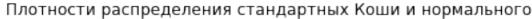
Task3

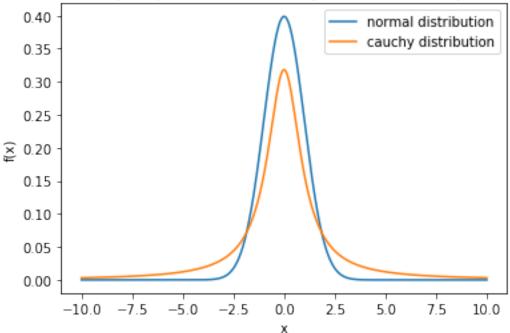
November 11, 2018

```
In [1]: import numpy as np
        import matplotlib.pyplot as plt
        import scipy.stats as sts
        %matplotlib inline
```

Сгенерируем выборку из стандартного распределения Коши размера N=100

Посмотрим на плотности рапределения стандартного нормального распределения и стандартного распределения Коши.





Можно видеть, что данные плотности довольно похожие, поэтому попробуем использовать выборку из распределения Коши в моделе, где выборка распределена нормально с параметрами θ и 1, а также известно, что с вероятностью не менее 0.95 выподнено неравенство $|\theta| < 0.5$

Для нормального распределения с неизвестным матожиданием и дисперсией равной 1 сопряженное распределением является также нормальным с параметрами a и σ^2 . Матожидание по апостериорной плотности, а соответственно и байесовская оценка параметра θ , равняется $\frac{\sigma^2 \sum_i X_i + a}{\sigma^2 n + 1}$.

Найдем значения параметров, при которых удовлетворялось бы условие на θ . В силу симметричности данного условия относительно 0 можем положить a=0, тогда получаем:

$$P(|\theta| < 0.5) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-0.5}^{0.5} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-0.5}^{0.5} e^{-\frac{\left(\frac{x}{\sigma}\right)^2}{2}} d\left(\frac{x}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{0.5}{\sigma}}^{\frac{0.5}{\sigma}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt > 0.95$$

Последний интеграл равен $P(|\xi|<\frac{0.5}{\sigma})$, где ξ имеет стандартное нормальное распределение. Для данного интеграла существует таблица значений, в которой сказано, что $P(|\xi|<\frac{0.5}{\sigma})=0.95$, когда $\frac{0.5}{\sigma}=1.96$, следовательно $\sigma<\frac{0.5}{1.96}$. Возьмем $\sigma=0.25$.

Посчитаем байесовскую оценку и оценку максимального правдоподобия, равную \overline{X} , для всех $n\leqslant 100$. Построим график зависимости абсолютного отклонения данных оценок от истинного значения параметра θ от размера выборки.

```
plt.figure(figsize=(12, 6))

for n in range(1, N + 1):
    max_likelihood[n - 1] = np.mean(sample[:n])
    bayes_estimator[n - 1] = (sigma ** 2 * sum(sample[:n])) / (sigma ** 2 * n + 1)

plt.plot(range(1, N + 1), abs(max_likelihood), label="likelihood")

plt.plot(range(1, N + 1), abs(bayes_estimator), label="bayes")

plt.title(r"""График зависимости модуля разности оценки и истинного
значения $\theta = 0$ от рамзера выборки""")

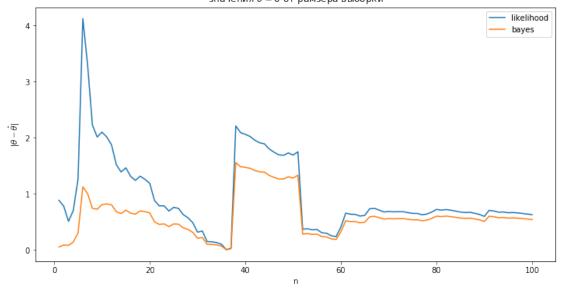
plt.xlabel("n")

plt.ylabel(r"|$\theta - \hat{\theta}$|")

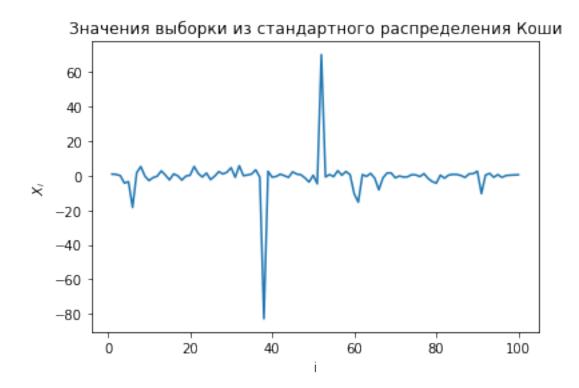
plt.legend(loc="best")

plt.show();
```

График зависимости модуля разности оценки и истинного значения $\theta = 0$ от рамзера выборки



Нарисуем также значения нашей выборки.



Вывод: из графиков видно, что в случае стандартного распределения Коши возможны сильные выбросы, которые сразу же сильно сказываются на значениях оценки. Тем не менее, при больших размерах выборки оценки параметра θ приближаются к истинному значению. То есть мы показали, что в случае распределения Коши, можно попробовать считать, что выборка дана из нормального распределения, что упрощает поиск сопряженного распределения, а следовательно и байесовской оценки. Причем данная оценка оказалась лучше оценки методом максимального правдоподобия и меньше реагировала на выбросы, так как мы подобрали значения параметров так, чтобы учесть априорные знания о неизвестном параметре θ . Хоть данный метод не дал очень хорошего результата (при N=100 абсолютное отклонение от 0 составило около 1), но учитывая то, что у распределения Коши нет даже матожидания, данный способ можно использовать в качестве приблизительного оценивания неизвестного параметра.