении мороженного в зависимости от температуры воздуха и цены (файл ice\_cream.txt). Примените реализованный выше класс линейной регрессии к этим данным предполагая, что модель имеет вид  $ic = \theta_1 + \theta_2 t$ , где t --- температура воздуха (столбец temp), ic --- постребление мороженного в литрах на человека (столбец IC). Значения температуры предварительно переведите из Фаренгейта в Цельсий [(Фаренгейт — 32) / 1,8 = Цельсий].

К обученной модели примените фунцию summary и постройте график регрессии, то есть график прямой  $ic=\widehat{\theta}_1+\widehat{\theta}_2$  t, где  $\widehat{\theta}_1$ ,  $\widehat{\theta}_2$  --- МНК-оценки коэффициентов. На график нанесите точки выборки. Убедитесь, что построейнный график совпадает с графиком из презентации с первой лекции, правда, с точностью до значений температура (она была неправильно переведена из Фаренгейта в Цельсий).

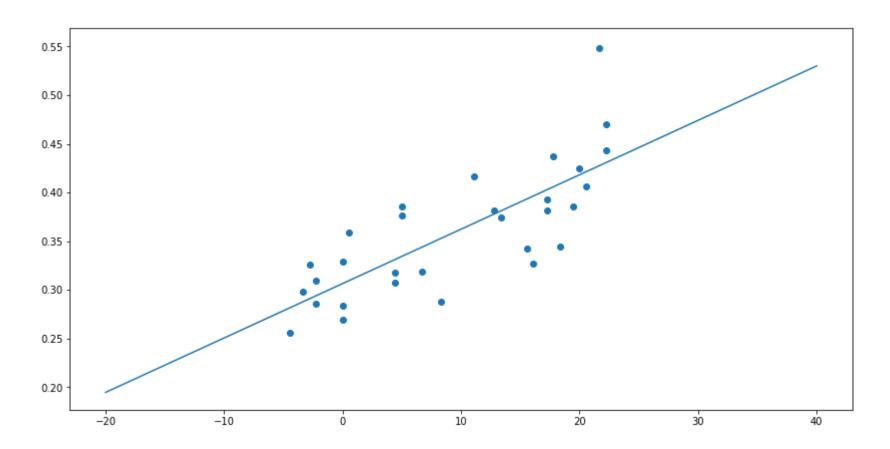
```
In [14]: data = pandas.read_csv("ice_cream.txt", sep='\t')
    ic = np.array(data["IC"])
    t = np.array(data["temp"])
    year = np.array(data["income"])
    income = np.array(data["income"])
    lt = np.array(data["Lag-temp"])
    price = np.array(data["price"])
    t = (t - 32) / 1.8
    ic = ic.reshape(ic.shape[0], 1)
    yearl = [1 if value == 1 else 0 for value in year]
    year2 = [1 if value == 2 else 0 for value in year]
```

```
In [5]: intercept = np.ones(shape = t.shape)
        X = np.empty(shape = (t.shape[0], 2))
        X[:, 1] = t
        X[:, 0] = intercept
        model = LinearRegression()
        model = model.fit(X, ic)
        model.summary()
        x = np.linspace(-20, 40, 1000)
        X1 = np.empty(shape = (x.shape[0], 2))
        X1[:, 1] = x
        X1[:, 0] = np.ones(shape= x.shape)
        y = model.predict(X1)
        plt.figure(figsize=(14, 7))
        plt.plot(x, y)
        plt.scatter(t, ic)
        plt.show()
        residuals_1 = (ic - model.predict(X)).reshape(30) # для задачи №7
```

Linear regression on 2 features and 30 examples

Sigma: 0.001786

Lower Estimation Upper theta\_0: 0.283276 0.306298 0.329319 theta\_1: 0.003831 0.005593 0.007355



Вывод: построейнный график совпадает с графиком из презентации с первой лекции (с точностью до значений температуры)

Теперь учтите влияние года (столбец Year) для двух случаев:

- модель  $ic = \theta_1 + \theta_2 t + \theta_3 y_1 + \theta_4 y_2$ , где  $y_1 = I\{1 \text{ год}\}, y_2 = I\{2 \text{ год}\}$ . Поясните, почему нельзя рассмативать одну переменную y --- номер года.
- для каждого года рассматривается своя линейная зависимость  $ic = \theta_1 + \theta_2 t$ .

В каждом случае нарисуйте графики. Отличаются ли полученные результаты? От чего это зависит? Как зависит потребление мороженного от года?

**Вывод:** нельзя рассмативать одну переменную y --- номер года, так как это некоторая константа, которая для второго года будет умножаться на два, а для первого на один, то есть для второго всегда будет в два раза больше, что не есть хорошо. То есть эта переменная y отвечает не за числовой признак, а служит своеобразным флагом категории.

```
In [6]: x = np.linspace(-20, 40, 1000)
In [7]: # 06μαπ μομεπь
intercept = np.ones(shape = t.shape)
X = np.empty(shape = (t.shape[0], 4))
X[:, 3] = year2
X[:, 2] = year1
X[:, 0] = intercept
model = LinearRegression()
model = model.fit(X, ic)
print('06μαπ μομεπь')
model.summary()

residuals_2 = (ic - model.predict(X)).reshape(30) # μππ βαμανμ 16.7
```

### Общая модель

Linear regression on 4 features and 30 examples

Sigma: 0.001016

_	Lower	Estimation	Upper
theta_0:	0.251176	0.277050	0.302923
theta_1:	0.004741	0.006095	0.007449
theta_2:	-0.011237	0.016491	0.044218
theta_3:	0.041535	0.074307	0.107078

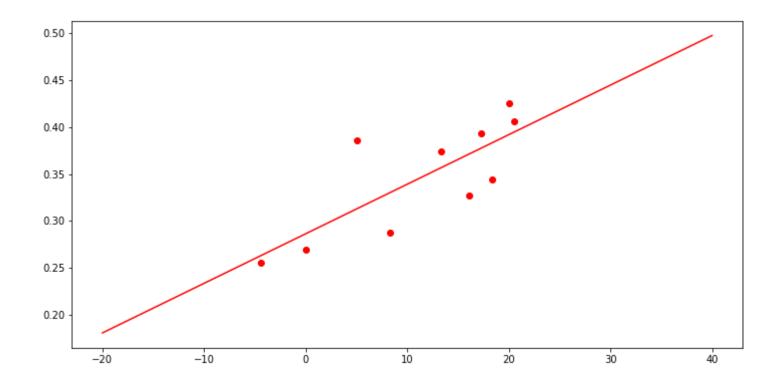
```
In [8]: # Модель для нулевого года
        ic0 = ic[0: 10]
        t0 = t[0: 10]
        ic0 = ic0.reshape(ic0.shape[0], 1)
        intercept = np.ones(shape = t0.shape)
        X = np.empty(shape = (t0.shape[0], 2))
        X[:, 1] = t0
        X[:, 0] = intercept
        model = LinearRegression()
        model = model.fit(X, ic0)
        print('Модель для нулевого года')
        model.summary()
        X1 = np.empty(shape = (x.shape[0], 2))
        X1[:, 1] = x
        X1[:, 0] = np.ones(shape= x.shape)
        y = model.predict(X1)
        plt.figure(figsize=(12, 6))
        plt.plot(x, y, color='red')
        plt.scatter(t0, ic0, color='red')
        plt.show()
        residuals 3 = (ic0 - model.predict(X)).reshape(10) # для задачи №7
```

Модель для нулевого года

Linear regression on 2 features and 10 examples

Sigma: 0.001597

Lower Estimation Upper theta\_0: 0.236963 0.286405 0.335846 theta\_1: 0.001787 0.005277 0.008767



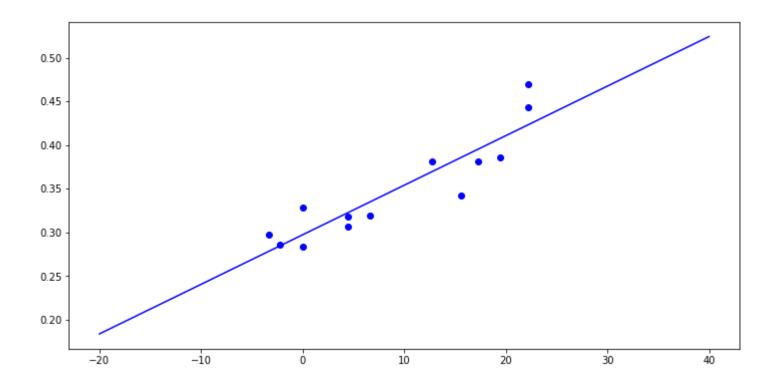
```
In [9]: # Модель для первого года
        ic1 = ic[10: 23]
        t1 = t[10: 23]
        ic1 = ic1.reshape(ic1.shape[0], 1)
        intercept = np.ones(shape = t1.shape)
        X = np.empty(shape = (t1.shape[0], 2))
        X[:, 1] = t1
        X[:, 0] = intercept
        model = LinearRegression()
        model = model.fit(X, ic1)
        print('Модель для первого года')
        model.summary()
        X1 = np.empty(shape = (x.shape[0], 2))
        X1[:, 1] = x
        X1[:, 0] = np.ones(shape= x.shape)
        y = model.predict(X1)
        plt.figure(figsize=(12, 6))
        plt.plot(x, y, color='blue')
        plt.scatter(t1, ic1, color='blue')
        plt.show()
        residuals 4 = (ic1 - model.predict(X)).reshape(13) # для задачи №7
```

Модель для первого года

Linear regression on 2 features and 13 examples

Sigma: 0.000667

Lower Estimation Upper theta\_0: 0.274993 0.297426 0.319859 theta 1: 0.003935 0.005672 0.007409

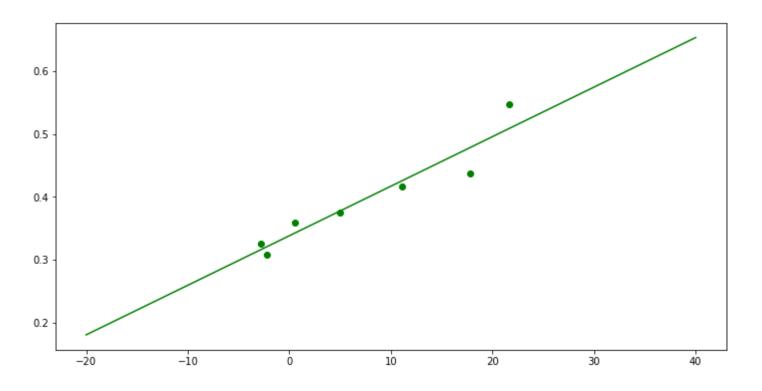


```
In [10]: # Модель для второго года
         ic2 = ic[23:]
         t2 = t[23:]
         ic2 = ic2.reshape(ic2.shape[0], 1)
         intercept = np.ones(shape = t2.shape)
         X = np.empty(shape = (t2.shape[0], 2))
         X[:, 1] = t2
         X[:, 0] = intercept
         model = LinearRegression()
         model = model.fit(X, ic2)
         print('Модель для второго года')
         model.summary()
         X1 = np.empty(shape = (x.shape[0], 2))
         X1[:, 1] = x
         X1[:, 0] = np.ones(shape= x.shape)
         y = model.predict(X1)
         plt.figure(figsize=(12, 6))
         plt.plot(x, y, color='green')
         plt.scatter(t2, ic2, color='green')
         plt.show()
         residuals 5 = (ic2 - model.predict(X)).reshape(7) # для задачи №7
```

Модель для второго года

Linear regression on 2 features and 7 examples Sigma: 0.000766

Lower Estimation Upper theta\_0: 0.303805 0.338346 0.372886 theta 1: 0.004907 0.007877 0.010846



**Вывод:** Из построенных графиков видно, что с течением времени потребление мороженого растет. Также обратим внимание, что для второго года точки лежат очень близко к прямой, то есть нам удалось хорошо построить модель. Для первого года чуть хуже, для нулевого --- еще хуже.

Наконец, обучите модель на предсказание потребления мороженного в зависимости от всех переменных. Не забудьте, что для года нужно ввести две переменных. Для полученной модели выведите summary.

```
In [11]: intercept = np.ones(shape = t.shape)
    X = np.empty(shape = (t.shape[0], 7))
    X[:, 6] = lt
    X[:, 5] = income
    X[:, 4] = price
    X[:, 3] = year2
    X[:, 2] = year1
    X[:, 1] = t
    X[:, 0] = intercept
    model = LinearRegression()
    model = model.fit(X, ic)
    model = model.summary()

residuals_6 = (ic - model.predict(X)).reshape(30)  # для задачи №7
```

Linear regression on 7 features and 30 examples Sigma: 0.001024

	Lower	Estimation	Upper
theta_0:	0.107657	0.717753	1.327849
theta_1:	0.003801	0.005654	0.007507
theta_2:	-0.000852	0.038141	0.077134
theta_3:	0.045224	0.117733	0.190242
theta_4:	-2.467091	-0.659296	1.148500
theta_5:	-0.007774	-0.003231	0.001311
theta 6:	-0.000886	-0.000024	0.000838

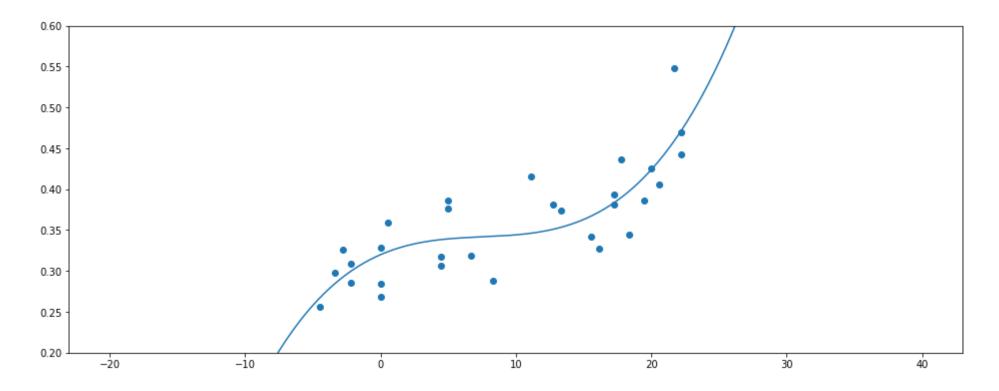
Но это еще не все. Постройте теперь линейную регрессию для модели  $ic=\theta_1+\theta_2\ t+\theta_3\ t^2+\theta_4\ t^3$ . Выведите для нее summary и постройте график предсказания, то есть график кривой  $ic=\hat{\theta}_1+\hat{\theta}_2\ t+\hat{\theta}_3\ t^2+\hat{\theta}_4\ t^3$ . Хорошие ли получаются результаты?

```
In [13]: t_2 = t ** 2
         t_3 = t ** 3
         intercept = np.ones(shape = t.shape)
         X = np.empty(shape = (t.shape[0], 4))
         X[:, 3] = t_3
         X[:, 2] = t^{2}
         X[:, 1] = t
         X[:, 0] = intercept
         model = LinearRegression()
         model = model.fit(X, ic)
         model.summary()
         X1 = np.empty(shape = (x.shape[0], 4))
         X1[:, 3] = x ** 3
         X1[:, 2] = x ** 2
         X1[:, 1] = x
         X1[:, 0] = np.ones(shape= x.shape)
         y = model.predict(X1)
         plt.figure(figsize=(16,6))
         plt.plot(x, y)
         plt.scatter(t, ic)
         plt.ylim(0.2, 0.6)
         plt.show()
          residuals 7 = (ic - model.predict(X)).reshape(30) # для задачи №7
```

Linear regression on 4 features and 30 examples

Sigma: 0.001529

	Lower	Estimation	Upper
theta_0:	0.295294	0.319902	0.344510
theta_1:	0.000388	0.007200	0.014013
theta 2:	-0.001861	-0.000855	0.000152
theta 3:	0.000002	0.000038	0.000073



Вывод: Исходя из графика можно сделать вывод, что результаты получились хорошие. Точки лежат довольно близко к построенной кривой.

Чтобы понять, почему так происходит, выведите значения матрицы  $(X^TX)^{-1}$  для данной матрицы и посчитайте для нее индекс обусловленности  $\sqrt{\lambda_{max}/\lambda_{min}}$ , где  $\lambda_{max}, \lambda_{min}$  --- максимальный и минимальный собственные значения матрицы  $X^TX$ . Собственные значения можно посчитать функцией <u>scipy.linalg.eigvals.html</u>).

Прокомментируйте полученные результаты. Помочь в этом может следующая статья

(https://ru.wikipedia.org/wiki/%D0%A7%D0%B8%D1%81%D0%BB%D0%BE %D0%BE%D0%B1%D1%83%D1%81%D0%BB%D0%BE%D0%BB%D0%BB%D0%B5%D0%BD%D0%BD%D0%BE%D1%81%D1%82%D0%B

In [56]: eigvals = slin.eigvals(np.linalg.inv(X.T @ X))
eigvals

Out[56]: array([ 9.39587724e-02+0.j, 7.10180670e-03+0.j, 2.97693228e-05+0.j, 1.41790261e-09+0.j])

In [57]: index = (eigvals.max() / eigvals.min()) \*\* (0.5)
index

Out[57]: (8140.3947488960366+0j)

**Вывод:** мы получили, что инедкс обусловленности очень большой (из приведенной статьи: идеальный = 1). Чем больше индекс обусловленности, тем больше дисперсия параметров, а чем больше дисперсия, тем шире разброс. Также, так как индекс обусловленности > 30, то имеет место мультиколлинеарность (Это значит, что "всё плохо").

**Задача 2.** В данной задаче нужно реализовать функцию отбора признаков для линейной регрессии. Иначе говоря, пусть есть модель  $y = \theta_1 x_1 + \ldots + \theta_k x_k$ . Нужно определить, какие  $\theta_j$  нужно положить равными нулю, чтобы качество полученной модели было максимальным.

Для этого имеющиеся данные нужно случайно разделить на две части --- обучение и тест (train и test). На первой части нужно обучить модель регресии, взяв некоторые из признаков, то есть рассмотреть модель  $y = \theta_{j_1} x_{j_1} + \ldots + \theta_{j_s} x_{j_s}$ . По второй части нужно посчитать ее качество --- среднеквадратичное отклонение (mean squared error) предсказания от истинного значения отклика, то есть величину

$$MSE = \sum_{i \in test} (\hat{y}(x_i) - Y_i)^2,$$

где  $x_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,k})$ ,  $Y_i$  --- отклик на объекте  $x_i$ , а  $\widehat{y}(x)$  --- оценка отклика на объекте x.

Если k невелико, то подобным образом можно перебрать все поднаборы признаков и выбрать наилучший по значению MSE.

Для выполнения задания воспользуйтесь следующими функциями:

- <u>sklearn.linear\_model.LinearRegression</u> (http://scikit-learn.org/stable/modules/generated/sklearn.linear\_model.LinearRegression.html#sklearn.linear\_model.LinearRegression) --- реализация линейной регрессии. В данной реализации свободный параметр  $\theta_1$  по умолчанию автоматически включается в модель. Отключить это можно с помощью fit\_intercept=False, но это не нужно. В данной задаче требуется, чтобы вы воспользовались готовой реализацией линейной регрессии, а не своей. Ведь на практике важно уметь применять готовые реализации, а не писать их самостоятельно.
- <u>sklearn.cross\_validation.train\_test\_split (http://scikit-learn.org/0.16/modules/generated/sklearn.cross\_validation.train\_test\_split.html)</u> --- функция разбиения данных на train и test. Установите параметр test\_size=0.3.
- sklearn.metrics.mean squared error (http://scikit-learn.org/stable/modules/generated/sklearn.metrics.mean squared error.html) --- реализация MSE.

Для перебора реализуйте функцию.

In [15]: from sklearn.datasets import load\_boston
from sklearn.cross\_validation import train\_test\_split
from sklearn import linear\_model
from sklearn.metrics import mean\_squared\_error

```
In [16]: def best_features(X_train, X_test, Y_train, Y_test):
             mses = []
             k = X train.shape[1]
             for j in range(1, 2 ** k): # номер набора признаков
                 mask = np.array([j \& (1 << s) for s in range(k)], dtype=bool)
                 features numbers = np.arange(k)[mask] # набор признаков
                 X train temp = X train[:, features numbers]
                 X test temp = X test[:, features numbers]
                 model = linear model.LinearRegression()
                 model = model.fit(X train temp, Y train)
                 mse = mean squared error(Y test, model.predict(X test temp))
                 mses.append(mse)
             # Печать 10 лучших наборов
             print('mse\t features')
             mses = np.array(mses)
             best numbres = np.argsort(mses)[:10]
             for j in best_numbres:
                 mask = np.array([j \& (1 << s) for s in range(k)], dtype=bool)
                 features numbers = np.arange(k)[mask]
                 print('%.3f\t' % mses[j], features numbers)
```

Примените реализованный отбор признаков к датасетам

- <u>Yacht Hydrodynamics (http://archive.ics.uci.edu/ml/datasets/Yacht+Hydrodynamics)</u> --- для парусных яхт нужно оценить остаточное сопротивление на единицу массы смещения (последний столбец) в зависимости от различных характеристик яхты.
- Boston Housing Prices (http://scikit-learn.org/stable/modules/generated/sklearn.datasets.load boston.html#sklearn.datasets.load boston) --- цены на дома в Бостоне в зависимости от ряда особенностей.

```
mse features

18.711 [ 2 3 4 5 6 7 8 11]

18.734 [ 2 3 4 5 6 7 8 10 11]

18.743 [ 2 3 4 5 6 7 9 11]

18.785 [ 1 2 3 4 5 6 7 9 11]

18.792 [ 2 3 4 5 6 7 9 10 11]

18.796 [ 3 4 5 6 7 9 11]

18.816 [ 2 3 4 5 6 7 8 9 11]

18.821 [ 2 3 5 6 7 8 11]

18.822 [ 2 3 4 5 6 7 10 11]

18.832 [ 2 3 5 6 7 8 10 11]
```

Вывод: заметим, что самый часто встречающийся признак - признак №5.

```
In [18]: data = pandas.read csv("yacht.txt", header=None, delim whitespace=True)
         data = np.array(data)
         X = data[:,range(0, 6)]
         Y = data[:, 6]
         X train, X test, Y train, Y test = train test split(X, Y, test size=0.3)
         print("Yachts")
         best_features(X_train, X_test, Y_train, Y_test)
         Yachts
         mse
                  features
         77.211
                 [0 5]
                [0 4 5]
         77.240
         77.360 [1 5]
         77.395
                 [1 4 5]
         77.567
                 [0 1 2 3 4]
         77.605
                 [0 1 2 3 5]
         77.606 [0 2 5]
         77.713
                 [5]
         77.743
                 [1 2 5]
         77.756
                [4 5]
```

Вывод: здесь аналогично самый часто встречающийся признак - признак №5.

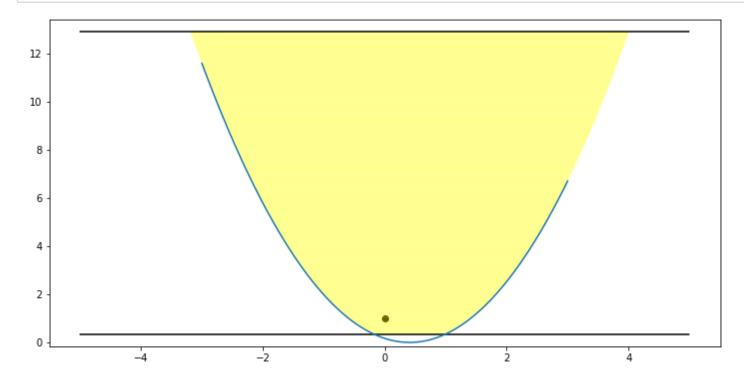
**Задача 3<sup>\*\*</sup>.** Загрузите <u>датасет (http://people.sc.fsu.edu/~jburkardt/datasets/regression/x01.txt)</u>, в котором показана зависимость веса мозга от веса туловища для некоторых видов млекопитающих. Задача состоит в том, чтобы подобрать по этим данным хорошую модель регрессии. Для этого, можно попробовать взять некоторые функции от значения веса туловища, например, степенную, показательную, логарифмическую. Можно также сделать преобразование значений веса мозга, например, прологарифмировать. Кроме того, можно разбить значения веса туловища на несколько частей и на каждой части строить свою модель линейной регрессии.

**Задача 4.** Пусть  $X_1, \ldots, X_n$  --- выборка из распределения  $\mathcal{N}(a, \sigma^2)$ . Постройте точную доверительную область для параметра  $\theta = (a, \sigma^2)$  уровня доверия  $\alpha = 0.95$  для сгенерированной выборки размера  $n \in \{5, 20, 50\}$  из стандартного нормального распределения. Какой вывод можно сделать?

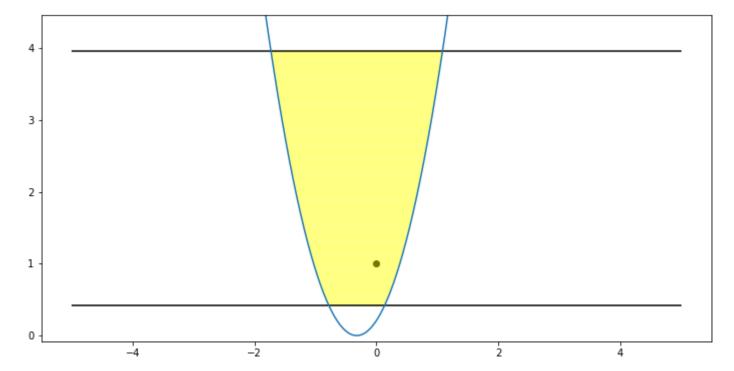
Точную доверительную область для параметра  $\theta = (a, \sigma^2)$  уровня доверия  $\alpha = 0.95$  знаем из домашнего задания.

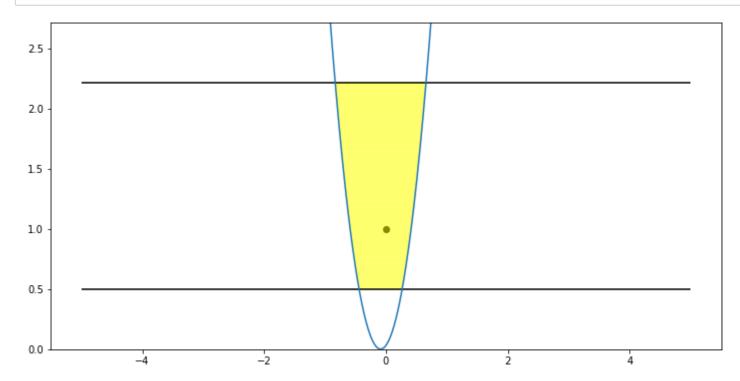
```
In [24]: def draw conf(X, alpha = 0.95 ** 0.5):
             n = X.size
             mean = X.mean()
             S = ((X - mean) ** 2 / n).sum()
             z1 = sps.chi2.ppf((1 + alpha) / 2, df=n - 1)
             z2 = sps.chi2.ppf((1 - alpha) / 2, df=n - 1)
             x1 = sps.norm.ppf((1 + alpha) / 2)
             theta2 = (n * S / z2)
             theta1 = (n * S / z1)
             x = np.linspace(-3, 3, 1000)
             v = ((x - mean) * (n ** (0.5)) / x1) ** 2
             plt.figure(figsize=(12,6))
             plt.plot(x, y)
             lines = np.linspace(theta1, theta2, 1000)
             plt.scatter(0, 1, color = 'black')
             for temp in lines:
                 v = (temp / n) ** 0.5 * x1
                  plt.hlines(temp, -v + mean, v + mean, color = 'yellow', alpha = 0.1)
             plt.hlines(theta1, xmax = 5, xmin = -5)
             plt.hlines(theta2, xmax = 5, xmin = -5)
             plt.ylim((theta1 - 0.5, theta2 + 0.5))
             plt.show()
```

In [25]: sample = sps.norm.rvs(size = 5, loc = 0)
 draw\_conf(sample)



In [26]: sample = sps.norm.rvs(size = 10, loc = 0)
 draw\_conf(sample)





**Вывод:** Несколько раз сгенерировав выборку, убедились в том, что доверительная область оценивает параметр (обозначили его точкой на графике) с высокой точностью. С ростом выборки истинное значение всё точнее попадает в построенную область.

**Задача 5\*.** Пусть дана линейная гауссовская модель  $Y = X\theta + \varepsilon$ , где  $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \beta^{-1}I_n)$ . Пусть  $\theta$  имеет априорное распределение  $\mathcal{N}(0, \alpha^{-1}I_k)$ . Такая постановка задачи соответствует Ridge-регрессии. Оценкой параметров будет математическое ожидание по апостериорному распределению, аналогично можно получить доверительный интервал. Кроме того, с помощью апостериорного распределения можно получить доверительный интервал для отклика на новом объекте, а не только точечную оценку.

Peanusyйте класс RidgeRegression подобно классу LinearRegression, но добавьте в него так же возможность получения доверительного интервала для отклика на новом объекте. Примените модель к некоторых датасетам, которые рассматривались в предыдущих задачах. Нарисуйте графики оценки отклика на новом объекте и доверительные интервалы для него.

# 2. Проверка статистических гипотез

**Задача 6.** Существует примета, что если перед вам дорогу перебегает черный кот, то скоро случится неудача. Вы же уже достаточно хорошо знаете статистику и хотите проверить данную примету. Сформулируем задачу на математическом языке. Пусть  $X_1, \ldots, X_n \sim Bern(p)$  --- проведенные наблюдения, где  $X_i = 1$ , если в i-м испытании случилась неудача после того, как черный кот перебежал дорогу, а p --- неизвестная вероятность такого события. Нужно проверить гипотезу  $H_0: p=1/2$  (отсутствие связи между черным котом и неудачей) против альтернативы  $H_1: p>1/2$  (неудача происходит чаще если черный кот перебегает дорогу).

Известно, что  $S = \{T(X) > c_{\alpha}\}$ , где  $T(X) = \sum X_i$ , является равномерно наиболее мощным критерием для данной задачи. Чему при этом равно  $c_{\alpha}$ ? При этом p-value в данной задаче определяется как  $p(t) = \mathsf{P}_{0.5}(T(X) > t)$ , где  $t = \sum x_i$  --- реализация статистики T(X).

Для начала проверьте, что критерий работает. Возьмите несколько значений n и реализаций статистики T(X). В каждом случае найдите значение  $c_{\alpha}$  и p-value. Оформите это в виде таблицы.

Пользуйтесь функциями из scipy.stats, про которые подробно написано в файле python\_5. Внимательно проверьте правильность строгих и нестрогих знаков.

Возьмем уровень доверия  $\alpha = 0.05$ .

$$P(T(X) > c_{\alpha}) <= \alpha$$

$$P(T(X) \le c_{\alpha}) \le 1 - \alpha$$

 $F(c_{\alpha}) <= 1 - \alpha$ , где F(x) - функция распределения биномиального распределения для p=0,5.

Тогда  $c_{\alpha}$  --- квантиль уровня  $(1-\alpha)$  биномиального распределения.

```
p-value = P(T(X) > t)
```

 $P(T(X) \le t) = 1 - p$ -value

Tогда p-value =  $1 - P(T(X) \le t)$ 

```
In [54]: N = 10000
sample = sps.bernoulli.rvs(size=N, p=0.5)
t = sample.cumsum()
sample_size = np.arange(1, N + 1)
c_alpha = sps.binom.ppf(q=0.95, n=sample_size, p=0.5)
p_value = sps.binom.sf(t, n=sample_size, p=0.5)
```

## Out[53]:

	$C_{alpha}$	N	p-value
0	8.0	10	0.623047
1	31.0	50	0.443862
2	58.0	100	0.617823
3	268.0	500	0.776435
4	526.0	1000	0.993778
5	5082.0	10000	0.181412

**Вывод:** Для нескольких рассмотренных значений n и реализаций статистики T(X) получаем p-value >= 0,05. Значит, критерий работает, гипотезу не отвергаем.

Для каких истинных значений p с точки зрения практики можно считать, что связь между черным котом и неудачей есть? Теперь сгенерируйте 10 выборок для двух случаев: 1). n = 5, p = 0.75; 2).  $n = 10^5, p = 0.51$ . В каждом случае в виде таблицы выведите реализацию статистики T(X), соответствующее p-value и 0/1 - отвергается ли  $H_0$  (выводите 1, если отвергается). Какие выводы можно сделать?

1) 
$$n = 5, p = 0.75$$

```
In [110]: sample = sps.bernoulli.rvs(size=(10, 5), p=0.75)
    t = sample.sum(axis=1)
    c_alpha = sps.binom.ppf(q=0.95, n=5, p=0.5)
    p_value = sps.binom.sf(t, n=5, p=0.5)
    res = [1 if t_i > c_alpha else 0 for t_i in t]
    data = {'T(X)': t, 'p-value': p_value, "$H_0$": res}
    table = DataFrame(data=data)
    table
```

Out[110]:

	$H_0$	T(X)	p-value
0	0	4	0.03125
1	0	3	0.18750
2	0	3	0.18750
3	0	4	0.03125
4	0	4	0.03125
5	1	5	0.00000
6	0	4	0.03125
7	1	5	0.00000
8	1	5	0.00000
9	0	3	0.18750

2)  $n = 10^5, p = 0.51$ 

```
In [71]: sample = sps.bernoulli.rvs(size=(10, 10 ** 5), p=0.51)
    t = sample.sum(axis=1)
    c_aplha = sps.binom.ppf(q=0.95, n=(10 ** 5), p=0.5)
    p_value = sps.binom.sf(t, n=(10 ** 5), p=0.5)
    res = [1 if t_i > c_alpha else 0 for t_i in t]
    data = {"$T(X)$": t, "p_value": p_value, "$H_0$": res}
    table = DataFrame(data=data)
    table
```

Out[71]:

	$H_0$	T(X)	p_value
0	1	51240	2.147467e-15
1	1	51058	1.079935e-11
2	1	50906	4.922968e-09
თ	1	50739	1.454873e-06
4	1	50951	8.829750e-10
5	1	51234	2.903891e-15
6	1	50842	4.949738e-08
7	1	50712	3.298108e-06
8	1	51072	5.871440e-12
9	1	50993	1.653603e-10

**Вывод:** Видим, что для достаточно большого размера выборки (n = 10^5) даже такое незначительное изменение истинной вероятности (на 0,01) влияет, и тем самым гипотезу отвергаем в 10 из 10 случаях. А для маленького размера выборки (n=5) даже с таким значимым изменением вероятности р на 0,25 мы не отвергли гипотезу в больше половины случаев. То есть определять есть ли связь между черным котом и неудачей с точки зрения практики для различных истинных *р* можем исходя из размера выборки.

Возникает задача подбора оптимального размера выборки.

Для этого сначала зафиксируйте значение  $p^* > 1/2$ , которое будет обладать следующим свойством. Если истинное  $p > p^*$ , то такое отклонение от 1/2 с практической точки зрения признается существенным, то есть действительно чаще случается неудача после того, как черный кот перебегает дорогу. В противном случае отклонение с практической точки зрения признается несущественным.

Теперь для некоторых n постройте графики функции мощности критерия при  $1/2 и уровне значимости 0.05. Выберите такое <math>n^*$ , для которого функция мощности дает значение 0.8 при  $p^*$ . Для выбранного  $n^*$  проведите эксперимент, аналогичный проведенным ранее экспериментам, сгенерировав выборки для следующих истинных значений p: 1).  $1/2 ; 2). <math>p > p^*$ . Сделайте вывод.

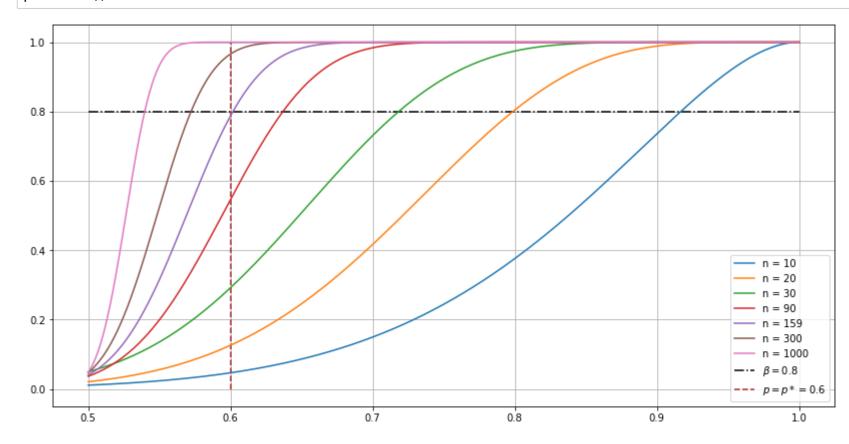
Из условия: уровень доверия  $\alpha = 0.05$ .

Аналогично предыдущим рассуждениям:  $c_{\alpha}$  --- квантиль уровня  $(1-\alpha)$  биномиального распределения.

beta =  $P(T(X) > c_{\alpha})$ 

 $P(T(X) \le c_{\alpha}) = 1 - beta$ 

Тогда beta = 1 -  $P(T(X) \le c_{\alpha})$ 



Из графика выбрали  $n^* = 159$ .

In [158]: n\_star = 159

1) 1/2

In [162]: sample = sps.bernoulli.rvs(size=(10, n\_star), p=0.55) t = sample.sum(axis=1)  $c_{alpha} = sps.binom.ppf(q=0.95, n=n_star, p=0.5)$ p value = sps.binom.sf(t, n=n star, p=0.5) res = [1 if t\_i > c\_alpha else 0 for t\_i in t] data = {'T(X)': t, 'p-value': p value, "\$H 0\$": res} table = DataFrame(data=data) table

Out[162]:

	$H_0$	T(X)	p-value
0	1	92	0.019439
1	0	84	0.213920
2	0	88	0.076607
3	1	91	0.028328
4	0	83	0.262962
5	0	89	0.056215
6	0	81	0.375595
7	0	86	0.133413
8	0	77	0.624405
9	0	86	0.133413

2)  $p > p^*$ 

In [166]: sample = sps.bernoulli.rvs(size=(10, n\_star), p=0.69) t = sample.sum(axis=1)  $c_{alpha} = sps.binom.ppf(q=0.95, n=n_star, p=0.5)$ p\_value = sps.binom.sf(t, n=n\_star, p=0.5) res = [1 if t\_i > c\_alpha else 0 for t\_i in t] data = {'T(X)': t, 'p-value': p\_value, "\$H\_0\$": res} table = DataFrame(data=data) table

Out[166]:

	$H_0$	T(X)	p-value
0	1	105	1.592098e-05
1	1	113	2.151821e-08
2	1	107	3.615800e-06
3	1	109	7.349752e-07
4	1	107	3.615800e-06
5	1	115	3.079297e-09
6	1	108	1.653238e-06
7	1	101	2.236738e-04
8	1	116	1.112215e-09
9	1	103	6.291268e-05

**Вывод**: Мы взяли  $p^* = 0.6$ . Для него подобрали из графика подходящий с точки зрения мощности (beta = 0.8) размер выборки n = 159. Провели две серии экспериментов. Для первого случая, действительно, убедились в том, что гипотеза  $H_0$  почти никогда не отвергается, то есть такие значения p:1/2 не отличимы на практике при размере выборки <math>n=159 (то есть отклонение с практической точки зрения признается несущественным). А для второго случая, если истинное p > p\*, то наоборот:  $H_0$  почти всегда отвергаем, то есть такое отклонение от 1/2 с практической точки зрения признается существенным.

## Справка для выполнения следующих задач

#### Критерий согласия хи-квадрат

scipy.stats.chisquare(https://docs.scipy.org/doc/scipy/reference/generated/scipy.stats.chisquare.html#scipy.stats.chisquare)(f obs, f exp=None, ddof=0)

f obs --- число элементов выборки, попавших в каждый из интервалов

f exp --- ожидаемое число элементов выборки (по умолчанию равномерное)

ddof --- поправка на число степеней свободы. Статистика асимптотически будет иметь распределение хи-квадрат с числом степеней свободы k-1-ddof, где k --- число интервалов.

Возвращает значение статистики критерия и соответствующее p-value.

#### Критерий согласия Колмогорова

scipy.stats.kstest(https://docs.scipy.org/doc/scipy/reference/generated/scipy.stats.kstest.html#scipy.stats.kstest)(rvs, cdf, args=())

rvs --- выборка

cdf --- функция распределения (сама функция или ее название)

args --- параметры распределения

Возвращает значение статистики критерия и соответствующее p-value.

### Задача 7.

- Проверьте, что ваша выборка значений скорости ветра из задания 2 действительно согласуется с распределением Вейбулла.
- Проверьте, что при больших n распределение статистики из задач 3 и 4 задания 2 действительно хорошо приближают предельное распределение.
- Проверьте, что остатки в регрессии из задач выше нормальны.
- Подберите класс распределений для выборки количества друзей из задания 1.

Использовать можно два описанных выше критерия, либо любой другой критерий, если будет обоснована необходимость его применения в данной задаче, а так же будет приведено краткое описание критерия. Уровень значимости взять равным 0.05.

Из задания 2 мы знаем, что для данной выборки параметры распределения Вейбулла:

c=2.10701, scale=3.08161

In [7]: KS = sps.kstest(wind\_speed, sps.weibull\_min(c=2.10701, scale=3.08161).cdf)
KS[1]

Out[7]: 0.27512181350825449

Вывод: полученное p-value >= 0.05. Следовательно, гипотезу не отвергаем. То есть наша выборка значений скорости ветра из задания 2 действительно согласуется с распределением Вейбулла.

```
In [32]: N = 300
K = 200
sample = sps.norm.rvs(size = (K, N), loc=0, scale=1)
X = sample.sum(axis = 1) / N
T = N ** (0.5) * (X)
KS = sps.kstest(T, sps.norm(loc=0, scale=1).cdf)
KS[1]
```

Out[32]: 0.50257320050709686

**Вывод:** полученное p-value >= 0.05. Следовательно, гипотезу не отвергаем. То есть при больших *n* распределение статистики из задачи 3.a) задачи 2 действительно хорошо приближает предельное распределение.

Out[22]: 0.55077431121229425

**Вывод:** полученное p-value >= 0.05. Следовательно, гипотезу не отвергаем. То есть при больших *n* распределение статистики из задачи 3.6) задания 2 действительно хорошо приближает предельное распределение.

```
In [36]: N = 300
    K = 200
    theta = 1
    sample = sps.uniform.rvs(size = (K, N), loc=0, scale=theta)
    X = sample.max(axis = 1)
    T = N * (theta - X)
    KS = sps.kstest(T, sps.expon(scale=theta).cdf)
    KS[1]
```

Out[36]: 0.71193648370794116

**Вывод:** полученное p-value >= 0.05. Следовательно, гипотезу не отвергаем. То есть при больших *n* распределение статистики из задачи 4 задания 2 действительно хорошо приближает предельное распределение.

```
In [63]: def check for normal residuals(residuals):
               mean = residuals.mean()
               std = residuals.std()
               KS = sps.kstest(residuals, sps.norm(loc=mean, scale=std).cdf)
               return KS[1]
In [96]: print('1) p-value =', check for normal residuals(residuals 1))
           print('2) p-value =', check for normal residuals(residuals 2))
           print('3) p-value =', check for normal residuals(residuals 3))
          print('4) p-value =', check for normal residuals(residuals 4))
          print('5) p-value =', check for normal residuals(residuals 5))
           print('6) p-value =', check for normal residuals(residuals 6))
          print('7) p-value =', check for normal residuals(residuals 7))
          1) p-value = 0.924080529327
          2) p-value = 0.932904080761
          3) p-value = 0.952334973802
          4) p-value = 0.817671576597
          5) p-value = 0.992089610709
          6) p-value = 0.97438165701
          7) p-value = 0.847535312725
          Вывод: все полученные значения p-value >= 0.05. Следовательно, гипотезу не отвергаем. То есть остатки в регрессии из задач выше нормальны.
In [98]: fr sample = np.array([97,74,222,20,230,207,45,105,289,391,151,284,363,340,287,442,404,530,470,215,264,171,545,264,171,545,644,86,327,271,86,327,271,86,269,194,258,3
           fr sample
Out[98]: array([ 97, 74, 222, 20, 230, 207, 45, 105, 289, 391, 151, 284, 363,
                  340, 287, 442, 404, 530, 470, 215, 264, 171, 545, 264, 171, 545,
                  644, 86, 327, 271, 86, 327, 271, 86, 269, 194, 258, 363, 119,
                  49, 115, 560, 112, 194, 102, 313, 304, 270, 130, 124, 139, 116,
                  535, 191)
          Предположим, что у нашей выборки количества друзей из задания 1 экспоненциальный класс распределений. Пусть это будет наша гипотеза, которую будем сейчас проверять.
In [100]: mean = fr sample.mean()
           minimum = fr sample.min()
           KS = sps.kstest(fr_sample, sps.expon(loc = minimum, scale=mean).cdf)
          KS[1]
Out[100]: 0.2035426280208632
          Вывод: полученное значение p-value >= 0.05. Следовательно, гипотезу не отвергаем. То есть наша выборка количества друзей из задания 1 имеет экспоненциальный класс распределений.
          Задача 8. Проведите исследование согласно примеру 2 параграфа 2 главы 18 книги М.Б. Лагутина "Наглядная математическая статистика".
 In [ ]:
```

 Постройте графики Q-Q plot для различных распределений и дайте к ним пояснение. Проверьте различные данные на нормальность с помощью различных критериев и Q-Q plot. Данные можно использовать из задачи 7 или какие-либо еще, например, отдельные компоненты из Ирисов Фишера. Постарайтесь так же правильно контролировать вероятность общей ошибки первого рода.