## Анализ мощности

Математические методы в зоологии с использованием R

Марина Варфоломеева

## Экономим силы с помощью анализа мощности

- Тестирование гипотез (двухвыборочный t-критерий)
- Статистические ошибки при проверке гипотез
- Мощность статистического теста
- A priori анализ мощности, оценка величины эффекта
- Как влиять на мощность тестов

#### Вы сможете

- сравнивать средние значения при помощи t-критерия, интерпретировать и описывать результаты
- дать определение ошибок I и II рода, и графически изобразить их отношение к мощности теста
- оценивать величину эффекта и необходимый объем выборки по данным пилотного исследования

2 / 53

- загружать данные из интернета
- загружать данные из .xlsx и .csv в R
- строить боксплоты с помощью ggplot2

# Тестирование гипотез

# **Тест Стьюдента (t-критерий)**

Двухвыборочный тест Стьюдента (Student, 1908) используется для проверки значимости различий между средними значениями двух нормально распределенных величин.

$$t=rac{ar{\mu}_1-ar{\mu}_2}{\mathit{SE}}$$

Гипотезы:  $H_0: \mu_1 = \mu_2, H_A: \mu_1 \neq \mu_2$ 

Условия применимости:

- Выборки случайны и независимы друг от друга
- Величины нормально распределены
- Дисперсии в группах одинаковы

$$SE = \sqrt{\frac{sd_1^2(n_1 - 1) + sd_2^2(n_2 - 1)}{n_1 + n_2 - 2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}$$

$$df = n_1 + n_2 - 2$$

# **Тест Уэлча (модификация теста Стьюдента для случая разных дисперсий)**

$$t = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_2}{SE}$$

#### Условия применимости:

- Выборки случайны и независимы друг от друга
- Величины нормально распределены

$$SE = \sqrt{\frac{sd_1^2}{n_1} + \frac{sd_2^2}{n_2}}$$

Приблизительное число степеней свободы рассчитывается по уравнению Уэлча-Саттеруэйта (Welch–Satterthwaite equation)

$$df \approx \frac{\left(\frac{sd_1^2}{n_1} + \frac{sd_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{sd_1^4}{n_1^2 \cdot df_1} + \frac{sd_2^4}{n_2^2 \cdot df_1}}$$

## t-распределение

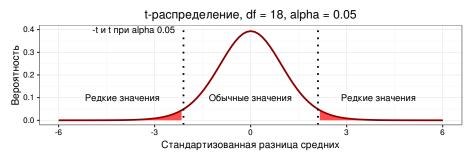
t-статистика подчиняется t-распределению.

Иными словами, если много раз взять выборки **из одной** совокупности (т.е. при условии, что  $H_0$  верна) и посчитать между ними разницу, то она будет подчиняться t-распределению.

Форма t-распределения зависит только от одного параметра — числа степеней свободы df



# В хвостах этого распределения находятся редкие значения



Обычно используется уровень значимости lpha 0.05 или 0.01.

Уровень значимости  $\alpha$  — это вероятность ошибочно отвергнуть справедливую нулевую гипотезу. Т.е. это вероятность найти различия там, где их нет (вероятность ошибки I рода).

Для t-теста  $\alpha$  — это вероятность ошибочно сделать вывод о том, что средние выборок различаются при условии, что эти выборки получены из одной генеральной совокупности.

# Тестирование гипотезы о равенстве двух средних при помощи t-критерия



- Для конкретных данных считаем значение t-критерия
- Сравниваем его с теоретическим распределением t (распределением при условии, что  $H_0$  верна)
- Принимаем решение, отвергнуть ли  $H_0$

# Пример: Снотворное

В датасете sleep содержатся данные об увеличении продолжительности сна по сравнению с контролем после применения двух снотворных препаратов (Cushny, Peebles, 1905, Student, 1908)

```
data(sleep)
View(sleep)
```

# Двухвыборочный t-критерий

tt <- t.test(extra ~ group, sleep)

Сравним увеличение продолжительности сна при помощи двухвыборочного t-критерия.

```
#
# Welch Two Sample t-test
#
# data: extra by group
# t = -2, df = 20, p-value = 0.08
# alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
# 95 percent confidence interval:
# -3.365 0.205
# sample estimates:
# mean in group 1 mean in group 2
# 0.75 2.33
```

# **Двухвыборочный t-критерий**

tt <- t.test(extra ~ group, sleep)

Сравним увеличение продолжительности сна при помощи двухвыборочного t-критерия.

```
#
# Welch Two Sample t-test
#
# data: extra by group
# t = -2, df = 20, p-value = 0.08
# alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
# 95 percent confidence interval:
# -3.365 0.205
# sample estimates:
# mean in group 1 mean in group 2
# 0.75 2.33
```

Результаты можно описать, например, так:

• Различия изменения продолжительности сна при применении двух препаратов были недостоверны ( $t_{17.78}=-1.86,\,p=0.08$ )

# Что спрятано в результатах?

Как называются отдельные элементы результатов можно узнать посмотрев их структуру при помощи функции str()

```
str(tt)
```

# list of 9

```
$ statistic : Named num -1.86
# ... attr(*, "names")= chr "t"
  $ parameter : Named num 17.8
  ... attr(*, "names")= chr "df"
  $ p.value : num 0.0794
  $ conf.int : atomic [1:2] -3.365 0.205
  ... attr(*, "conf.level")= num 0.95
  $ estimate : Named num [1:2] 0.75 2.33
  ... attr(*, "names")= chr [1:2] "mean in group 1" "mean in group 2"
  $ null.value : Named num 0
  ... attr(*, "names")= chr "difference in means"
  $ alternative: chr "two.sided"
#
  $ method : chr "Welch Two Sample t-test"
#
  $ data.name : chr "extra by group"
#
   - attr(*, "class")= chr "htest"
```

# Можно получить элементы результатов в виде отдельных цифр

```
tt$parameter # степени свободы

# df
# 17.8

tt$p.value # доверительная вероятность

# [1] 0.0794
```

```
# t
# -1.86
```

tt\$statistic # значение t-критерия

Статистические ошибки при проверке гипотез	Статистические	ошибки пр	и проверке	гипотез
--------------------------------------------	----------------	-----------	------------	---------

Статистические ошибки при проверке гипотез

# Типы ошибок при проверке гипотез

	H0 == TRUE	H0 == FALSE
Отклонить $H_0$	Ошибка I рода	Верно
Сохранить $H_0$	Верно	Ошибка II рода

## Ошибка І рода

	H0 == TRUE	H0 == FALSE
Отклонить $H_0$	Ошибка I рода	Верно
Сохранить $H_0$	Верно	Ошибка II рода

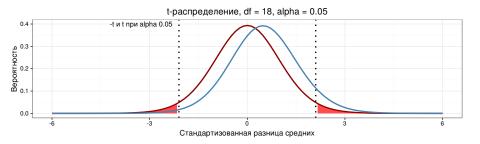


## Ошибка I рода — вероятность отвергнуть $H_0$ , когда верна $H_0$

Марина Варфоломеева Анализ мощности 15 / 53

# Мы этого не знаем, но может быть верна $H_A$ ...

	H0 == TRUE	H0 == FALSE
Отклонить $H_0$	Ошибка I рода	Верно
Сохранить $H_0$	Верно	Ошибка II рода



Можно построить еще одно распределение статистики — распределение, при условии того, что верна  $H_{A}$ 

## Ошибка II рода

	H0 == TRUE	H0 == FALSE
Отклонить $H_0$	Ошибка I рода	Верно
Сохранить $H_0$	Верно	Ошибка II рода



Ошибка II рода — вероятность принять  $H_0$ , когда верна  $H_A$ 

Марина Варфоломеева Анализ мощности 17 / 53

## Мощность теста — способность выявлять различия

	H0 == TRUE	H0 == FALSE
Отклонить $H_0$	Ошибка I рода	Верно
Сохранить $H_0$	Верно	Ошибка II рода



## Мощность теста - вероятность отвергнуть $H_0$ , когда верна $H_A$

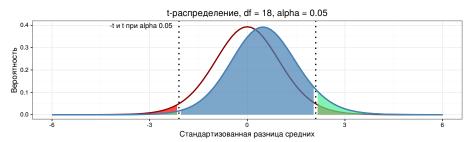
$$Power = 1 - \beta$$

### Мощность теста

*Power* = 
$$1 - \beta$$

Обычно считается, что хорошо, когда мощность не меньше 0.8

Т.е. что в 80% случаев мы можем найди различия заданной величины, если они есть.



## Анализ мощности

#### A priori

- какой нужен объем выборки, чтобы найти различия с разумной долей уверенности?
- различия какой величины мы можем найти, если известен объем выборки?

#### Post hoc

• смогли бы мы найти различия при помощи нашего эксперимента ( $\alpha$ , n), если бы величина эффекта была X?

# A priory анализ мощности

## Пример: Заповедник спасает халиотисов

Лов халиотисов (коммерческий и любительский) запретили, организовав заповедник.

Стало ли больше моллюсков через несколько лет? (Keough, King, 1991)

Данные из Ouinn, Keough, 2002, Box 9-5, Fig 9-7

# A priori анализ мощности

#### Что нужно

- тест
- уровень значимости
- желаемая мощность теста
- ожидаемая величина эффекта

# A priori анализ мощности

#### Что нужно

- тест
- уровень значимости
- желаемая мощность теста
- ожидаемая величина эффекта

#### Что есть

- t-критерий
- Power = 0.8
- 0

d Коэна (Cohen's d)

$$d = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_2}{\sigma}$$

Где сигма может оцениваться одним из способов:

d Коэна (Cohen's d)

$$d = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_2}{\sigma}$$

Где сигма может оцениваться одним из способов:

• среднеквадратичное отклонение (d Коэна)

$$\sigma = \sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{2}}$$

d Коэна (Cohen's d)

$$d = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_2}{\sigma}$$

Где сигма может оцениваться одним из способов:

среднеквадратичное отклонение (d Коэна)

$$\sigma = \sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{2}}$$

обобщенное стандартное отклонение (g Хеджа)

$$\sigma = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

Яков Коэн предложил делить эффекты на сильные, умеренные и слабые (Cohen, 1982)

size = large

effect.size = 0.8

## Задание

Рассчитайте величину умеренных и слабых эффектов для t-критерия

### Решение

```
cohen.ES(test = "t", size = "medium")
       Conventional effect size from Cohen (1982)
             test = t
             size = medium
      effect.size = 0.5
cohen.ES(test = "t", size = "small")
       Conventional effect size from Cohen (1982)
             test = t
             size = small
      effect.size = 0.2
```

## Величина эффекта из пилотных данных

$$d = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_2}{\sigma}$$

 $\sigma$  - стандартное отклонение плотности халиотисов:

 $\bullet$  Плотность крупных халиотисов на  $50^2$  была  $\bar{x}=47.5$ , SD=27.7

 $ar{\mu}_1 - ar{\mu}_2$  - средний вылов халиотисов в год:

- Масса выловленных коммерческим способом + данные о размерах -> численность -> плотность
  - Предположили, что коммерческий лов и любительский лов равны
  - $\bullet$  Коммерческий лов = 11.6 экз.  $^{-2}$
  - Коммерческий + любительский лов = 23.2 экз.  $^{-2}$

# Данные для анализа мощности собраны

```
alpha <- 0.05
power <- 0.80
sigma <- 27.7 # варьирование плотности халиотисов
diff <- 23.2 # ожидаемые различия плотности халиотисов
effect <- diff/sigma # величина эффекта
effect
```

```
# [1] 0.838
```

Функции для анализа мощности t-критерия:

- при одинаковых объемах групп pwr.t.test()
- при разных объемах групп pwr.t2n.test()

## Считаем объем выборки

NOTE: n is number in \*each\* group

```
pwr hal <- pwr.t.test(n = NULL, d = effect,</pre>
                       power = power, sig.level = alpha,
                       type = "two.sample",
                       alternative = "two.sided")
pwr hal
       Two-sample t test power calculation
                n = 23.4
                d = 0.838
        sig.level = 0.05
            power = 0.8
      alternative = two.sided
```

## Считаем объем выборки

Two-sample t test power calculation

 Чтобы с вероятностью 0.8 выявить различия плотности халиотисов в местах, где лов разрешен и запрещен, нужно обследовать по 24 пробы каждого типа, если мы верно оценили величину эффекта.

## Задание

Рассчитайте сколько нужно обследовать проб, чтобы обнаружить слабый эффект с вероятностью 0.8, при уровне значимости 0.01

Вам понадобятся функции cohen.ES() и pwr.t.test()

### Решение

```
cohen.ES(test = "t", size = "small")
       Conventional effect size from Cohen (1982)
             test = t
             size = small
      effect.size = 0.2
pwr.t.test(n = NULL, d = 0.2, power = 0.8, sig.level = 0.01,
           type = "two.sample", alternative = "two.sided")
       Two-sample t test power calculation
                n = 586
                d = 0.2
        sig.level = 0.01
            power = 0.8
      alternative = two.sided
# NOTE: n is number in *each* group
```

## Пример: Улитки на устрицах в мангровых зарослях\*

В каких зонах мангровых зарослей на устрицах предпочитают обитать улитки (Minchinton, Ross, 1999)?

- Факторы:
  - Сайт (А и В)
  - Зона зарослей (LZ ближе к земле, MZ средняя часть, SZ(+TR)с деревьями, SZ(-TR) - ближе к морю, без деревьев)
- Собрали по 5 проб число улиток на раковинах устриц

Данные из Quinn, Keough, 2002, Box 9-5, Fig 9-7

## Скачиваем данные с сайта

Не забудьте войти в вашу директорию для матметодов при помощи setwd()

```
library(downloader)
# в рабочем каталоге создаем суб-директорию для данных
if(!dir.exists("data")) dir.create("data")
# скачиваем файл в xlsx, либо в текстовом формате
if (!file.exists("data/minch.xlsx")) {
  download(
    url = "https://varmara.github.io/mathmethr/data/minch.xlsx",
    destfile = "data/minch.xlsx")
}
if (!file.exists("data/minch.csv")) {
  download(
    url = "https://varmara.github.io/mathmethr/data/minch.xls",
    destfile = "data/minch.csv")
```

## Читаем данные из файла одним из способов

#### Чтение из xlsx

```
library(readxl)
minch <- read_excel(path = "data/minch.xlsx", sheet = 1)</pre>
```

#### Чтение из csv

```
minch <- read.table("data/minch.csv", header = TRUE)</pre>
```

## Все ли правильно открылось?

str(minch) # Структура данных

```
# 'data.frame': 40 obs. of 5 variables:
# $ site : Factor w/ 2 levels "A","B": 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 ...
# $ zone : Factor w/ 4 levels "LZ","MZ","SZ(-TR)",..: 3 3 3 3 3 4 4 4 4 4 4
# $ limpt : num   0.16 0.11 0.1 0.16 0.15 0.12 0 0.03 0.05 0.43 ...
# $ limpt100: int   16 11 10 16 15 12 0 3 5 43 ...
```

```
head(minch) # Первые несколько строк файла
```

\$ sqlim100: num 4 3.32 3.16 4 3.87 ...

```
site zone limpt limpt100 sqlim100
     A SZ(-TR) 0.16
                       16
                            4.00
 1
# 2
     A SZ(-TR) 0.11
                  11
                            3.32
# 3
     A SZ(-TR) 0.10
                  10 3.16
     A SZ(-TR) 0.16
                  16 4.00
# 4
# 5
     A SZ(-TR) 0.15
                  15 3.87
# 6
     A SZ(+TR) 0.12
                       12
                            3.46
```

## Знакомимся с данными

Есть ли пропущенные значения?

```
sapply(minch, function(x) sum(is.na(x)))
# site zone limpt limpt100 sqlim100
```

Каковы объемы выборок?

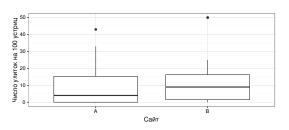
```
sum(!(is.na(minch$site == "A")))
```

```
# [1] 40
```

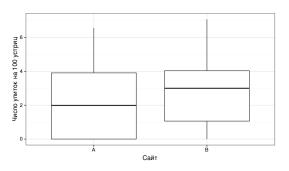
```
sum(!(is.na(minch$site == "B")))
```

## Боксплоты числа улиток

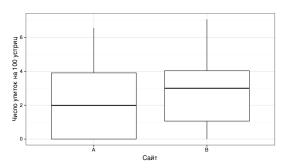
Нормальное ли тут распределение?



# Боксплот корня из численности улиток (sqlim100) для двух сайтов



# Боксплот корня из численности улиток (sqlim100) для двух сайтов



 Распределение стало больше походить на нормальное. Можно пользоваться t-критерием для сравнения значений корня из численности улиток (sqlim100) для двух сайтов. A priory анализ мощности по данным пилотного исследования

### Анализ мощности по данным пилотного исследования

Представим, что эти данные — это данные пилотного исследования.

Мы хотим выяснить по этим данным, сколько нужно собрать проб, чтобы показать, что плотность улиток различается на двух сайтах.

## Величина эффекта по исходным данным

```
library(effsize)
eff_snail <- cohen.d(minch$sqlim100, minch$site)
eff_snail</pre>
```

```
# Cohen's d
#
# d estimate: -0.365 (small)
# 95 percent confidence interval:
# inf sup
# -1.028 0.298
```

Вычислим модуль, поскольку для pwr.t.test() эффект должен быть положительным

```
effect_snail <- abs(eff_snail$estimate)</pre>
```

### Задание

Рассчитайте объем выборки, чтобы показать различия плотности улиток между сайтами с вероятностью 0.8?

Используйте функцию pwr.t.test()

#### Решение

#

Two-sample t test power calculation

#### Решение

```
#
# Two-sample t test power calculation
#
# n = 119
# d = 0.365
# sig.level = 0.05
# power = 0.8
# alternative = two.sided
#
# NOTE: n is number in *each* group
```

 Нужна выборка 119 площадок с каждого сайта, чтобы с вероятностью 0.8 обнаружить различия плотности улиток между сайтами.

## Задание

Представьте, что в датасете sleep содержатся данные пилотного исследования.

Оцените, какой объем выборки нужно взять, чтобы показать, что число часов дополнительного сна после применения двух препаратов различается?

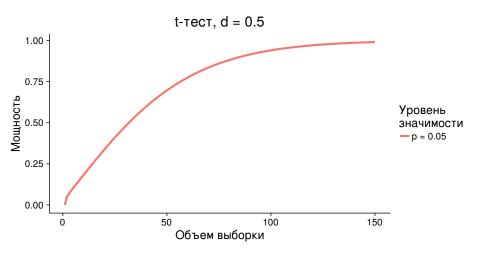
#### Решение

Нужна выборка **24 человека в каждой из групп**, чтобы с вероятностью 0.8 обнаружить различия числа часов дополнительного сна после применения двух препаратов.

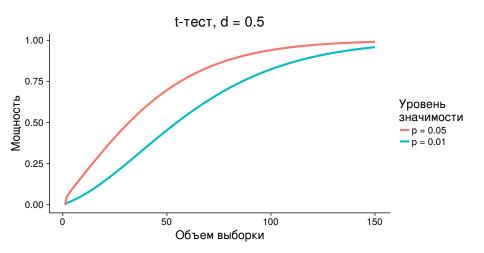
Как влиять на мощность теста?

Как влиять на мощность теста?

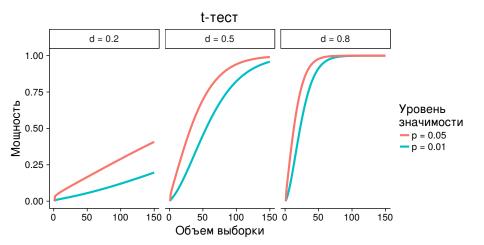
# Чем больше объем выборки — тем больше мощность



# **Чем больше уровень значимости** — тем больше мощность



# **Чем больше величина различий** — тем больше мощность



## Каким образом можно повлиять на мощность теста?

- Мощность теста можно регулировать, если
  - изменить число повторностей
  - $\bullet$  выбрать другой уровень значимости (lpha)
  - определиться, какие эффекты действительно важны (ES)

## Take home messages

- Чтобы не находить несуществующих эффектов, фиксируем уровень значимости
- Чтобы не пропустить значимое, рассчитываем величину эффекта, объем выборки и мощность теста
- Способность выявлять различия зависит
  - от объема выборки,
  - от уровня значимости
  - от величины эффекта

## Дополнительные ресурсы

- Quinn, Keough, 2002, pp. 164-170
- Open Intro to Statistics: 4.6 Sample Size and Power, pp. 193-197
- Sokal, Rohlf, 1995, pp. 167-169.
- Zar, 1999, p. 83.
- R Data Analysis Examples Power Analysis for Two-group Independent sample t-test. UCLA: Statistical Consulting Group.
- R Data Analysis Examples Power Analysis for One-sample t-test. UCLA: Statistical Consulting Group.
- FAQ How is effect size used in power analysis? UCLA: Statistical Consulting Group.