Задача 7.1

```
In [2]:
```

```
import scipy.stats as sps
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
%pylab inline
```

Populating the interactive namespace from numpy and matplotlib

Сгенерируем выборку из N(0, 1):

```
In [3]:
```

```
n = 100
sample = sps.norm.rvs(size=n)
```

Модель - $N(\theta, 1)$

Из задачи 8.4 домашнего задания оценка максимального правдоподобия для параметра θ - \overline{X} . Байесовская оценка, если априорное распределение - $N(a,\sigma^2)$, - $\frac{a+\sum_{i=1}^n X_i \cdot \sigma^2}{\sigma^2 \cdot n+1}$ (задача 8.3).

Найдем оценку максимального правдоподобия для всех $n \le 100$:

```
In [4]:
```

```
s = np.arange(1, n + 1, 1)
max_likelihood_est = sample.cumsum() / s
```

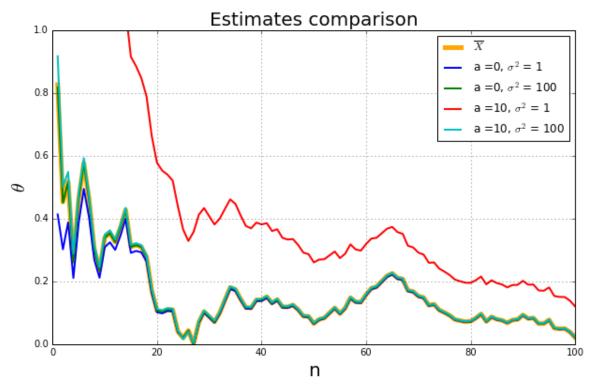
Для нескольких значений параметров сдвига и масштаба для априорного распределения найдём байесовскую оценку:

```
In [5]:
```

```
def bayesian_estimation(sample, a, sigma_2):
    s = np.arange(1, n + 1, 1)
    return (a + sample.cumsum() * sigma_2) / (1 + sigma_2 * s)
```

Истинное значение параметра θ - 0. Построим графики зависимости абсолютной величины отклонения оценки от истинного значения θ в зависимости от n для оценки максимального правдоподобия и байесовских оценок для разных значений параметров сдвига и масштаба априорного распределения:

In [6]:



Из графиков видно, что байесовские оценки с параметрами априорного распределения (0, 1), (0, 100), (10, 100) и оценка максимального правдоподобия дают примерно одинаковый результат при всех значениях \mathbf{n} . Это можно объяснить тем, что априорное распределение - распределение параметра θ , значит, оценка будет лучше, если вероятность попадания в окрестность истинного знаения наибольшая. Оценка с параметрами (10, 1) оценивает параметр менее точно, чем остальные оценки, так как для N(10, 1) вероятность попадания в окрестность 0- мала.

Модель - $N(0,\theta)$

оцента макелиального правденодосил дил m(o, o) - m

```
In [7]:
```

```
max_likelihood_est_2 = (sample ** 2).cumsum() / (s)
```

Сопряжённое распределение для $N(0,\theta)$ - обратное гамма распределение с параметрами λ и α . Тогда байесовская оценка для θ - $\frac{2\cdot \alpha + \sum_{i=1}^n X_i^2}{2\cdot \lambda + n - 2}$

In [8]:

```
def bayesian_estimation_2(sample, _lambda, alpha):
    s = np.arange(1, n + 1, 1)
    return (2 * alpha + (sample ** 2).cumsum()) / (2 * _lambda + s - 2)
```

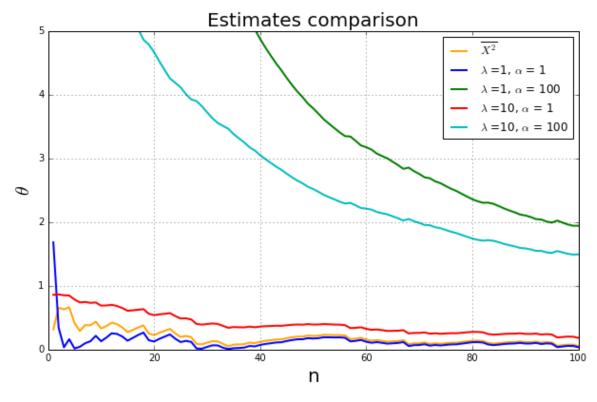
Истинное значение параметра - 1. Построим графики зависимости отклонения оценки от истинного значения θ для разных значений λ и α :

In [9]:

```
_lambda = np.array([1, 1, 10, 10])
alpha = np.array([1, 100, 1, 100])

plt.figure(figsize=(10, 6))
plt.plot(s, abs(max_likelihood_est_2 - 1), color = 'orange', linewidth=2, alpha=3,lab
for i in range(4):
    plt.plot(s, abs(bayesian_estimation_2(sample, _lambda[i], alpha[i]) - 1), linewid
        label=r'$\lambda$ = ' + str(_lambda[i]) + r', $\alpha$ = ' + str(alpha[i])

plt.legend()
plt.xlim((0, 100))
plt.xlim((0, 5))
plt.xlabel('n', fontsize = 20)
plt.ylabel(r'$\theta$', fontsize = 20)
plt.title('Estimates comparison', fontsize = 20)
plt.grid()
```



Из графиков видно, что байесовские оценки с параметрами априорного распределения (10, 100) и (1, 100) оценивают θ хуже, чем с параметрами (1, 1), (10, 1) и оценка максимального правдоподобия. Смысл выбора параметров априорного распределения - как будто до начала эксперимента провели 2λ испытаний и получили сумму квадратов равную 2α . Так как истинное значение θ = 1, все значения в испытаниях до эксперимента должны были быть около нуля, а (10, 100) и (1, 100) дают значение квадрата X - 10 и 100.

Рассмотрим вероятность попадания в отрезок [1-0.25, 1+0.25] для обратного гамма распределения:

In [12]:

```
for i in range(4):
    print _lambda[i], alpha[i], (sps.invgamma.cdf(1.25, a=_lambda[i], scale=alpha[i])
        sps.invgamma.cdf(0.75, a=_lambda[i], scale=alpha[i]))
```

```
1 1 0.185731826001
1 100 0.0
10 1 1.45129113727e-06
10 100 0.0
```

Заметим, что для параметров (1, 100) и (10, 100) вероятность попадания в отрезок наименьшая, значит оценки получаются хуже.