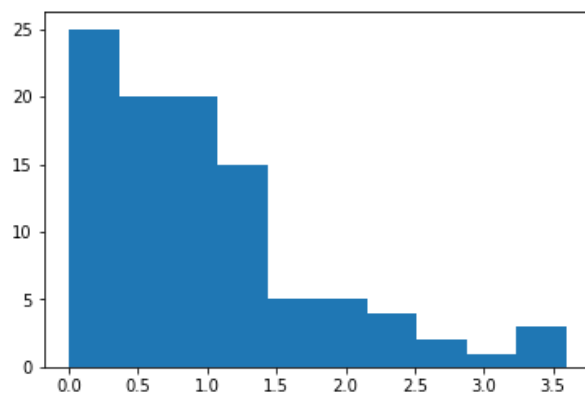


```
In [10]: import numpy as np
import pandas as pd
import math
import matplotlib.pyplot as plt
from scipy.stats import expon as exp
from statsmodels.distributions.empirical_distribution import ECDF
%matplotlib inline
```

```
In [11]: X = np.load('9_1.npy')
print(len(X))
plt.hist(X)
np.array(X)
```

100

```
Out[11]: array([6.31658053e-01, 1.71735935e-01, 3.52685972e+00, 1.50591035e+00,
5.80619091e-01, 9.85155535e-01, 2.01091277e-01, 7.49075925e-04,
1.82880185e+00, 4.13715532e-01, 1.30097646e+00, 3.30825111e+00,
1.01349481e+00, 3.14739528e+00, 3.37175357e-01, 8.24229046e-01,
8.84039537e-01, 4.80542171e-02, 1.44162393e+00, 7.47400882e-01,
1.22871011e+00, 8.64221175e-01, 1.26129507e+00, 1.85207725e+00,
2.86514708e-01, 7.60916471e-01, 9.74397852e-01, 4.77322780e-01,
6.18428542e-01, 1.56506189e-01, 8.71832665e-01, 4.36802958e-01,
1.17935079e+00, 1.34606160e+00, 6.51531958e-02, 2.01026346e+00,
1.47583741e+00, 1.24447767e+00, 5.72315817e-01, 4.18539813e-01,
3.61445651e-01, 1.48828273e-01, 8.84554398e-01, 1.21435256e+00,
5.83004805e-01, 2.50203878e-02, 2.33333234e+00, 8.52179568e-02,
3.33754224e-01, 1.56357430e-01, 1.54033965e+00, 8.19137479e-01,
9.11557663e-01, 1.36125500e+00, 1.06175558e+00, 2.91610553e-01,
9.59723000e-01, 2.79513063e+00, 1.47681907e+00, 5.77497230e-01,
9.71068343e-01, 1.75553545e-01, 3.78518054e-01, 2.03887736e+00,
2.86345804e-01, 2.09412875e-01, 2.24162593e+00, 1.27344749e+00,
2.04836554e-01, 3.13287305e-01, 2.97870694e-01, 8.27589538e-01,
1.07208723e+00, 4.74049315e-01, 2.93996027e-01, 1.83872165e+00,
8.47576910e-01, 2.54434584e+00, 2.45837244e-01, 5.19176434e-01,
1.03638232e-01, 1.08955008e+00, 1.17745361e+00, 2.68562567e-01,
3.84017228e-01, 8.10246808e-01, 7.37319806e-01, 5.70989766e-01,
3.59279463e+00, 1.30871381e+00, 7.09161958e-01, 5.59917008e-01,
4.61270624e-01, 1.28989210e+00, 2.50094670e+00, 2.29380863e+00,
1.27187673e+00, 3.11119569e-01, 6.30246836e-01, 1.26155409e+00])
```



Имеем выборку  $X_1, \dots, X_n$  из распределения  $Exp(\theta)$  с  $\theta = \{0.9, 1, 1.1\}$ .

Делаем множественную проверку гипотез. Пусть  $H = \{H_1, H_2, H_3\}$  - множество нулевых гипотез против альтернатив  $H' = \{\overline{H_1}, \overline{H_2}, \overline{H_3}\}$ .

Здесь:  $H_1 : \theta = 0.9$  против альтернативы  $\overline{H_1} : \theta \neq 0.9$

$H_2 : \theta = 1$  против альтернативы  $\overline{H_2} : \theta \neq 1$

$H_3 : \theta = 1.1$  против альтернативы  $\overline{H_3} : \theta \neq 1.1$

CDF:  $F_\theta(x) = 1 - e^{-\theta x}$

PDF:  $p_\theta(x) = \theta e^{-\theta x}$

```
In [12]: #empirical function of distribution F*, CDF F_θ:
def D_n(Y,th):
    F = []
    for i in range(len(Y)):
        c=0
        for j in range(len(Y)):
            if (Y[j]<=Y[i]):
                c+=1
        F.append(c/len(Y) - exp.cdf(Y[i],scale=th))
    Dn = np.max(F)
    return Dn
```

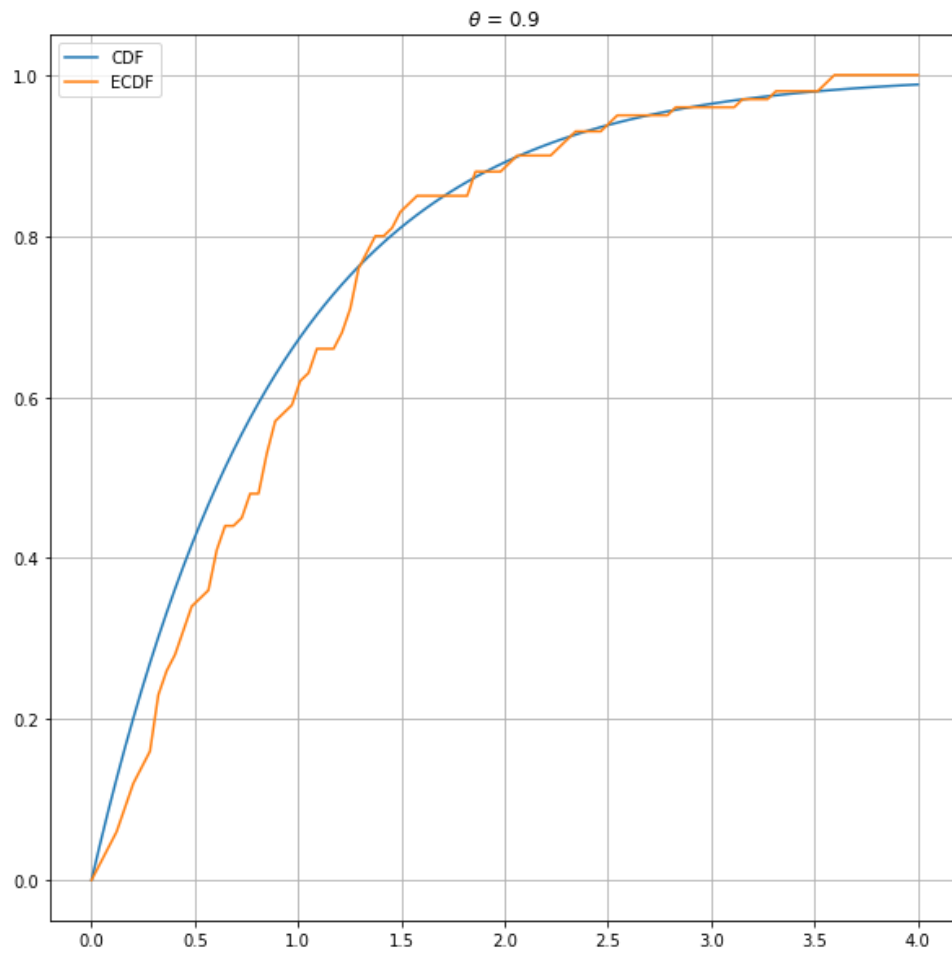
```
In [13]: theta = [0.9,1,1.1]
Dn = []
for t in theta:
    Dn.append(D_n(X,t))
```

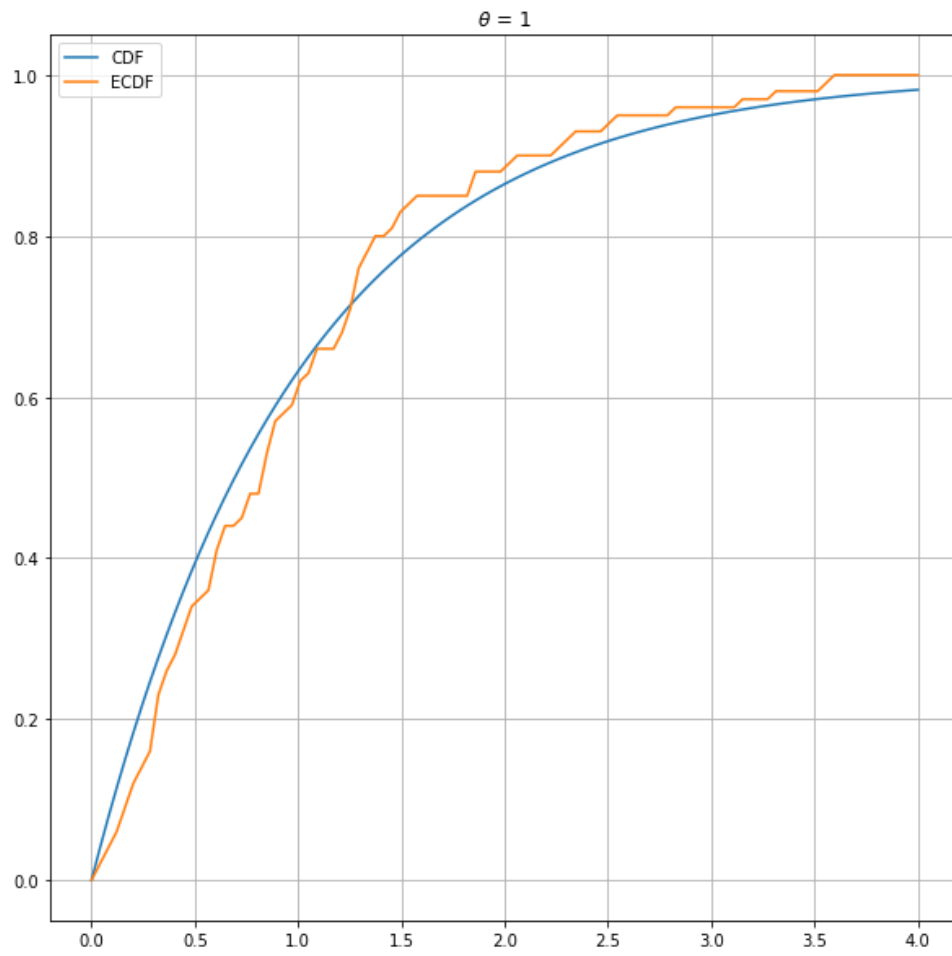
В качестве критериев проверки гипотезы возьмём критерий согласия Колмогорова. CDF экспоненциального распределения непрерывна, значит, если  $X \in S_n$ , где  $S_n = \{\sqrt{n}D_n > K_{1-\alpha}\}$ ,  $D_n = \sup|F_n^*(x) - F_0(x)|$ , то мы отвергаем основную гипотезу.

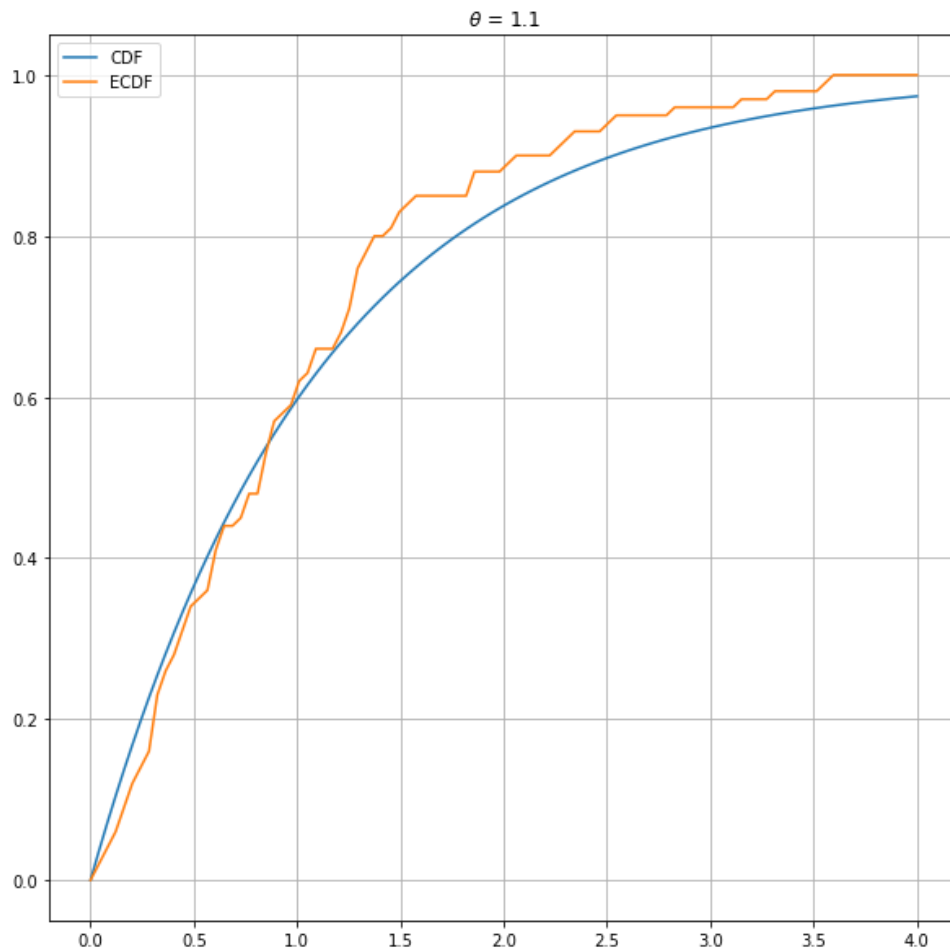
```
In [14]: D = [Dn[i]*((len(X))**(1/2)) for i in range(3)]
print(D)
#print(1 - np.exp(-X[99]))
#print(exp.cdf(X[99],scale=1))

[0.30596774917722835, 0.6430830006856103, 0.9652083413443535]
```

```
In [18]: Y = np.linspace(0,4,100)
for th in theta:
    ecdf = ECDF(X[:len(X)]) # Empirical Cumulative Distribution Function
    emp_cdf = ecdf(Y)
    plt.figure(figsize = (10,10))
    plt.title(r'$\theta$ = ' + str(th))
    plt.plot(Y,exp.cdf(Y,scale = th), label = 'CDF')
    plt.plot(Y,emp_cdf, label = 'ECDF')
    plt.grid()
    plt.legend()
    plt.show()
```







Из графиков видно, что эмпирическая функция распределения, построенная по выборке, лучше всего приближает CDF при  $\theta = 0.9$

В массиве D мы вычислили значения  $\sqrt{n}D_n$  для каждого  $\theta$ . Необходимо определить истинное значение  $\theta$ . Видим, что при  $\theta = 0.9$   $\sqrt{n}D_n$  принимает наименьшее значение, значит, максимальное значение эмпирической функции распределения, построенной по данной выборке, от CDF экспоненциального распределения с параметром 0.9 минимальное среди всех остальных предложенных  $\theta$ .

Вывод:  $P(X \in S_n | \theta = 0.9) = P(\sqrt{n}D_n > K_{1-\alpha} | \theta = 0.9) \leq P(\sqrt{n}D_n > K_{1-\alpha} | \theta \in \{1, 1.1\}) \forall \alpha$ , значит, при  $\theta = 0.9$  большая вероятность принять основную гипотезу:  
 $H_1 : \theta = 0.9$  vs  $H'_1 : \theta \neq 0.9$ . 0.9 - истинное значение.

In [ ]: