

```
In [4]: import numpy as np
import pandas as pd
import math
import matplotlib.pyplot as plt
from scipy.stats import norm
from scipy.stats import t
from statsmodels.distributions.empirical_distribution import ECDF
%matplotlib inline
```

$N(\theta, 1)$

```
In [5]: alpha = 0.05
theta = np.linspace(-10, 10, 100)
#print(theta)
N = np.array([10**i for i in range(2,7)])
print(N)

[    100    1000   10000  100000 1000000]
```

t-Критерий Стьюдента: Применяется для проверки основной гипотезы  $H_0 : E(X) = \theta$ . Очевидно, при принятии основной гипотезы  $E(\bar{X}) = \theta$ . Используя несмещенную оценку дисперсии  $s_X$  получаем t-критерий:  $t_n = \frac{\bar{X} - E_{\theta}X}{s_X \sqrt{n}}$

Построим функцию мощности критерия Стьюдента проверки гипотезы  $H_0 : \theta = 0$  vs

$$H_1 : \theta = \theta_1, \theta_1 \in [-10, 10]. t_n = \sqrt{n} \frac{\bar{X} - E_{\theta}(X)}{s_X}$$

$z_{\alpha}$  - квантиль распределения Стьюдента.

1)  $\theta_0 = 0 < \theta_1$ :

$$\begin{aligned} P_{\theta_0}(t_{\theta_0} > z_{1-\alpha}) &= \alpha \\ S &= \{t_{\theta_0} > z_{1-\alpha}\}, \text{ где} \\ \beta(\theta_1, S) &= P_{\theta_1}(t_{\theta_0} > z_{1-\alpha}) = P_{\theta_1}\left(t_{\theta_1} > z_{1-\alpha} - \frac{E_{\theta_1}(X) - E_{\theta_0}(X)}{s_X} \sqrt{n}\right) = 1 - F_{T_n}\left(z_{1-\alpha} - \frac{E_{\theta_1}(X) - E_{\theta_0}(X)}{s_X} \sqrt{n}\right) \end{aligned}$$

где  $T_n$  — распределение Стьюдента.

2)  $\theta_0 = 0 > \theta_1$ :

$$\begin{aligned} P_{\theta_0}(t_{\theta_0} \leq z_{\alpha}) &= \alpha \\ S &= \{t_{\theta_0} \leq z_{\alpha}\}, \text{ где} \\ \beta(\theta_1, S) &= P_{\theta_1}(t_{\theta_0} \leq z_{\alpha}) = P_{\theta_1}\left(t_{\theta_1} \leq z_{\alpha} - \frac{E_{\theta_1}(X) - E_{\theta_0}(X)}{s_X} \sqrt{n}\right) = F_{T_n}\left(z_{\alpha} - \frac{E_{\theta_1}(X) - E_{\theta_0}(X)}{s_X} \sqrt{n}\right) \end{aligned}$$

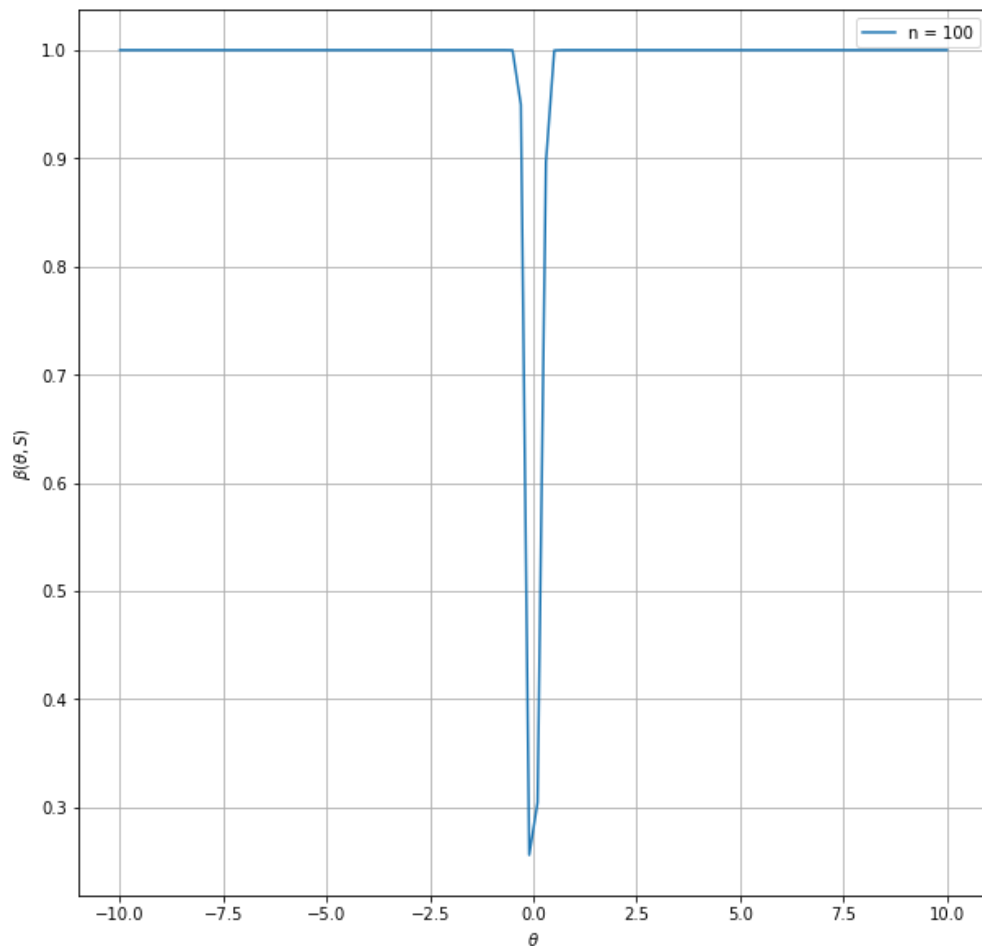
```
In [6]: def var(Y):
return ((len(Y)*np.var(Y)/(len(Y) - 1))**(1/2))
```

```

In [7]: plt.figure(figsize = (10,10))
power = []
for th in theta:
    X = norm.rvs(size=100)
    if th < 0:
        z = t.ppf(alpha, df = len(X))
        power.append(t.cdf(z - th*np.sqrt(len(X)) / var(X), df = len(X)))
    else:
        z = t.ppf(1-alpha, df = len(X))
        power.append(1-t.cdf(z - th*np.sqrt(len(X)) / var(X), df = len(X)))
plt.plot(theta, power, label='n = 100')
plt.xlabel(r'$\theta$')
plt.ylabel(r'$\beta(\theta, S)$')
plt.grid()
plt.legend()

```

Out[7]: <matplotlib.legend.Legend at 0x7efe2e311c88>



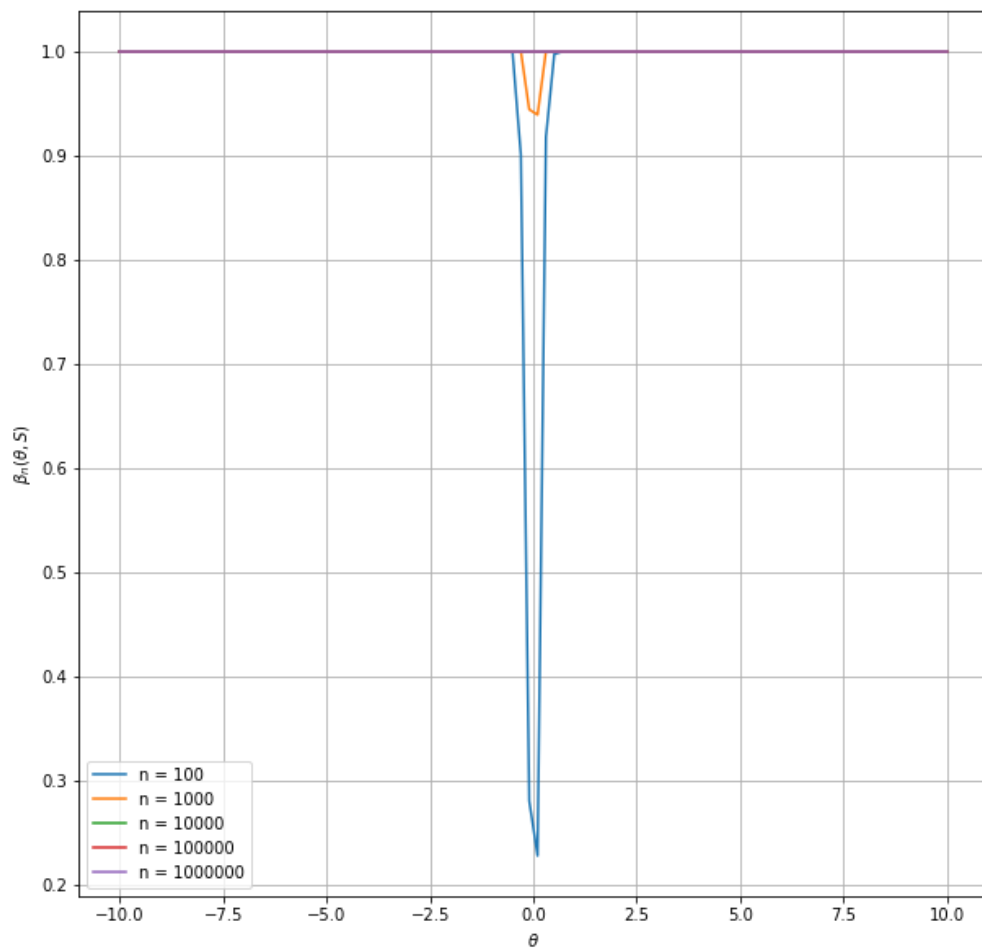
Построили функцию мощности критерия Стьюдента проверки гипотезы  $H_0 : \theta = 0$  vs  $H_1 : \theta = \theta_1, \theta_1 \in [-10, 10]$  для размера выборки 100. Теперь исследуем поведение функции мощности при разных размерах выборки.

```

In [8]: plt.figure(figsize = (10,10))
        for n in N:
            power = []
            for th in theta:
                X = norm.rvs(size=n)
                if th < 0:
                    z = t.ppf(alpha, df = n)
                    power.append(t.cdf(z - th*np.sqrt(n) / var(X), df = n))
                else:
                    z = t.ppf(1-alpha, df = n)
                    power.append(1-t.cdf(z - th*np.sqrt(n) / var(X), df = n))
            plt.plot(theta, power, label='n = '+str(n))
        plt.xlabel(r'$\theta$')
        plt.ylabel(r'$\beta_n(\theta, S)$')
        plt.grid()
        plt.legend()

```

Out[8]: <matplotlib.legend.Legend at 0x7efe2e570978>



Из графиков видно, что при  $n \geq 10000$  мощность критерия Стьюдента равна единице, значит, вероятность совершить ошибку 2 рода практически нулевая. Это объясняется тем, что при увеличении объема выборки улучшается качество проверки гипотезы.

Теперь найдем такое минимальное  $n$ , что при проверке гипотезы  $H_0 : \theta = \theta_0$  против альтернативы  $H_1 : \theta = \theta_1$ , где  $|\theta_0 - \theta_1| = 1$ , критерием Стьюдента уровня значимости 0.05 вероятность ошибки 1 рода меньше вероятности ошибки 2 рода.

1)  $H_0 : \theta = \theta_0$  vs  $H_1 : \theta = \theta_1 = \theta_0 + 1$

$$\beta(\theta, S) = P_{\theta_1}(t_{\theta_0} > z_{1-\alpha}) = P_{\theta_1}\left(t_{\theta_1} > z_{1-\alpha} - \frac{E_{\theta_1}(X) - E_{\theta_0}(X)}{s_x} \sqrt{n}\right) = 1 - F_{T_n}\left(z_{1-\alpha} - \frac{\sqrt{n}}{s_x}\right),$$

где  $T_n$  — распределение Стьюдента. 2)  $H_0 : \theta = \theta_0$  vs  $H_1 : \theta = \theta_1 = \theta_0 - 1$

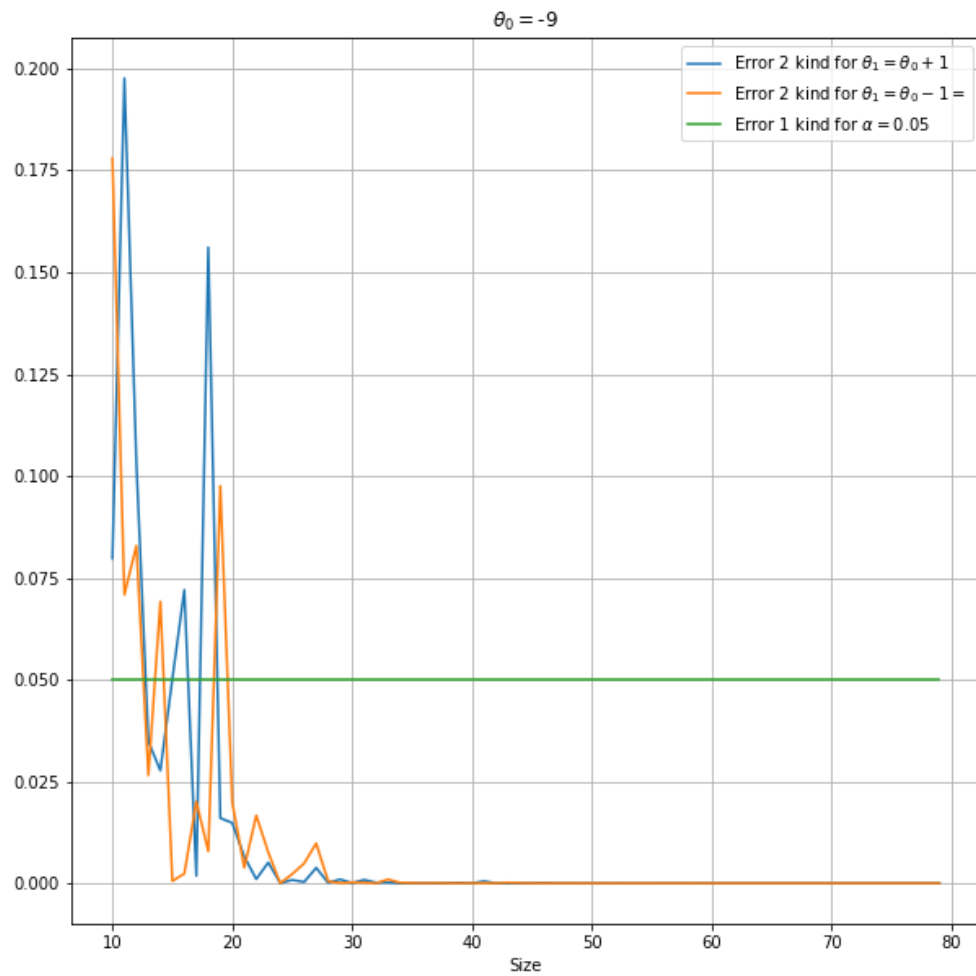
$$\beta(\theta, S) = P_{\theta_1}(t_{\theta_0} \leq z_\alpha) = P_{\theta_1}\left(t_{\theta_1} \leq z_\alpha - \frac{E_{\theta_1}(X) - E_{\theta_0}(X)}{s_x} \sqrt{n}\right) = F_{T_n}\left(z_\alpha + \frac{\sqrt{n}}{s_x}\right)$$

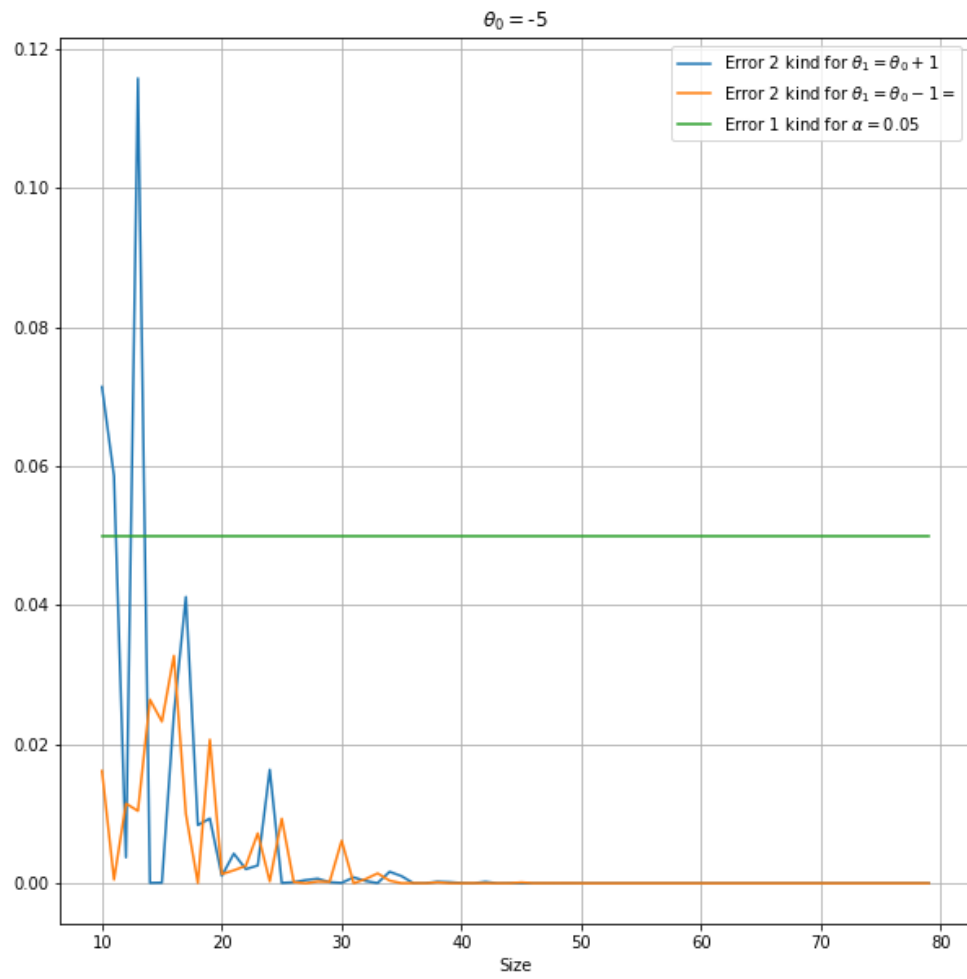
Ошибка 1 рода =  $\alpha$

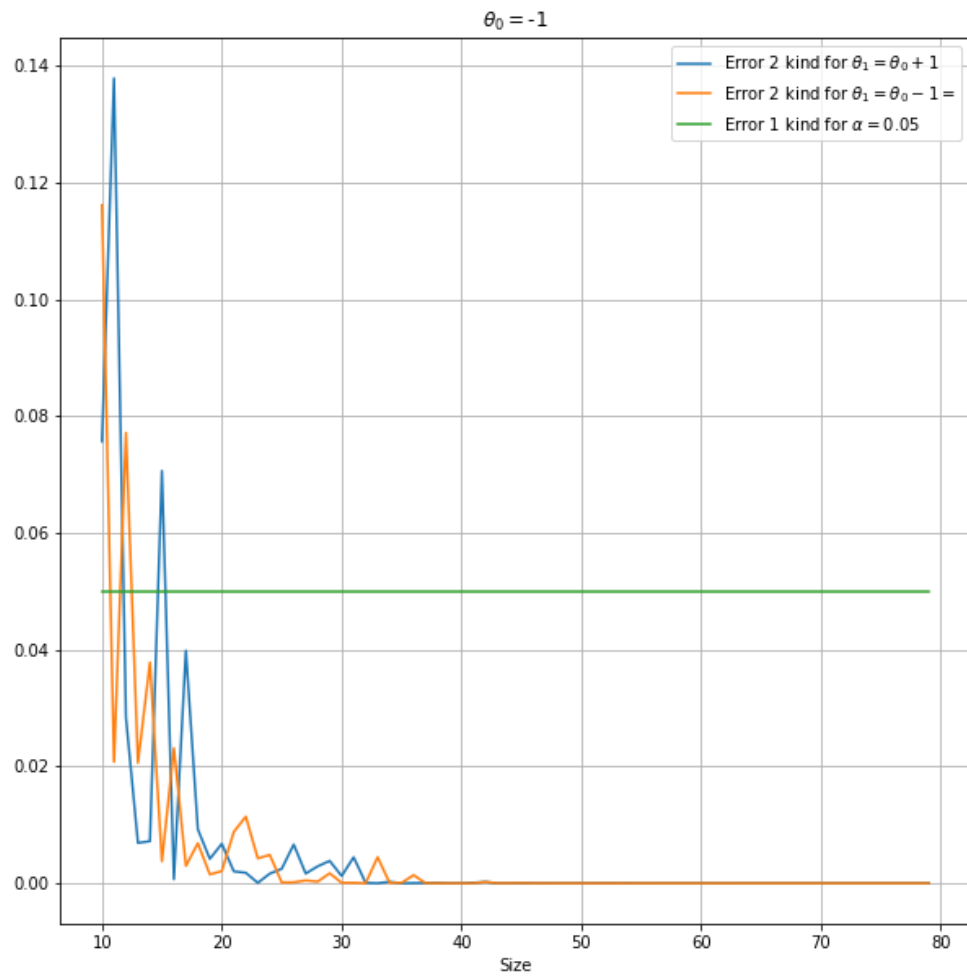
Ошибка 2 рода =  $1 - \beta(\theta, S)$

```
In [9]: theta = np.array([-9, -5, -1, 0, 1, 5, 9])
        K = 80
```

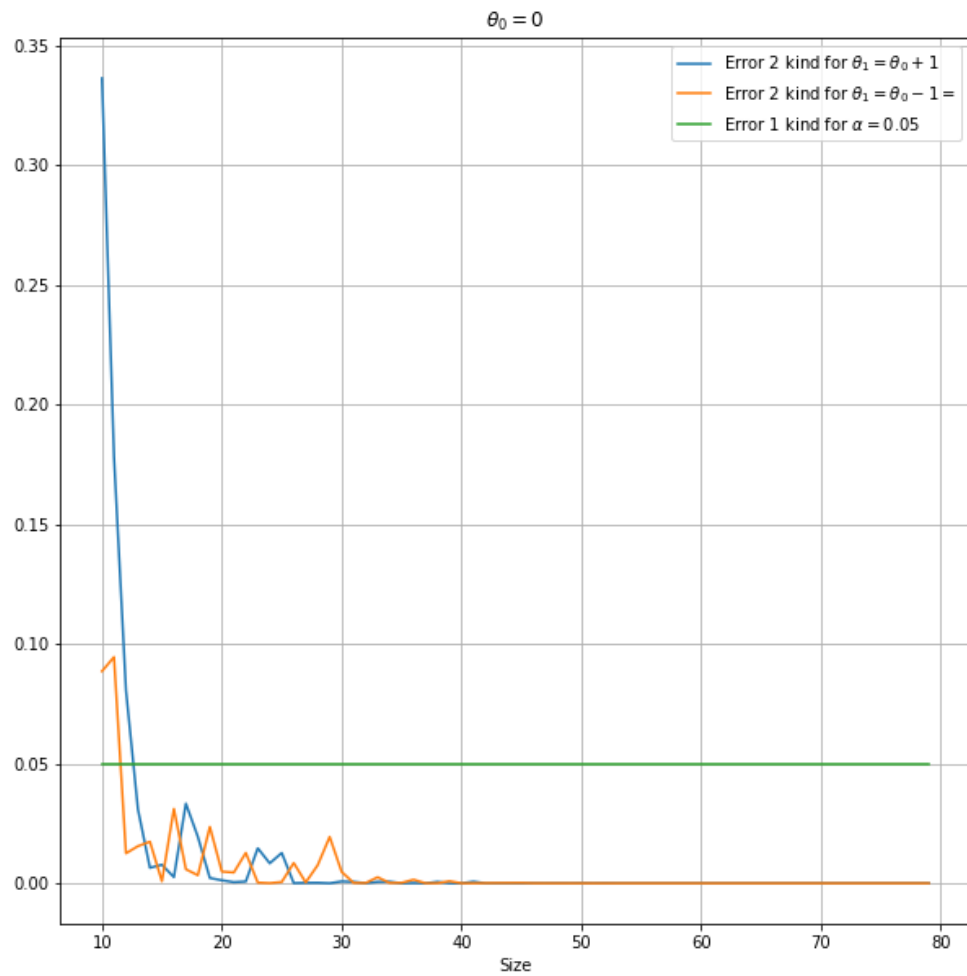
```
In [10]: grid = [i for i in range(10,K)]
a = [alpha for i in range(10,K)]
for th in theta:
    plt.figure(figsize = (10,10))
    error2_1 = []
    error2_2 = []
    for n in grid:
        X_1 = norm.rvs(loc=th, size=n)
        X_2 = norm.rvs(loc=th, size=n)
        z_1 = t.ppf(1-alpha, df=n)
        error2_1.append(t.cdf(z_1 - np.sqrt(n) / var(X_1) ,df=n))
        z_2 = t.ppf(alpha, df=n)
        error2_2.append(1 - t.cdf(z_2 + np.sqrt(n) / var(X_2) ,df=n))
    plt.plot(grid, error2_1, label=r'Error 2 kind for $\theta_1 = \theta_0 + 1$')
    plt.plot(grid, error2_2, label=r'Error 2 kind for $\theta_1 = \theta_0 - 1$')
    plt.plot(grid, a, label = 'Error 1 kind for $\alpha = 0.05$')
    plt.legend()
    plt.grid()
    plt.title(r'$\theta_0 = $' + str(th))
    plt.xlabel("Size")
    plt.show()
```

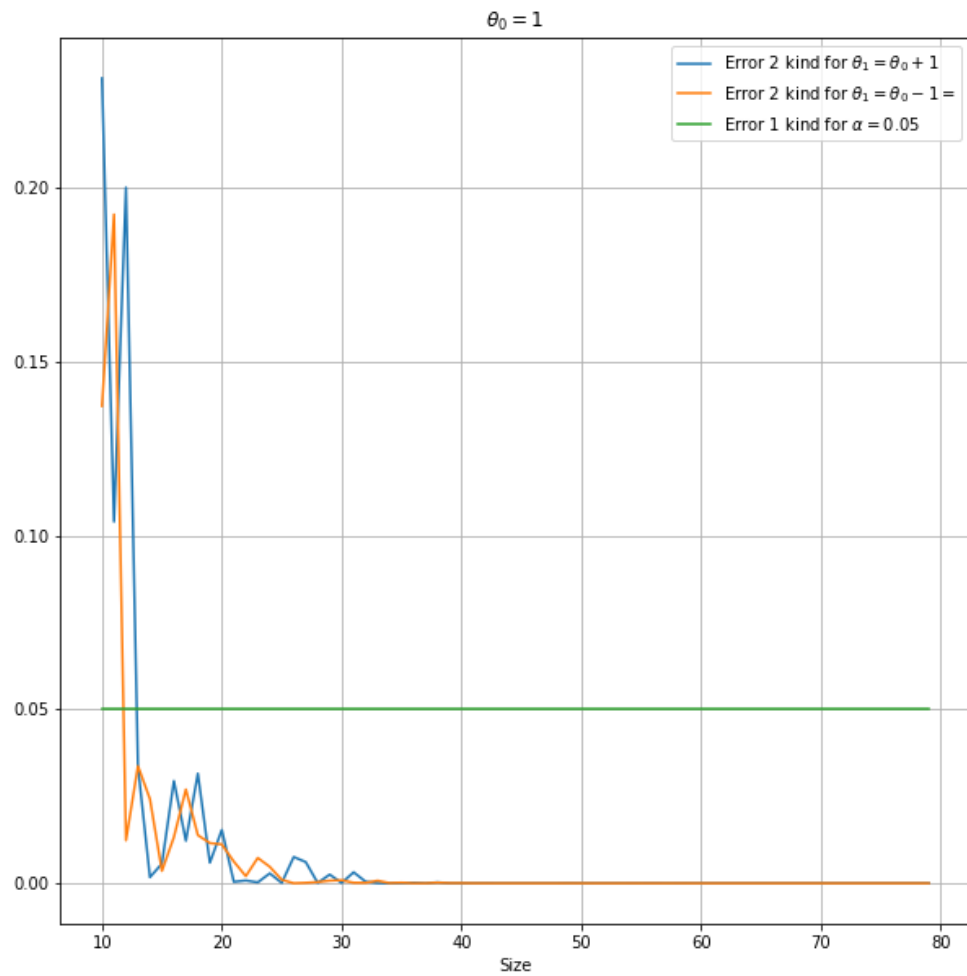


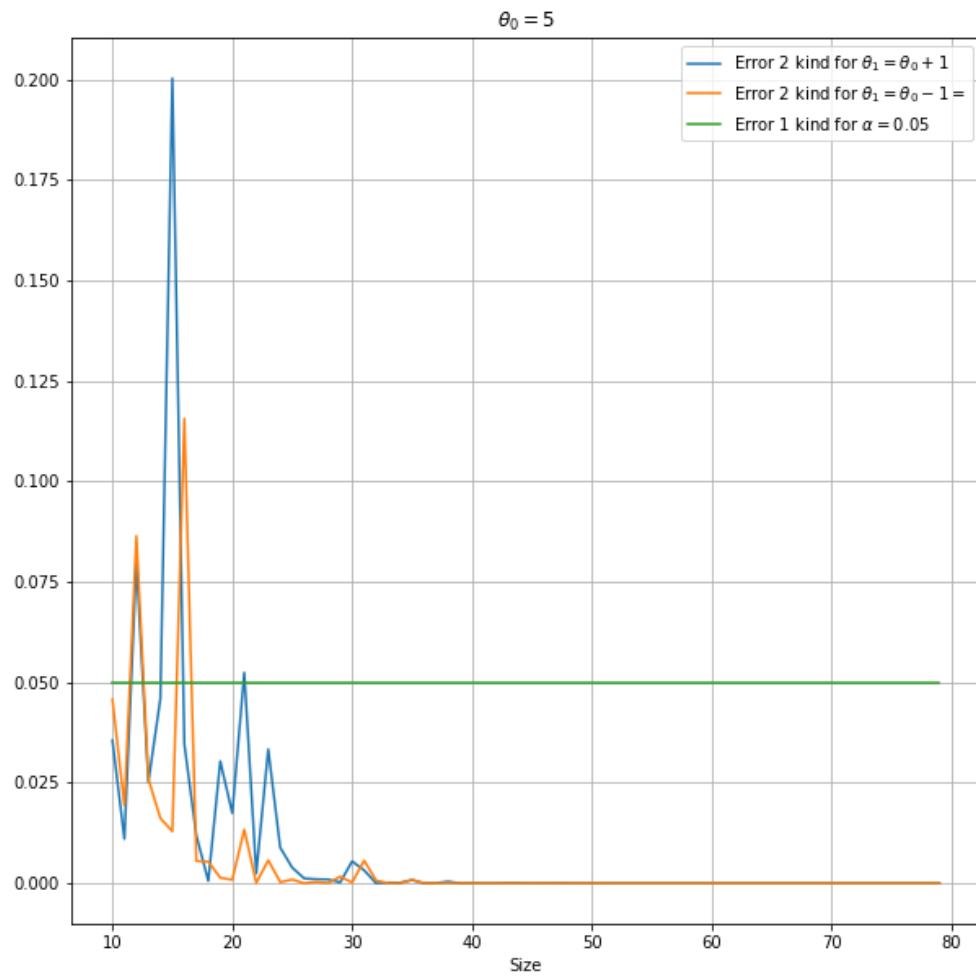


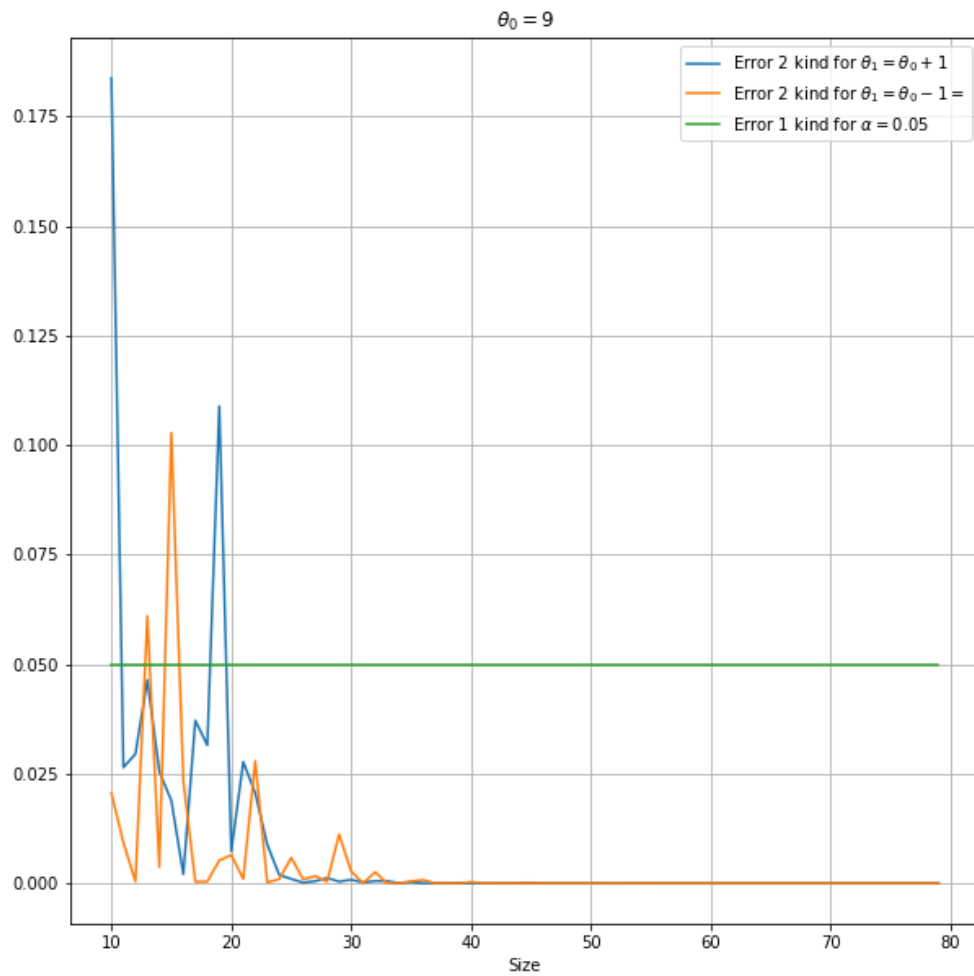












Вывод:  $n = 25$  достаточно, чтобы вероятность ошибки 1 рода стала больше вероятности ошибки 2 рода.

In [ ]: