

# Problem7.1

May 14, 2017

## 1 Байесовские оценки

```
In [6]: import warnings
        warnings.simplefilter('ignore')

        import numpy as np
        import pandas as pd
        from matplotlib import pyplot as plt
        import seaborn as sns

        %matplotlib inline
        from pylab import rcParams
        rcParams['figure.figsize'] = (15, 6)
        rcParams['image.cmap'] = 'viridis'

In [154]: from scipy.stats import norm
```

```
#1-й параметр -- сдвига, 2-ой масштаба;
param_sets_1 = [(0,1), (0,100), (10,1), (10,100)]
param_sets_2 = [(1,1), (1,100), (10,1), (10,100)]
```

1. Сгенерируйте выборку  $X_1, \dots, X_{100}$  из распределения  $N(0, 1)$ . Для каждого  $n \leq 100$  в модели  $N(\theta, 1)$  найдите оценку максимального правдоподобия по выборке  $X_1, \dots, X_n$  и байесовскую оценку, для которой в качестве априорного распределения возьмите сопряженное из теоретической задачи 8.3. Возьмите несколько значений параметров сдвига и масштаба для априорного распределения:  $(0, 1)$ ,  $(0, 100)$ ,  $(10, 1)$ ,  $(10, 100)$ . Постройте графики абсолютной величины отклонения оценки от истинного значения параметра в зависимости от  $n$  для оценки максимального правдоподобия и байесовских оценок, которым соответствуют разные значения параметров априорного распределения (5 кривых на одном графике). Сделайте выводы.

Аналогичные исследования произведите для модели  $N(0, \theta)$ . В этом случае возьмите следующие параметры для априорного распределения:  $(1, 1)$ ,  $(1, 100)$ ,  $(10, 1)$ ,  $(10, 100)$ .

Задание

## 1.1 Модель $N(\theta, 1)$

Из задачи 8.3 найденное сопряженное распределение является нормальным и имеет следующие параметры:

- Параметр сдвига (это и есть наша оценка для  $\theta$ ):

$$\frac{\langle X \rangle n\sigma^2 + a}{n\sigma^2 + 1}$$

- Параметр масштаба (что в данном случае не так важно):

$$\frac{n\sigma^2 + 1}{n\sigma^2}$$

Тут априорное распределение  $N(a, \sigma^2)$ , где  $a$  и  $\sigma$  будем брать из `param_sets_1`  
 $\langle X \rangle$  -- среднее значение по выборке

---

Также известно, что среднее значение выборки (или  $\langle X \rangle$  в данных обозначениях) -- это оценка максимального правдоподобия для нормального распределения.

Таким образом  $\text{ОМП}(\theta) = \langle X \rangle$

---

```
In [155]: def get_bayes_est(n, a, sigma, x_mean):
          """
          Подразумевается, что отсчет начинается с 1;

          """
          return (x_mean*n*(sigma**2)+a)/(n*(sigma**2)+1)

In [180]: N = 100 # размер выборки
          X = norm.rvs(loc=0, scale=1, size=N)

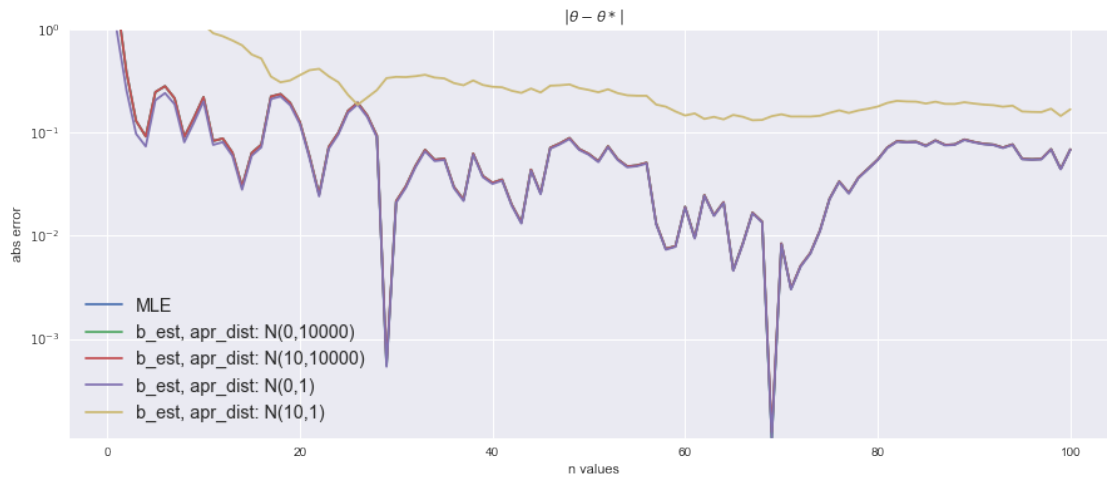
          mle = np.array([np.mean(X[:n]) for n in range(1,N+1)]) # набор средних для каждого n;
          get_name = lambda a,sigma: 'N('+str(a)+','+str(sigma**2)+')' # просто имя для каждого

          # словарь массивов для каждого из параметров из param_sets_1
          # где каждый массив -- это массив абсолютных величин разностей между нулем и байесовск
          b_est = {get_name(a,sigma):np.array([np.abs(0-get_bayes_est(n,a,sigma,mle[n-1])) for n
          for a,sigma in param_sets_1])

          x_range = range(1,N+1)
          plt.plot(x_range, np.abs(mle-0), label='MLE')
          for name, arr in b_est.items():
              plt.plot(x_range, arr, label="b_est, apr_dist: "+name)

          plt.legend(fontsize='x-large')
```

```
plt.title(r'$|\theta-\theta^*|$')
plt.xlabel("n values")
plt.ylabel("abs error")
plt.semilogy()
plt.ylim((0, 1))
plt.show()
```



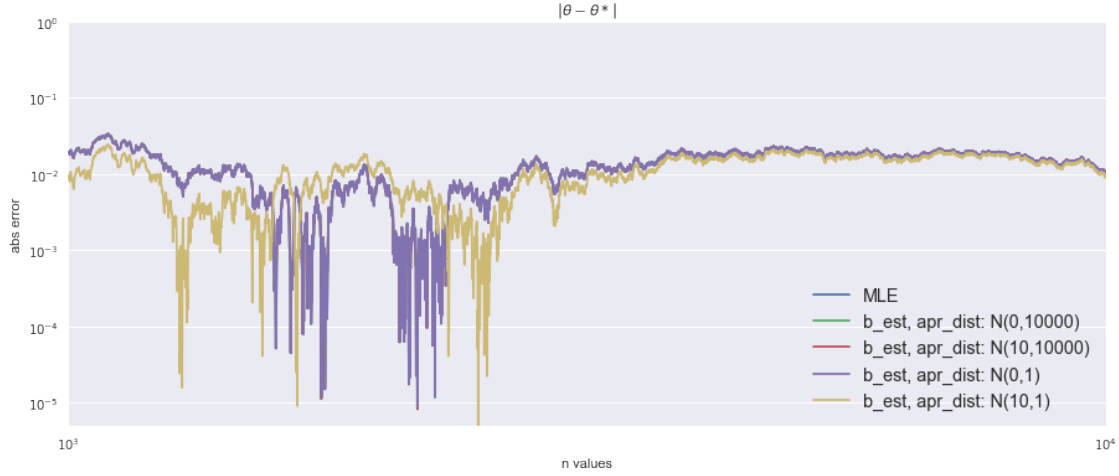
```
In [179]: N = 10000 # размер выборки
X = norm.rvs(loc=0, scale=1, size=N)

mle = np.array([np.mean(X[:n]) for n in range(1,N+1)]) # набор средних для каждого n;
get_name = lambda a,sigma: 'N('+str(a)+','+str(sigma**2)+')' # просто имя для каждого

# словарь массивов для каждого из параметров из param_sets_1
# где каждый массив -- это массив абсолютных величин разностей между нулем и байесовск
b_est = {get_name(a,sigma):np.array([np.abs(0-get_bayes_est(n,a,sigma,mle[n-1])) for n
                                     for a,sigma in param_sets_1])

x_range = range(1,N+1)
plt.plot(x_range, np.abs(mle-0), label='MLE')
for name, arr in b_est.items():
    plt.plot(x_range, arr, label="b_est, apr_dist: "+name)

plt.legend(fontsize='x-large')
plt.title(r'$|\theta-\theta^*|$')
plt.xlabel("n values")
plt.ylabel("abs error")
plt.loglog()
plt.ylim((0, 1))
plt.xlim((10**3, 10**4))
plt.show()
```



### 1.1.1 Выводы:

- По первому графику кажется, что лучше всего себя показывают MLE и байесовские оценки с параметрами априорного распределения (0, 100), (10, 10000), (0,1) -- их графики почти полностью совпадают;
- Оценка с параметрами априорного распределения (0, 100) показывает худший результат в начале, но при бОльших n уже становится неочевидно кто лучше;

При каждой новой генерации выборки график несколько отличается от предыдущего, что говорит скорее о недостаточности числа  $N=100$  для того, чтобы делать какие-то выводы.

Если построить график при  $N=10000$ , то видно, что все оценки дают примерно одинаковые ошибки при достаточно больших  $n$ .

## 1.2 Модель $N(0, \theta)$

Сопряженное к  $N(0, \theta)$  - Inverse-gamma Distribution:  $\Gamma_{inv}(\alpha_0, \beta_0)$

- Его среднее =  $\frac{\beta_0}{\alpha_0 - 1}$

Для получения апостериорного распределения его параметры выражаются через параметры выборочного распределения  $N(0, \theta)$  так:

- $\alpha = \alpha_0 + \frac{n}{2}$
- $\beta = \beta_0 + \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{2}$ .

Следовательно, т.к. байесовская оценка -- это условное матожидание по апостериорному распределению, то

$$\theta^* = \frac{\beta}{\alpha - 1} = \frac{2\beta_0 + \sum_{i=1}^n X_i^2}{2\alpha_0 + n - 2}$$

ОМП для параметра масштаба нормального распределения это:

$$\sigma^{2*} = \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{n} = \frac{\sum X_i^2}{n}$$

т.к  $\mu = 0$  в нашей задаче

---

```
In [139]: def get_bayes_est2(n, alpha, beta, mle_val):
          """
          Подразумевается, что отсчет начинается с 1;

          """
          #      sum_x = np.sum([x**2 for x in X[:n]])
          return (2*beta+mle_val*n)/(2*alpha+n-2)

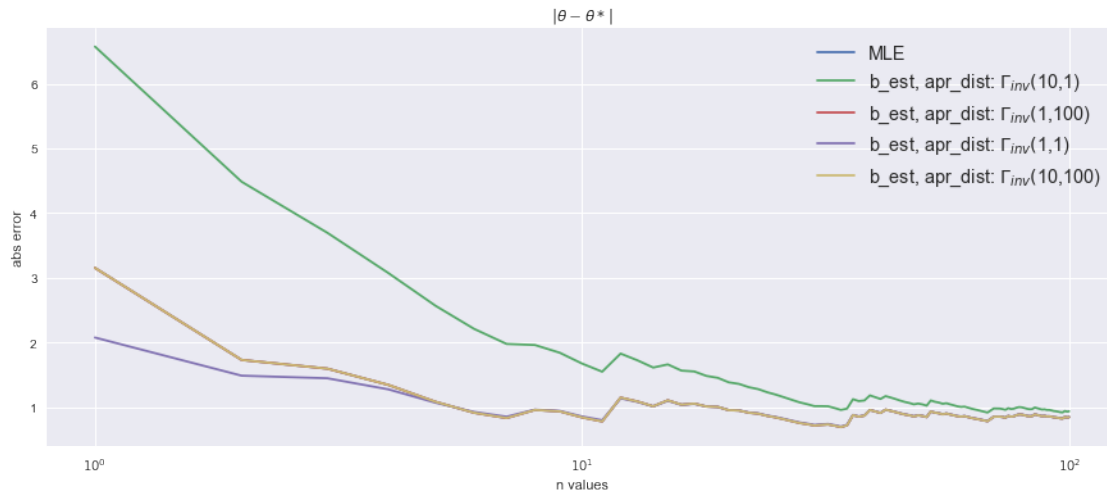
In [177]: N = 100 # размер выборки
X = norm.rvs(loc=0, scale=1, size=N)

mle_2 = np.array([np.mean(X[:n]**2) for n in range(1,N+1)]) # ОМП для каждого n;
get_name_2 = lambda alpha,beta: r'$\Gamma_{inv}($'+str(alpha)+'+',str(beta)+'') # про...

# словарь массивов для каждого из параметров из param_sets_2
# где каждый массив -- это массив абсолютных величин разностей между нулем и байесовск...
b_est_2 = {get_name_2(alpha,beta):np.array([np.abs(0-get_bayes_est(n,alpha,beta,mle_2[
          for alpha,beta in param_sets_2])

x_range = range(1,N+1)
plt.plot(x_range, np.abs(mle_2-0), label='MLE')
for name, arr in b_est_2.items():
    plt.plot(x_range, arr, label="b_est, apr_dist: "+name)

plt.legend(fontsize='x-large')
plt.title(r'$|\theta-\theta*|$')
plt.xlabel("n values")
plt.ylabel("abs error")
plt.semilogx()
plt.show()
```



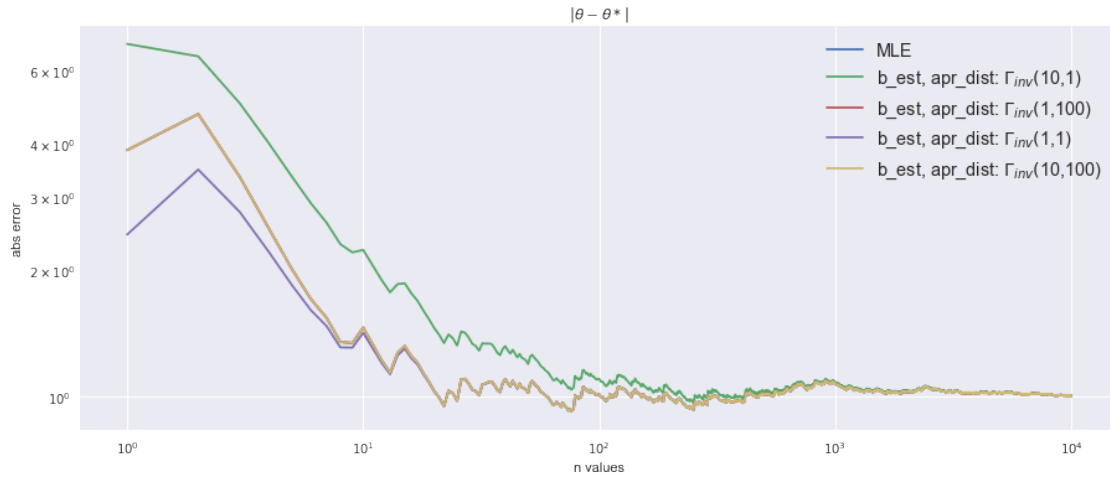
```
In [178]: N = 10000 # размер выборки
X = norm.rvs(loc=0, scale=1, size=N)

mle_2 = np.array([np.mean(X[:n]**2) for n in range(1,N+1)]) # ОМП для каждого n;
get_name_2 = lambda alpha,beta: r'$\Gamma_{inv}(\alpha, \beta)' # про...

# словарь массивов для каждого из параметров из param_sets_2
# где каждый массив -- это массив абсолютных величин разностей между нулем и байесовск...
b_est_2 = {get_name_2(alpha,beta):np.array([np.abs(0-get_bayes_est(n,alpha,beta,mle_2[
    for alpha,beta in param_sets_2])

x_range = range(1,N+1)
plt.plot(x_range, np.abs(mle_2-0), label='MLE')
for name, arr in b_est_2.items():
    plt.plot(x_range, arr, label="b_est, apr_dist: "+name)

plt.legend(fontsize='x-large')
plt.title(r'$|\theta - \theta^*|$')
plt.xlabel("n values")
plt.ylabel("abs error")
plt.loglog()
plt.show()
```



### 1.2.1 Вывод:

Лучше всего на небольшой выборке работает оценка дисперсии MLE и байесовские оценки с параметрами априорного распределения:  $(1,100)$ ,  $(10,100)$