



DS-поток, 3 курс, осень 2023

Статистика

Лекция 10



6. Проверка статистических гипотез

6.6. Множественная проверка гипотез



Поиск экстрасенсов

Этап 1: Угадайте цвета (**синий** и **оранжевый**) с учетом порядка.





Поиск экстрасенсов

Этап 1: ответы.





Поиск экстрасенсов

Этап 2: Угадайте цвета (**синий** и **оранжевый**) с учетом порядка.





Поиск экстрасенсов

Этап 2: ответы.





Поиск экстрасенсов

В 1950 г. проводились испытания
возможности экстрасенсорного восприятия.

Этап 1: поиск экстрасенсов — испытуемому нужно угадать цвет 10 карт.

$X_1, \dots, X_{10} \sim \text{Bern}(\theta)$ — результаты (правильно / нет).

$H_0: \theta = 1/2$ vs. $H_1: \theta > 1/2$ — наугад vs. не наугад

Критерий $S = \{T(x) \geq c_\alpha\}$, где $T(X) = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Bin}(n, \theta)$.

c	7	8	9	10
$P_{1/2}(T(X) \geq c)$	0.172	0.055	0.010	0.001

Берем $c_\alpha = 9$, т.е. H_0 отклоняется если $\sum X_i \geq 9$.



Поиск экстрасенсов

Вывод: если человек верно отгадывает хотя бы 9 карт из 10, то он становится предполагаемым экстрасенсом.

В эксперименте приняли участие 1000 человек, при этом

- ▶ 9 карт верно отгадали 9 человек;
- ▶ 10 карт верно отгадали 2 человека.

В дальнейшем ни один из них не подтвердил свои способности...

$$\begin{aligned} P_{1/2}(\text{хотя бы один из 1000 угадает 9 или 10 карт верно}) &= \\ &= 1 - \left(1 - C_{10}^9/2^{10} - C_{10}^{10}/2^{10}\right)^{1000} = 1 - \left(1 - 11/2^{10}\right)^{1000} \approx 0.99997 \end{aligned}$$



Гипотезы и критерии

Проверка гипотез:

$X = (X_1, \dots, X_n)$ — выборка из неизвестного распр. P .

$H_0: P \in \mathcal{P}_0$ — проверяемая гипотеза.

S — критерий для проверки H_0 , если H_0 отвергается $\Leftrightarrow X \in S$.

$P(I_S) \leq \alpha$ — уровень значимости.

Размножим по $j \in \{1, \dots, m\}$:

$X_j = (X_{j,1}, \dots, X_{j,n_j})$ — j -ая выборка из неизвестного распр. P_j .

$H_j: P_j \in \mathcal{P}_j$ — проверяемая гипотеза.

S_j — критерий для проверки H_j , если H_j отвергается $\Leftrightarrow X_j \in S_j$.

$P(I_{S_j}) \leq \alpha$ — уровень значимости.



Обобщение ошибки

Групповая ошибка первого рода (*familywise error rate*)

Вероятность отвергнуть хотя бы одну верную гипотезу.

$$FWER = P(V_{P,S} > 0),$$

$V_{P,S}$ — количество верных гипотез, которые были отвергнуты критерием S для распределения P (задает верные гипотезы).

Что мы знаем?

Пусть H_1, \dots, H_{m_0} — верные гипотезы (m_0 не знаем).

$$FWER = P(\text{произошла хотя бы одна ошибка I рода}) =$$

$$= P\left(\bigcup_{j=1}^{m_0} \{X_j \in S_j\}\right) \leq \sum_{j=1}^{m_0} P(X_j \in S_j) \leq \alpha m_0$$

А нам нужно $FWER \leq \alpha$.



Методы контроля FWER

Метод Бонферрони

Каждый критерий имеет уровень значимости α/m .

Метод Холма

Пересортируем гипотезы и критерии в порядке возрастания p-value:

$p_1 \leq \dots \leq p_m$ — p-value.

H_1, \dots, H_m — соответствующие гипотезы.

Установим $\alpha_j = \frac{\alpha}{m-j+1}$ — уровень значимости критерия S_j .

Пусть $j = \min\{j \mid p_j > \alpha_j\}$ — номер первой неотвергнутой гипотезы.

Отвергаем гипотезы H_1, \dots, H_{j-1} .

Всегда мощнее метода Бонферрони.



Обобщение ошибки

Ожидаемая доля ложных отклонений (*false discovery rate*)

$$FDR = E_P \frac{V_{PS}}{\max(R_S, 1)},$$

V_{PS} — количество верных гипотез, которые были отвергнуты,

R_S — количество отвергнутых гипотез

Утверждение: $FDR \leq FWER$

Методы Бенджамини-Хохберга и Бенджамини-Иекutiели

Пересортируем гипотезы и критерии в порядке возрастания p-value.

Пусть $j = \max\{j \mid p_j \leq \alpha_j\}$ — номер последней отвергнутой гипотезы.

Отвергаем гипотезы H_1, \dots, H_j .

$\alpha_j = \frac{\alpha}{m}$ — метод Б.-Х. (если статистики критериев независимы)

$\alpha_j = \frac{\alpha}{m} \bigg/ \sum_{j=1}^m \frac{1}{j}$ — метод Б.-И. (работает всегда)



Замечания

Зависимости:

1. V_{P_S} зависит от совместн. распр. P , общего критерия S и выборки X ;
2. R_S зависит от общего критерия S и выборки X ;
3. $FWER$ и FDR зависят от совместного распр. P и общего критерия S .

Контроль $FWER$ на уровне α означает:

for $\forall P_1$ — распределение выборки X_1 (в т.ч. не из H_1):

...

for $\forall P_m$ — распределение выборки X_m (в т.ч. не из H_m):
проверить $FWER \leq \alpha$.

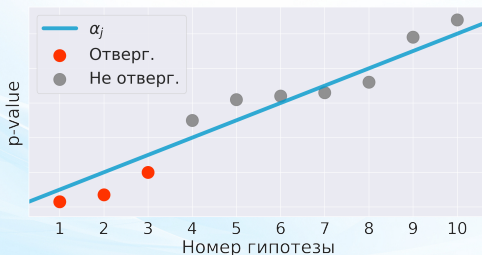
Максимум $FWER$ не обязательно достигается
при справедливости всех H_1, \dots, H_m .

Итерационные процедуры

Нисходящая процедура

В методе Холма можно выполнять следующие итерации.

1. Если $p_1 \leq \alpha_1$, то отвергнуть H_1 и продолжить, иначе не отвергнуть H_1, \dots, H_m и остановиться;
2. Если $p_2 \leq \alpha_2$, то отвергнуть H_2 и продолжить, иначе не отвергнуть H_2, \dots, H_m и остановиться;
3. и т.д.

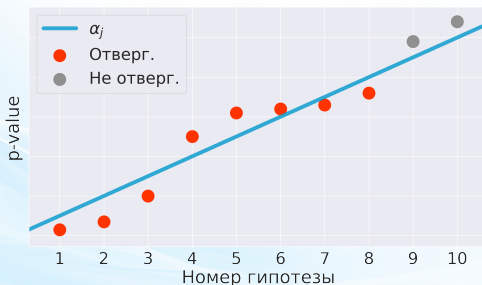


Итерационные процедуры

Восходящая процедура

В методах Б.-Х. и Б.-И. можно выполнять следующие итерации.

1. Если $p_m > \alpha_m$, то не отвергать H_m и продолжить, иначе отвергнуть H_m, \dots, H_1 и остановиться;
2. Если $p_{m-1} > \alpha_{m-1}$, то не отвергать H_{m-1} и продолжить, иначе отвергнуть H_{m-1}, \dots, H_1 и остановиться;
3. и т.д.





Скорректированные p-value

p_j — p-value, сравниваем с α_j [+процедура]

\tilde{p}_j — скорректированные p-value, хотим сравнивать с α

Метод Бонферрони

Запишем пограничные случаи:

$$\begin{cases} p_j = \alpha_j (= \alpha/m) \\ \tilde{p}_j = \alpha \end{cases} \implies \tilde{p}_j = mp_j$$

Чтобы $\tilde{p}_j \in [0, 1]$ поправим их: $\tilde{p}_j = \min(1, mp_j)$

Метод Холма

Аналогично получаем $\tilde{p}_j = (m - j + 1)p_j$

Если H_{j-1} не отверглась, то дальше не отвергаем

$$\implies \tilde{p}_j = \max(\tilde{p}_{j-1}, (m - j + 1)p_j)$$

Чтобы $\tilde{p}_j \in [0, 1]$ поправим их: $\tilde{p}_j = \min(1, \max[\tilde{p}_{j-1}, (m - j + 1)p_j])$



Численный пример

Гипотезы, верность и полученные результаты:

Гипотеза	H ₁	H ₂	H ₃	H ₄	H ₅	H ₆	H ₇
Верность	Нет	Да	Да	Нет	Да	Нет	Да
p-value	0.015	0.005	0.014	0.009	0.013	0.001	0.8

Верность известна тем, кто сгенерировал выборку, а не аналитикам :)

Перегруппируем:

Гипотеза	H ₍₁₎	H ₍₂₎	H ₍₃₎	H ₍₄₎	H ₍₅₎	H ₍₆₎	H ₍₇₎
Верность	Нет	Да	Нет	Да	Да	Нет	Да
p-value	0.001	0.005	0.009	0.013	0.014	0.015	0.8



Гипотеза	$H_{(1)}$	$H_{(2)}$	$H_{(3)}$	$H_{(4)}$	$H_{(5)}$	$H_{(6)}$	$H_{(7)}$
Верность	Нет	Да	Нет	Да	Да	Нет	Да
p-value	0.001	0.005	0.009	0.013	0.014	0.015	0.8

Метод Бонферрони:

Гипотеза	p-value	α_j	p-value adj	Отвергаем?
$H_{(1)}$	0.001	0.0071	0.007	True
$H_{(2)}$	0.005	0.0071	0.035	True
$H_{(3)}$	0.009	0.0071	0.063	False
$H_{(4)}$	0.013	0.0071	0.091	False
$H_{(5)}$	0.014	0.0071	0.098	False
$H_{(6)}$	0.015	0.0071	0.105	False
$H_{(7)}$	0.8	0.0071	1.0	False

Ошибок I рода: 1

Верных отвержений: 1



Гипотеза	$H_{(1)}$	$H_{(2)}$	$H_{(3)}$	$H_{(4)}$	$H_{(5)}$	$H_{(6)}$	$H_{(7)}$
Верность	Нет	Да	Нет	Да	Да	Нет	Да
p-value	0.001	0.005	0.009	0.013	0.014	0.015	0.8

Метод Холма:

Гипотеза	p-value	α_j	p-value adj	Отвергаем?
$H_{(1)}$	0.001	0.0071	0.007	True
$H_{(2)}$	0.005	0.0083	0.03	True
$H_{(3)}$	0.009	0.0100	0.045	True
$H_{(4)}$	0.013	0.0125	0.052	False
$H_{(5)}$	0.014	0.0167	0.052	False
$H_{(6)}$	0.015	0.0250	0.052	False
$H_{(7)}$	0.8	0.0500	0.8	False

Ошибок I рода: 1

Верных отвержений: 2



Гипотеза	$H_{(1)}$	$H_{(2)}$	$H_{(3)}$	$H_{(4)}$	$H_{(5)}$	$H_{(6)}$	$H_{(7)}$
Верность	Нет	Да	Нет	Да	Да	Нет	Да
p-value	0.001	0.005	0.009	0.013	0.014	0.015	0.8

Метод Бенджамини-Иекутиелли:

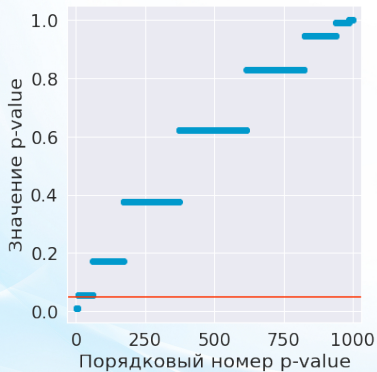
Гипотеза	p-value	α_j	p-value adj	Отвергаем?
$H_{(7)}$	0.8	0.0193	1.0	False
$H_{(6)}$	0.015	0.0165	0.045375	True
$H_{(5)}$	0.014	0.0138	0.045375	True
$H_{(4)}$	0.013	0.0110	0.045375	True
$H_{(3)}$	0.009	0.0083	0.045375	True
$H_{(2)}$	0.005	0.0055	0.045375	True
$H_{(1)}$	0.001	0.0028	0.01815	True

Ошибок I рода: 3

Верных отвержений: 3

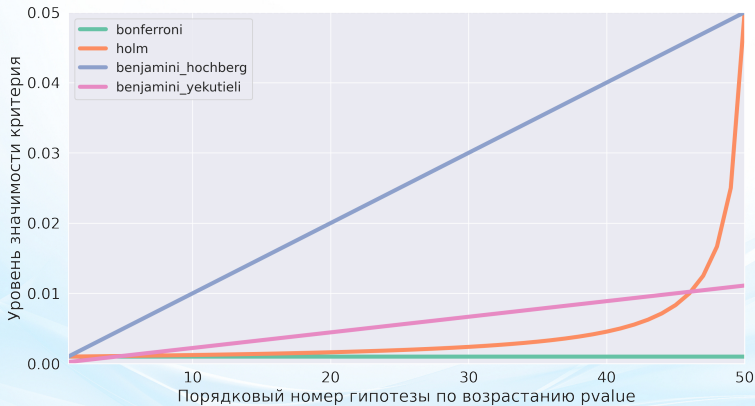


Поиск экстрасенсов





Сравнение методов МПГ





Реализация МПГ

```
statsmodels.stats.multitest.multipletests  
(pvals, alpha=0.05, method='hs',  
is_sorted=False, returnsorted=False)
```

- ▶ `pvals` — значения p-value по всем критериям
- ▶ `alpha` — желаемый уровень значимости
- ▶ `method`:
 - ▶ `bonferroni`
 - ▶ `sidak`
 - ▶ `fdr_bh`
 - ▶ `holm`
 - ▶ `holm-sidak`
 - ▶ `fdr_by`

Возвращает:

- ▶ `reject` — для отвергаемых гипотез True
- ▶ `pvals_corrected` — скорректированные p-value



Простой пример

Знакомая задача:

$$X_1, \dots, X_n \sim \mathcal{N}(\theta, 1)$$

$$H_0: \theta \geq 0 \text{ vs } H_1: \theta < 0$$

$$\text{PHMK: } S = \{x \in \mathbb{R} \mid \bar{x} \leq c_\alpha\}$$

Пусть теперь две одинаковые задачи с независимыми выборками:

$$X \sim \mathcal{N}(\theta_1, 1)$$

$$Y \sim \mathcal{N}(\theta_2, 1)$$

$$H_1: \theta_1 \geq 0 \text{ vs } H'_1: \theta_1 < 0$$

$$H_2: \theta_2 \geq 0 \text{ vs } H'_2: \theta_2 < 0$$

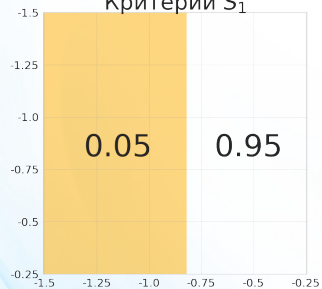
$$\text{Критерии: } S_1 = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid x \leq c_\alpha\}$$

$$S_2 = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid y \leq c_\alpha\}$$

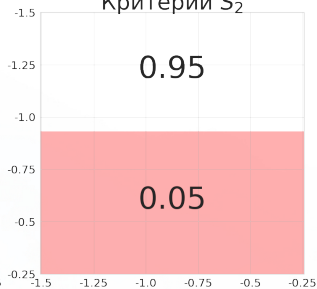
Частая ошибка: Выборки независимы \implies МПГ не нужна.



Критерий S_1



Критерий S_2

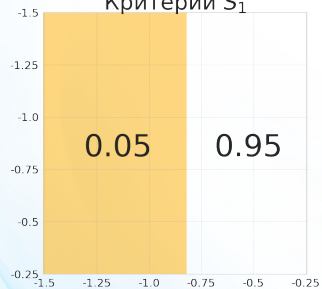


Критерии S_1 и S_2

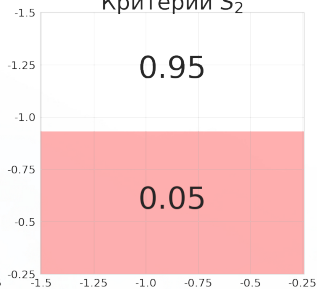




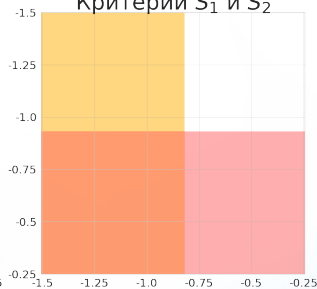
Критерий S_1

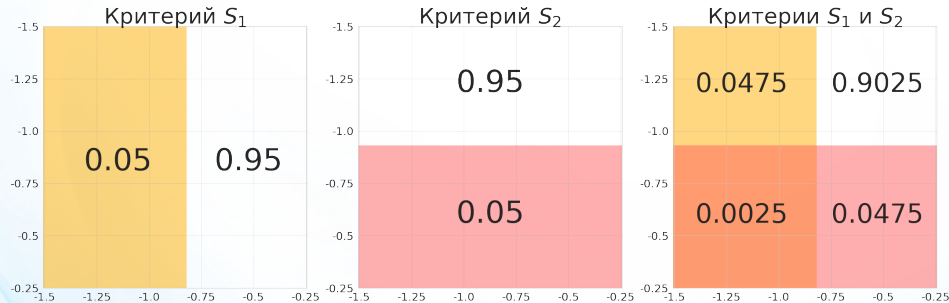


Критерий S_2



Критерии S_1 и S_2



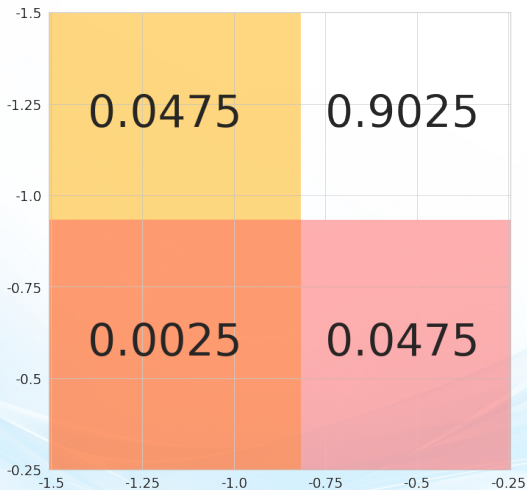


Вывод:

вероятность допустить хотя бы одну ошибку равна 0.0975, если обе основные гипотезы верны.



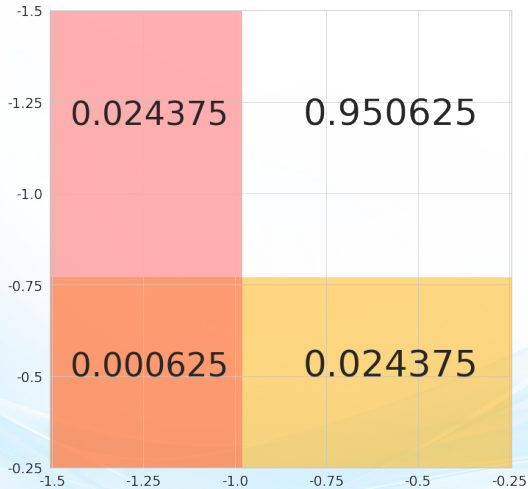
Сравнение: без корректировки



Вероятности указаны при справедливости H_1 и H_2 .



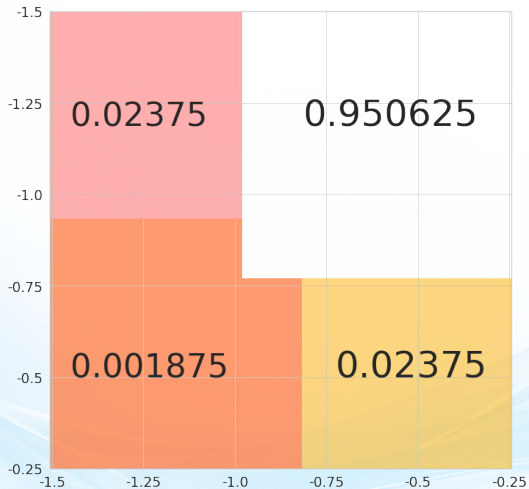
Сравнение: метод Бонферрони



Вероятности указаны при справедливости H_1 и H_2 .



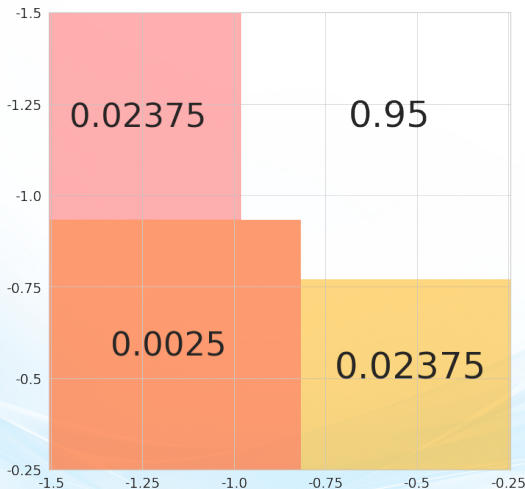
Сравнение: метод Холма



Вероятности указаны при справедливости H_1 и H_2 .



Сравнение: метод Бенджамини-Хохберга (не контр. FWER)



Вероятности указаны при справедливости H_1 и H_2 .



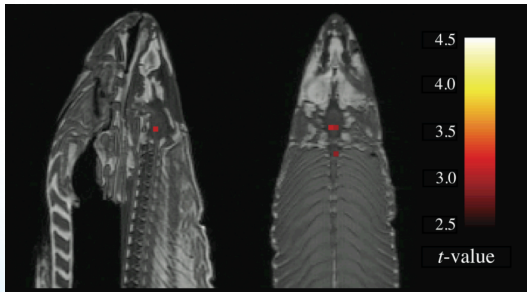
Какой подход использовать?

- ▶ При первичном анализе данных, при котором только происходит формулировка интересных гипотез, можно вообще не делать поправки на МПГ. При этом **всегда** нужно приводить информацию об общем количестве гипотез и количестве отвергнутых.
- ▶ При проведении исследований и отбора признаков для дальнейшего анализа, который обычно является более сложным и дорогим, следует применять методы, контролирующие **FDR**. Обычно берут $FDR \leq 0.1$.
- ▶ На этапе подтверждения выводов следует проводить строгий контроль за вероятностью ошибок первого рода, контролируя **FWER**. Обычно берут $FWER \leq 0.05$.



Удивительные открытия

2009 год. МРТ мозга мертвого самца лосося:



МРТ дает 3D-изображение на 130 000 вокселей.

Эксперимент: Лососю показывали фото и просили его пояснить, какие эмоции испытывают люди с картинки.

Обработка: Для каждого вокселя тестируется гипотеза о наличии активации этого участка мозга.



Удивительные открытия

Результат: Для каждой картинке для нескольких вокселей мозга p -value оказывалось меньше 0.001.

Вывод: мертвый лосось реагирует на фотки!!!

Авторы удостоились Шнобелевской премии (2012 год)
за открытие в области неврологии.

При применении МПГ лосось переставал на что-либо реагировать...

<http://prefrontal.org/files/posters/Bennett-Salmon-2009.pdf>



Neural correlates of interspecies perspective taking in the post-mortem Atlantic Salmon: An argument for multiple comparisons correction

Craig M. Bennett¹, Abigail A. Baird², Michael B. Miller¹, and George L. Wolford³

¹ Psychology Department, University of California Santa Barbara, Santa Barbara, CA; ² Department of Psychology, Vassar College, Poughkeepsie, NY;

³ Department of Psychological & Brain Sciences, Dartmouth College, Hanover, NH

INTRODUCTION

With the extreme dimensionality of functional neuroimaging data comes extreme risk for false positives. Across the 130,000 voxels in a typical fMRI volume the probability of a false positive is almost certain. Correction for multiple comparisons should be completed with these datasets, but is often

GLM RESULTS





ВСЁ!