

# Статистический анализ данных. Спецкурс.

## Лекция 2. Оценивание параметров.

Ботанический сад-институт ДВО РАН

Кислов Д.Е.  
16 января 2018 г.

## Положение №1

Набор однородных измерений (значений)  $x_1, x_2, \dots, x_n$  некоторого параметра отождествляется с набором случайных величин, имеющих одинаковое распределение. Если  $F_\xi(x)$  – функция этого распределения, то полагается, что  $x_i \in F_\xi(x), \forall i$ .

## Положение №1

Набор однородных измерений (значений)  $x_1, x_2, \dots, x_n$  некоторого параметра отождествляется с набором случайных величин, имеющих одинаковое распределение. Если  $F_\xi(x)$  – функция этого распределения, то полагается, что  $x_i \in F_\xi(x), \forall i$ .

## Следствие 1

Любая характеристика выборки, функция  $G$  от значений  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , является случайной величиной, распределение которой определяется видом функций  $F_\xi(x)$  и  $G$ .

## Положение №1

Набор однородных измерений (значений)  $x_1, x_2, \dots, x_n$  некоторого параметра отождествляется с набором случайных величин, имеющих одинаковое распределение. Если  $F_\xi(x)$  – функция этого распределения, то полагается, что  $x_i \in F_\xi(x), \forall i$ .

## Следствие 2

Если функция распределения для случайной величины  $G = G(x_1, x_2, \dots, x_n)$  будет найдена, то можно будет строить суждения относительно широты гипотетического рассеяния совокупности значений  $\{G\}$ , как если бы  $G$  вычислялось вновь и вновь по новым выборочным значениям  $x_1, x_2, \dots, x_n$ .

## Следствие 2

Если функция распределения для случайной величины  $G = G(x_1, x_2, \dots, x_n)$  будет найдена, то можно будет строить суждения относительно широты гипотетического рассеяния совокупности значений  $\{G\}$ , как если бы  $G$  вычислялось вновь и вновь по новым выборочным значениям  $x_1, x_2, \dots, x_n$ .

???

В общем случае (при произвольных  $F$  и  $G$ ) это крайне сложная задача...

## Постановка задачи

Имеется выборка  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  из распределения  $F_\xi(x, \theta)$ .  
Необходимо построить оценку неизвестного параметра  $\theta$ .

## Постановка задачи

Имеется выборка  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  из распределения  $F_\xi(x, \theta)$ .  
Необходимо построить оценку неизвестного параметра  $\theta$ .

## Набросок решения

- построение функции  $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(x_1, \dots, x_n)$ ;

## Постановка задачи

Имеется выборка  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  из распределения  $F_\xi(x, \theta)$ .  
Необходимо построить оценку неизвестного параметра  $\theta$ .

## Набросок решения

- построение функции  $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(x_1, \dots, x_n)$ ;
- $\hat{\theta}_n$  — случайная величина;



## Постановка задачи

Имеется выборка  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  из распределения  $F_\xi(x, \theta)$ .  
Необходимо построить оценку неизвестного параметра  $\theta$ .

## Набросок решения

- построение функции  $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(x_1, \dots, x_n)$ ;
- $\hat{\theta}_n$  — случайная величина;
- из множества оценок  $\hat{\theta}_n$  необходимо выбрать ту, которая обладает желаемыми статистическими свойствами;

## Постановка задачи

Имеется выборка  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  из распределения  $F_\xi(x, \theta)$ .  
Необходимо построить оценку неизвестного параметра  $\theta$ .

## Набросок решения

- построение функции  $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(x_1, \dots, x_n)$ ;
- $\hat{\theta}_n$  — случайная величина;
- из множества оценок  $\hat{\theta}_n$  необходимо выбрать ту, которая обладает желаемыми статистическими свойствами;

## Желаемые статистические свойства

- $P(|\hat{\theta}_n - \theta| > \varepsilon) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$  (состоятельность);

## Постановка задачи

Имеется выборка  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  из распределения  $F_\xi(x, \theta)$ .  
Необходимо построить оценку неизвестного параметра  $\theta$ .

## Набросок решения

- построение функции  $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(x_1, \dots, x_n)$ ;
- $\hat{\theta}_n$  — случайная величина;
- из множества оценок  $\hat{\theta}_n$  необходимо выбрать ту, которая обладает желаемыми статистическими свойствами;

## Желаемые статистические свойства

- $P(|\hat{\theta}_n - \theta| > \varepsilon) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$  (состоятельность);
- $E(\hat{\theta}_n) = \theta$  (несмещенность);

## Постановка задачи

Имеется выборка  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  из распределения  $F_\xi(x, \theta)$ .  
Необходимо построить оценку неизвестного параметра  $\theta$ .

## Набросок решения

- построение функции  $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(x_1, \dots, x_n)$ ;
- $\hat{\theta}_n$  — случайная величина;
- из множества оценок  $\hat{\theta}_n$  необходимо выбрать ту, которая обладает желаемыми статистическими свойствами;

## Желаемые статистические свойства

- $P(|\hat{\theta}_n - \theta| > \varepsilon) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty$  (состоятельность);
- $E(\hat{\theta}_n) = \theta$  (несмещенность);
- $D(\hat{\theta}_n)$  — минимальна (эффективность);

## Задача

По выборке  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  оценить математическое ожидание ( $a$ ) и дисперсию ( $\sigma^2$ ) распределения, из которого сформирована выборка.

## Решение

- ❶  $\hat{a}_1 = \frac{1}{n} \sum_i x_i$ , то  $\hat{a}$  несмещенная и состоятельная;
- ❷  $\hat{a}_2 = \sum_i \alpha_i x_i$ , где  $\sum_i \alpha_i = 1$ , также является состоятельной и несмещенной оценкой  $a$ ;
- ❸  $\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \hat{a}_1)^2$  — состоятельна, но смещена;
- ❹  $\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{n-1} \sum_i (x_i - \hat{a}_1)^2$  — состоятельна и несмещена.

# Оценки для нормально распределенных данных

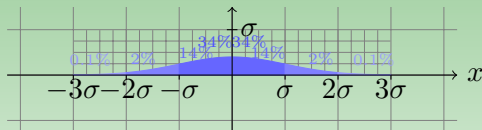
## Задача

Дана выборка  $x_1, x_2, \dots, x_n$  из нормального распределения. Необходимо построить оценки математического ожидания и дисперсии распределения.

## Решение

- $\hat{a}_1 = \frac{1}{n} \sum_i x_i$ , то  $\hat{a}$  несмещенная и состоятельная;
- $\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{n-1} \sum_i (x_i - \hat{a}_1)^2$  — состоятельна и несмещена.

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-x^2}{2\sigma^2}\right)$$



# Формулы для доверительных интервалов

Пусть  $x_1, x_2, \dots, x_n$  выборка из нормального распределения.  $a, \sigma^2$  – неизвестные математическое ожидание и дисперсия этого распределения.

Интервальная оценка среднего:

$$\bar{x} - t_\gamma \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \leq a \leq \bar{x} + t_\gamma \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$$

где

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2$$

$t_\gamma$  –  $\gamma$ -квантиль распределения Стьюдента с  $n - 1$  степенями свободы.  $\gamma = \frac{1+p}{2}$ ,  $p = 1 - \alpha$ ,  $\alpha$  – уровень значимости.

# Формулы для доверительных интервалов (дисперсия)

Пусть  $x_1, x_2, \dots, x_n$  выборка из нормального распределения.  
 $\mu, \sigma^2$  – неизвестные математическое ожидание и дисперсия  
этого распределения.

Интервальная оценка дисперсии:

$$\frac{1}{\chi_{\gamma_1}^2} \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2 \leq \sigma^2 \leq \frac{1}{\chi_{\gamma_2}^2} \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2$$

где

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2$$

$\chi_{\gamma}^2$  –  $\gamma$ -квантиль распределения  $\chi^2$  с  $n - 1$  степенями свободы.

$\gamma_1 = \frac{1+p}{2}$ ,  $\gamma_2 = \frac{1-p}{2}$ ,  $p = 1 - \alpha$ ,  $\alpha$  – уровень значимости.



# Вычисление доверительных интервалов на R

## Пример вычислений

Пусть  $x = (1.62081382, -1.52406491, -0.90221069, 0.34349028, 0.61838820, -0.80183081, -0.55995198, -0.71210125, -0.30742587, 0.23734660, 0.63370975, -1.04691828, 0.96165012, -0.35549459, -0.61876437, 1.36677559, 0.09070588, -0.94914323, 0.97321593, -1.73956125)$  выборка из нормального распределения.

Необходимо найти интервальные оценки дисперсии и математического ожидания.

## код на R. Среднее

```
n<-length(x)
alpha<-0.05
error <- qt((1-alpha / 2.0), df=(n-1)) * sd(x) / sqrt(n)
l <- mean(x) - error
r <- mean(x) + error
```

# Вычисление доверительных интервалов на R

## Доверительный интервал для среднего

```
> l  
[1] -0.5789119  
> r  
[1] 0.3117748  
> mean(x) # point estimation of the m-expectation  
[1] -0.1335686
```

# Вычисление доверительных интервалов на R

## Код на R. Дисперсия

```
df <- length(x)-1
alpha <- 0.05
l <- df * var(x)/qchisq(1-alpha/2.0)
r <- df * var(x)/qchisq(alpha/2.0)
```

```
> r
[1] 1.9316
> l
[1] 0.5236715
> var(x) # point estimation of the variance
[1] 0.9054645
```

## Формулировка задачи

Имеется образцы семян в количестве  $n$ -штук. Необходимо оценить вероятность всхожести семян.

## Формулировка задачи

Имеется образцы семян в количестве  $n$ -штук. Необходимо оценить вероятность всхожести семян.

## Формулировка в терминах ТВ

Пусть  $p$  –вероятность того, что семя взойдет;  $1 - p$  – вероятность того, что оно не взойдет. В результате  $n$ -испытаний (проращивания семян), имеется серия экспериментов по схеме Бернулли с неизвестной вероятностью «успеха»  $p$ . Эту вероятность и требуется найти.

## Решение

- Обозначим  $k$  – количество проросших семян;

## Решение

- Обозначим  $k$  – количество проросших семян;
- Можно получить оценку возможных значений  $k$ , решив:

$$\sum_{i=k-s}^{i=k+s} C_n^i p^i (1-p)^{n-i} = 1 - \alpha, \text{ где } \alpha \text{ (уровень значимости)}$$

задается, а  $s$  – находится из уравнения, но

## Решение

- Обозначим  $k$  – количество проросших семян;
- Можно получить оценку возможных значений  $k$ , решив:

$$\sum_{i=k-s}^{i=k+s} C_n^i p^i (1-p)^{n-i} = 1 - \alpha, \text{ где } \alpha \text{ (уровень значимости)}$$

задается, а  $s$  – находится из уравнения, но

- такое уравнение не всегда просто решить



## Решение

- Обозначим  $k$  – количество проросших семян;
- Можно получить оценку возможных значений  $k$ , решив:  
$$\sum_{i=k-s}^{i=k+s} C_n^i p^i (1-p)^{n-k} = 1 - \alpha, \text{ где } \alpha \text{ (уровень значимости)}$$
  
задается, а  $s$  – находится из уравнения, но
  - такое уравнение не всегда просто решить
- Выход?

## Решение

- Обозначим  $k$  – количество проросших семян;
- Можно получить оценку возможных значений  $k$ , решив:

$$\sum_{i=k-s}^{i=k+s} C_n^i p^i (1-p)^{n-i} = 1 - \alpha, \text{ где } \alpha \text{ (уровень значимости)}$$

задается, а  $s$  – находится из уравнения, но

- такое уравнение не всегда просто решить
- Выход?

## Решение

- Обозначим  $k$  – количество проросших семян;
- Можно получить оценку возможных значений  $k$ , решив:  
$$\sum_{i=k-s}^{i=k+s} C_n^i p^i (1-p)^{n-k} = 1 - \alpha, \text{ где } \alpha \text{ (уровень значимости)}$$
  
задается, а  $s$  – находится из уравнения, но
  - такое уравнение не всегда просто решить
- Выход?
- Использование предельных теорем

## Решение

- Обозначим  $k$  – количество проросших семян;
- Можно получить оценку возможных значений  $k$ , решив:  
$$\sum_{i=k-s}^{i=k+s} C_n^i p^i (1-p)^{n-i} = 1 - \alpha, \text{ где } \alpha \text{ (уровень значимости)}$$
  
задается, а  $s$  – находится из уравнения, но
  - такое уравнение не всегда просто решить

- Выход?

- Использование предельных теорем
- Теорема Муавра-Лапласа (интегральная) Если  $p$  вероятность успеха в серии  $n$  испытаний по схеме Бернулли ( $k$  – число успехов в  $n$  испытаниях), то

$$P\left(\frac{k - np}{\sqrt{np(1-p)}} < x\right) \xrightarrow{\text{при } n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt.$$

## Решение

$$\Phi_0 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$$

## Решение

$$\Phi_0 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$$
$$P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) = P\left(-\varepsilon < \frac{k - np}{n} < \varepsilon\right) =$$

## Решение

$$\begin{aligned}\Phi_0 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &= P\left(-\varepsilon < \frac{k - np}{n} < \varepsilon\right) = \\ &= P\left(-\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} < \frac{k - np}{\sqrt{npq}} < \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) =\end{aligned}$$

## Решение

$$\begin{aligned}\Phi_0 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &= P\left(-\varepsilon < \frac{k - np}{n} < \varepsilon\right) = \\ &= P\left(-\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} < \frac{k - np}{\sqrt{npq}} < \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) = \\ \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - \Phi_0\left(\frac{-\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) &= 2 \cdot \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - 1\end{aligned}$$



## Решение

$$\begin{aligned}\Phi_0 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &= P\left(-\varepsilon < \frac{k - np}{n} < \varepsilon\right) = \\ &= P\left(-\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} < \frac{k - np}{\sqrt{npq}} < \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) = \\ \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - \Phi_0\left(\frac{-\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) &= 2 \cdot \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - 1 \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &\geq 2\Phi_0(2\varepsilon\sqrt{n}) - 1\end{aligned}$$

## Решение

$$\begin{aligned}\Phi_0 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &= P\left(-\varepsilon < \frac{k - np}{n} < \varepsilon\right) = \\ &= P\left(-\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} < \frac{k - np}{\sqrt{npq}} < \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) = \\ \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - \Phi_0\left(\frac{-\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) &= 2 \cdot \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - 1 \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &\geq 2\Phi_0(2\varepsilon\sqrt{n}) - 1\end{aligned}$$

Что дальше?

## Решение

$$\begin{aligned}\Phi_0 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &= P\left(-\varepsilon < \frac{k - np}{n} < \varepsilon\right) = \\ &= P\left(-\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} < \frac{k - np}{\sqrt{npq}} < \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) = \\ \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - \Phi_0\left(\frac{-\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) &= 2 \cdot \Phi_0\left(\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}}\right) - 1 \\ P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &\geq 2\Phi_0(2\varepsilon\sqrt{n}) - 1 = 1 - \alpha, (\alpha = 0.05)\end{aligned}$$

Что дальше?

## Решение

$$\begin{aligned}\Phi_0 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt \\ P \left( \left| \frac{k}{n} - p \right| < \varepsilon \right) &= P \left( -\varepsilon < \frac{k - np}{n} < \varepsilon \right) = \\ &= P \left( -\frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} < \frac{k - np}{\sqrt{npq}} < \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} \right) = \\ \Phi_0 \left( \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} \right) - \Phi_0 \left( \frac{-\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} \right) &= 2 \cdot \Phi_0 \left( \frac{\varepsilon\sqrt{n}}{\sqrt{pq}} \right) - 1 \\ P \left( \left| \frac{k}{n} - p \right| < \varepsilon \right) &\geq 2\Phi_0(2\varepsilon\sqrt{n}) - 1 = 1 - \alpha, (\alpha = 0.05)\end{aligned}$$

Что дальше? Значения для  $\Phi_0^{-1}$  могут вычислять любые современные программные пакеты статистического анализа, либо его можно определить по таблицам.

## Вычисления на R

```
> n<-100
> k<-40
> alpha <- 0.05
> error <- 0.5*qnorm(1-alpha/2)/sqrt(n)
> left  <- k/n - error
> right <- k/n + error
> left
[1] 0.3020018
> right
[1] 0.4979982
```

## Вычисления на Python

Python:

```
>>> from scipy.stats import norm
>>> import numpy as np
>>> n = 100.0
>>> k = 40.0
>>> alpha = 0.05
>>> error = 0.5*norm().ppf(1-alpha/2.0)/np.sqrt(n)
>>> left = k / n - error
>>> right = k / n + error
>>> left
0.30200180077299732
>>> right
0.49799819922700272
```

# Оценка необходимого числа экспериментов/размера выборки

## Задача

Сколько нужно взять семян, чтобы оценить их всхожесть с точностью  $\varepsilon = 0.01$  и доверительной вероятностью  $p_v = 0.99$ .

# Оценка необходимого числа экспериментов/размера выборки

## Задача

Сколько нужно взять семян, чтобы оценить их всхожесть с точностью  $\varepsilon = 0.01$  и доверительной вероятностью  $p_v = 0.99$ .

## Решение

$$P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) \geq 2\Phi_0(2\varepsilon\sqrt{n}) - 1$$



# Оценка необходимого числа экспериментов/размера выборки

## Задача

Сколько нужно взять семян, чтобы оценить их всхожесть с точностью  $\varepsilon = 0.01$  и доверительной вероятностью  $p_v = 0.99$ .

## Решение

$$P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) \geq 2\Phi_0(2\varepsilon\sqrt{n}) - 1$$
$$2\Phi_0(2 \cdot \varepsilon\sqrt{n}) - 1 = p_v$$

# Оценка необходимого числа экспериментов/размера выборки

## Задача

Сколько нужно взять семян, чтобы оценить их всхожесть с точностью  $\varepsilon = 0.01$  и доверительной вероятностью  $p_v = 0.99$ .

## Решение

$$\begin{aligned} P\left(\left|\frac{k}{n} - p\right| < \varepsilon\right) &\geq 2\Phi_0(2\varepsilon\sqrt{n}) - 1 \\ 2\Phi_0(2 \cdot \varepsilon\sqrt{n}) - 1 &= p_v \\ n &= \frac{1}{4\varepsilon^2} \left(\Phi_0^{-1}\left(\frac{1+p_v}{2}\right)\right)^2 \end{aligned}$$

# Оценка необходимого числа экспериментов/размера выборки

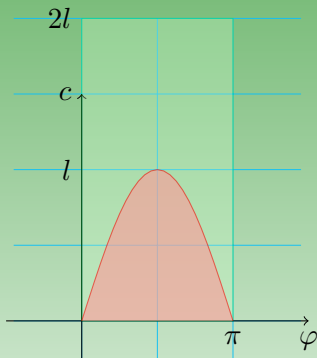
$$n = \frac{1}{4\varepsilon^2} \left( \Phi_0^{-1} \left( \frac{1 + p_v}{2} \right) \right)^2$$

Реализация на R:

```
epsilon <- 0.01  
pv <- 0.99  
n = 1/4/epsilon^2*qnorm((1+pv)/2)^2  
n  
[1] 16587.24
```

# Задача Бюффона (1707–1788)

На плоскости расчерчивают параллельные линии. Показать, что если расстояние между линиями вдвое больше иглы, подбрасываемой над плоскостью, то отношение общего числа бросаний иглы к числу пресечений ею одной из линий стремится при увеличении количества экспериментов к  $\pi = 3.14159\dots$

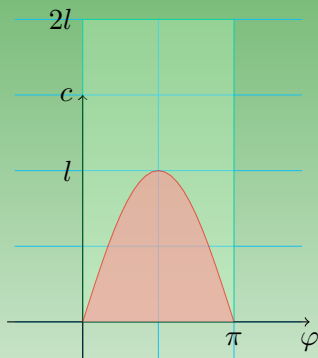


Решение:  
 $\{c, \varphi\} = [0, 2l] \times [0, \pi]$ , откуда

$$P(\text{«пер-ние»}) = \frac{S_{\sin(\bullet)}}{S_{2l \times \pi}};$$
$$P(\text{«пер-ние»}) = \frac{1}{\pi}.$$

# Задача Бюффона (1707–1788)

На плоскости расчерчивают параллельные линии. Показать, что если расстояние между линиями вдвое больше иглы, подбрасываемой над плоскостью, то отношение общего числа бросаний иглы к числу пересечений ею одной из линий стремится при увеличении количества экспериментов к  $\pi = 3.14159 \dots$



Решение:

$\{c, \varphi\} = [0, 2l] \times [0, \pi]$ , откуда

$$P(\text{«пер-ние»}) = \frac{S_{\sin(\bullet)}}{S_{2l \times \pi}};$$

$$P(\text{«пер-ние»}) = \frac{1}{\pi}.$$

## Вопрос

Сколько раз необходимо осуществлять эксперимент, чтобы достичь заданной точности?

# Продолжение решения задачи Бюффона

Сколько необходимо испытаний? (грубая оценка по неравенству Чебышева)

$$pq = \frac{\pi - 1}{\pi^2}$$

$$P\left(\left|\frac{\nu_n}{n} - p\right| < \alpha\right) > 1 - \varepsilon,$$
$$\alpha = 0.001, \quad \varepsilon = 0.001,$$

⇓

$$n > 232013$$

$$pq \leq 1/4$$

$$P\left(\left|\frac{\nu_n}{n} - p\right| < \alpha\right) > 1 - \varepsilon,$$
$$\alpha = 0.001, \quad \varepsilon = 0.001,$$

⇓

$$n > 267311$$

## Вывод

Априорное знание оцениваемых вероятностей позволяет сэкономить число необходимых экспериментов для достижения установленной точности

# Продолжение решения задачи Бюффона

Сколько необходимо испытаний? (грубая оценка по неравенству Чебышева)

$$pq = \frac{\pi - 1}{\pi^2}$$

$$P\left(\left|\frac{\nu_n}{n} - p\right| < \alpha\right) > 1 - \varepsilon,$$
$$\alpha = 0.001, \quad \varepsilon = 0.001,$$

$\Downarrow$

$$n > 232013$$

$$pq \leq 1/4$$

$$P\left(\left|\frac{\nu_n}{n} - p\right| < \alpha\right) > 1 - \varepsilon,$$
$$\alpha = 0.001, \quad \varepsilon = 0.001,$$

$\Downarrow$

$$n > 267311$$

## Упражнение

Получить оценку необходимого числа экспериментов используя предельные теоремы