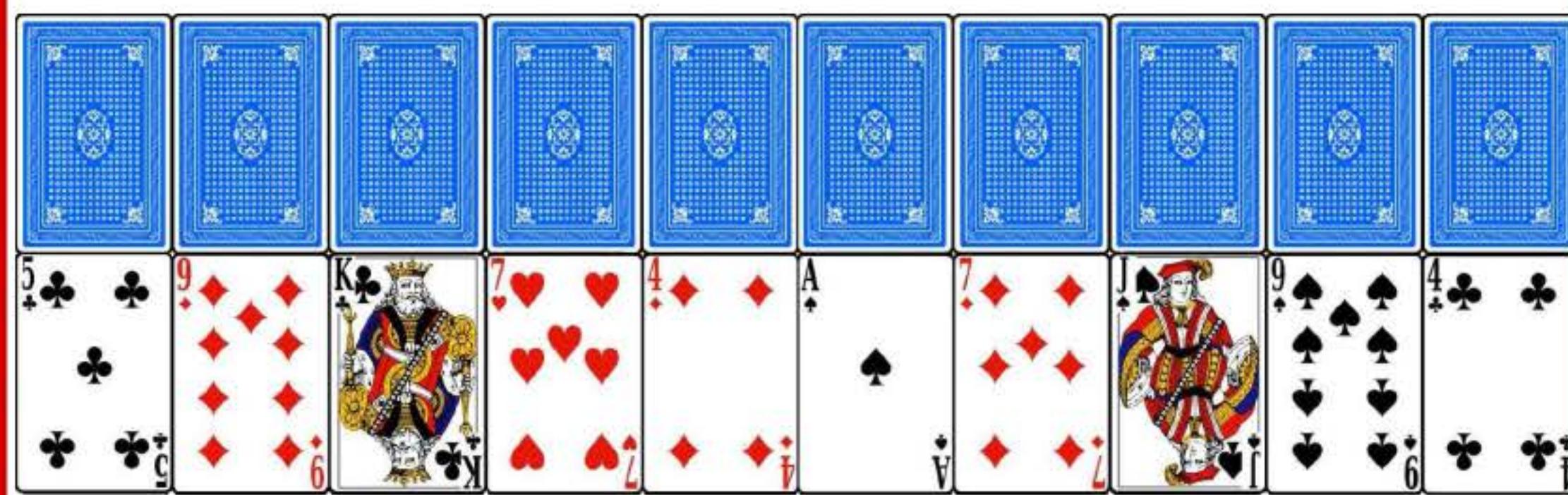


В ЧЁМ ПРОБЛЕМА?

ПОИСК ЭКСТРАСЕНСОВ

- › Джозеф Райн, 1950: исследования возможности экстрасенсорного восприятия. Первый этап — поиск эстрасенсов
- › Испытуемому предлагается угадать цвет 10 карт



ПОИСК ЭКСТРАСЕНСОВ

- › H_0 : испытуемый выбирает ответ наугад
- › H_1 : испытуемый может предсказывать цвета карт
- › Статистика t — число карт, цвета которых угаданы

$$P(t \geq 9 | H_0) = 11 \cdot \frac{1}{2}^{10} = 0.0107421875$$

ПОИСК ЭКСТРАСЕНСОВ

- › H_0 : испытуемый выбирает ответ наугад
- › H_1 : испытуемый может предсказывать цвета карт
- › Статистика t — число карт, цвета которых угаданы

$$P(t \geq 9 | H_0) = 11 \cdot \frac{1}{2}^{10} = 0.0107421875$$

т.е. при $t = 9$ получаем достигаемый уровень значимости $p \approx 0.01$ — можно отклонять H_0

ПОИСК ЭКСТРАСЕНСОВ

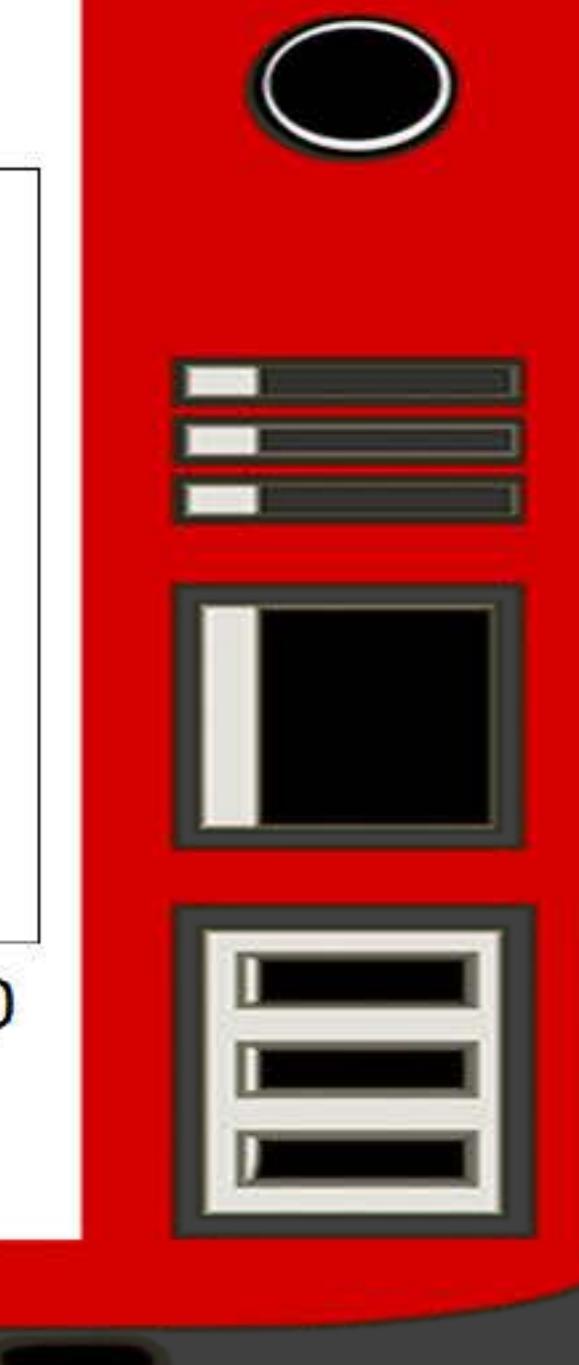
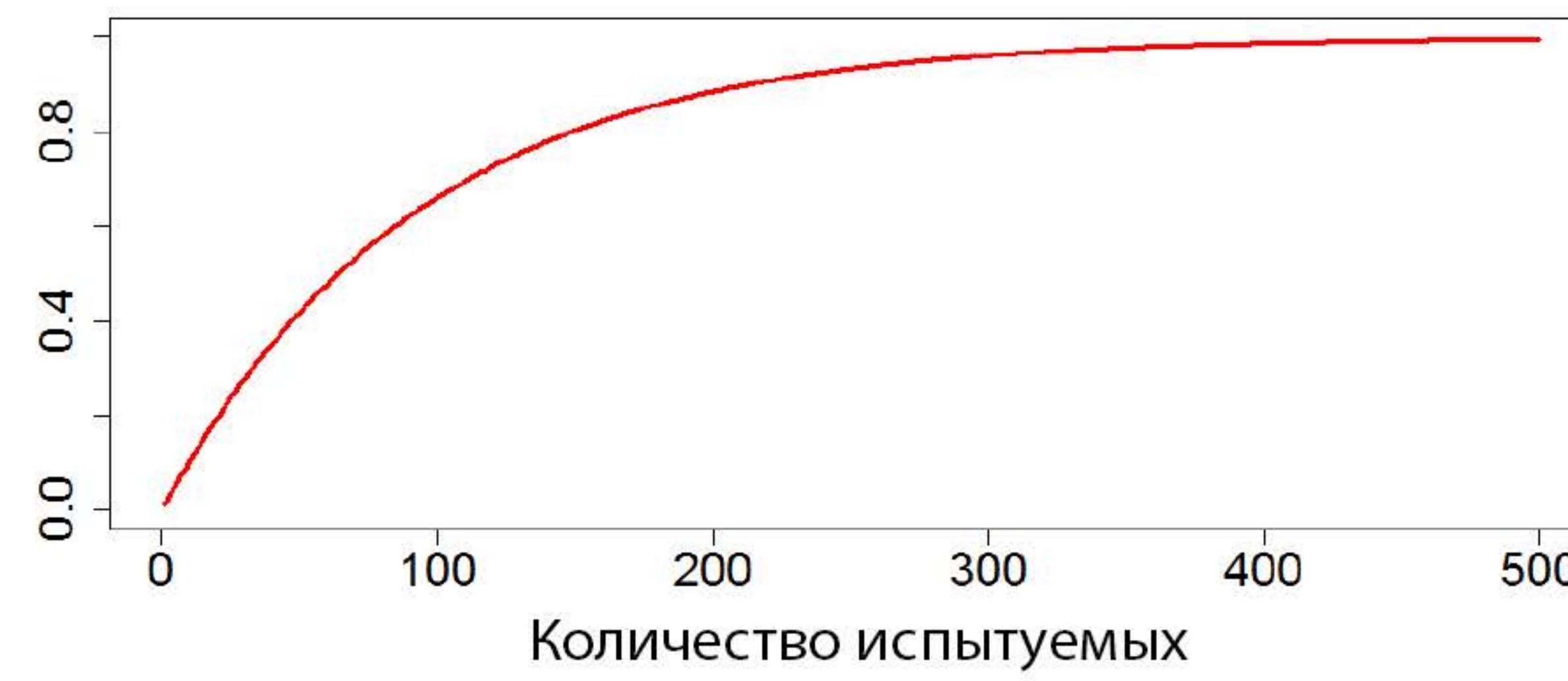


- › Процедуру отбора прошли 1000 человек
- › Девять из них угадали цвета 9 из 10 карт, двое — цвета всех 10 карт
- › Ни один в последующих экспериментах не подтвердил своих способностей

ПОИСК ЭКСТРАСЕНСОВ

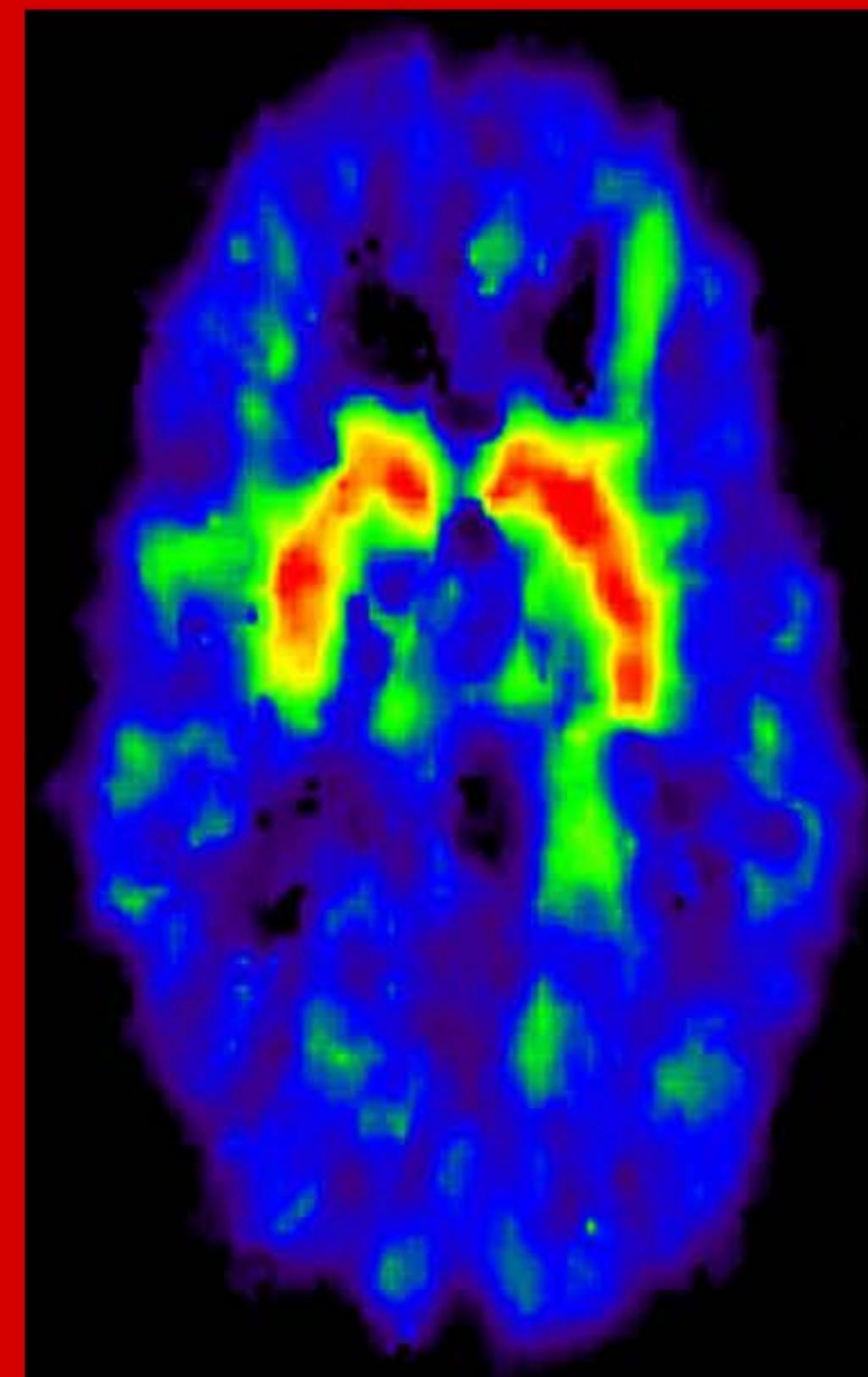
- › Вероятность того, что из 1000 человек хотя бы один случайно угадает цвета 9 или 10 из 10 карт:

$$1 - \left(1 - 11 \cdot \frac{1}{2}^{10} \right)^{1000} \approx 0.9999796$$

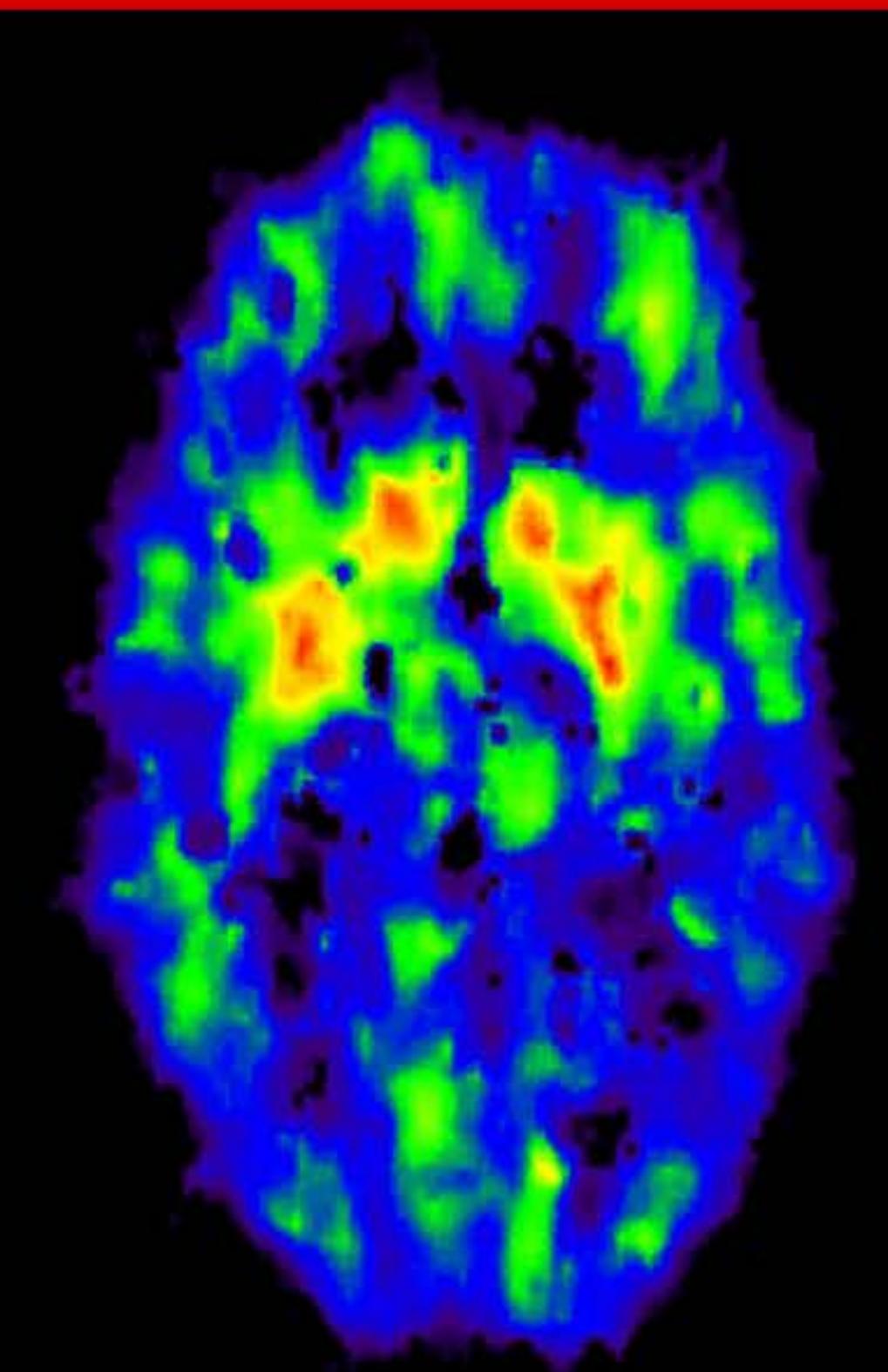


НЕЙРОНАУКА





Control Subject



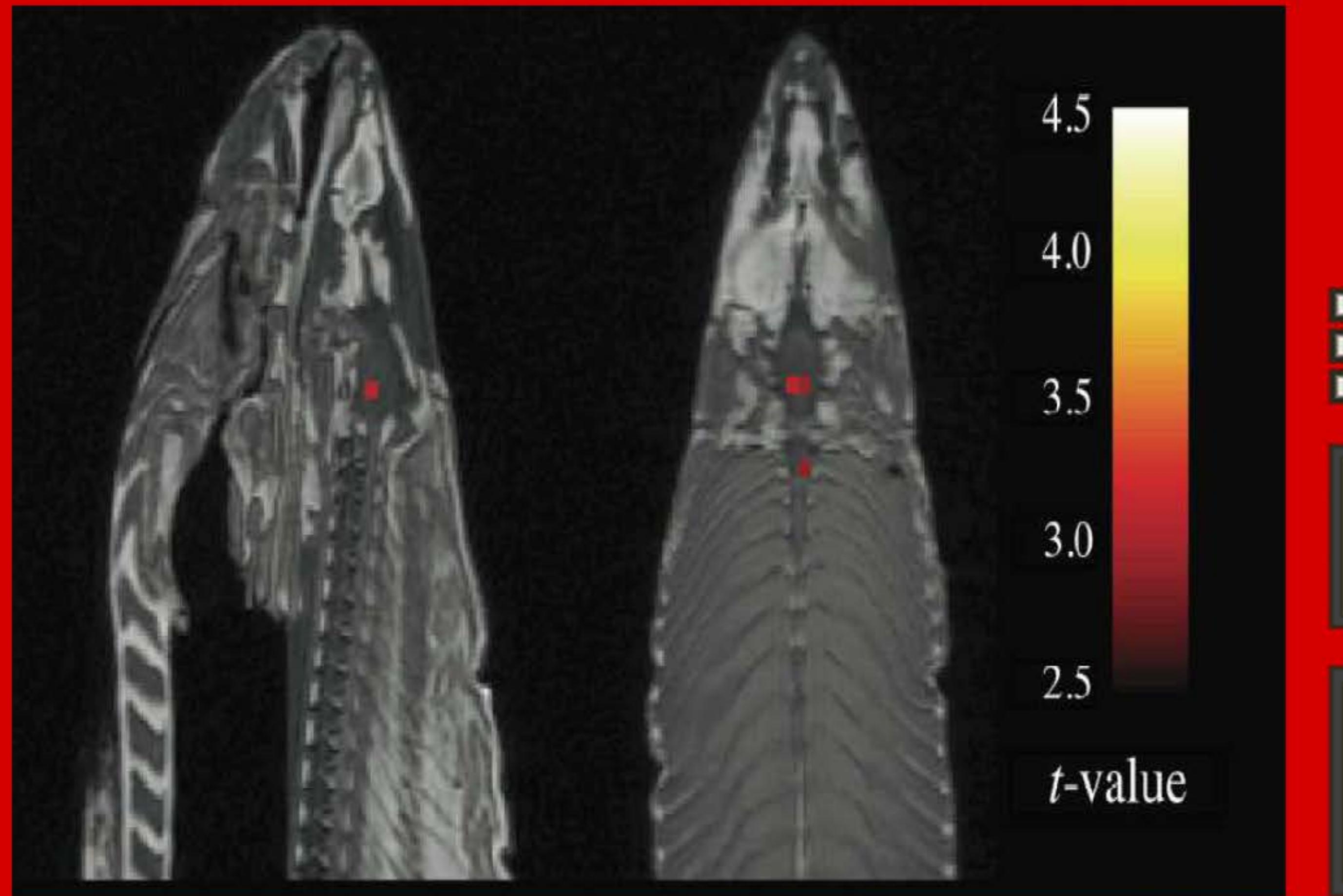
METH Abuser

← 30
← 0
ml/gm



МЁРТВЫЙ ЛОСОСЬ





ДАЛЕЕ В ПРОГРАММЕ



» Решаем проблему

ПОСТАНОВКА

ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ

выборка: $X^n = (X_1, \dots, X_n), X \sim P$

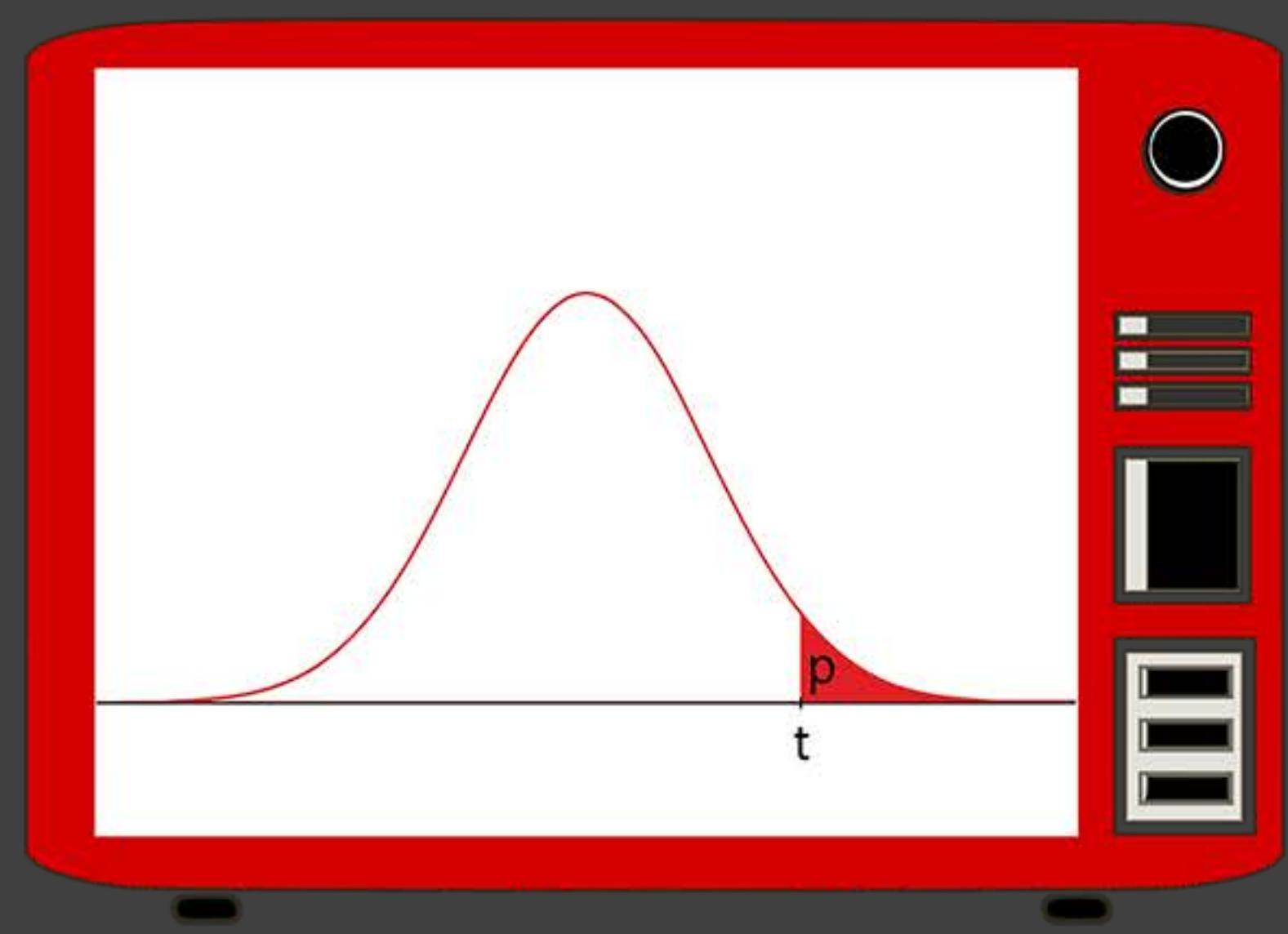
нулевая гипотеза: $H_0: P \in \omega$

альтернатива: $H_1: P \notin \omega$

статистика: $T(X^n)$

нулевое распределение: $F(x)$

- Достигаемый уровень значимости:
 $p = P(T \geq t | H_0).$
- При $p \leq \alpha$ гипотеза отвергается.



ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ

	H_0 верна	H_0 неверна
H_0 принимается	H_0 верно принята	Ошибка II
H_0 отвергается	Ошибка I рода	H_0 верно отвергнута

$$P(\text{ошибка I рода}) = P(T \geq t | H_0) \leq \alpha.$$

МНОЖЕСТВЕННАЯ ПРОВЕРКА

данные: $\mathbf{X} = \{X_1^{n_1}, \dots, X_m^{n_m}\}, \quad X_i \sim P_i$

нулевые гипотезы: $H_i: P_i \in \omega_i$

альтернативы: $H'_i: P_i \notin \omega_i$

статистики: $T_i = T(X_i^{n_i})$

» Достигаемые уровни значимости:

$$p_i, i = 1, \dots, m.$$

МНОЖЕСТВЕННАЯ ПРОВЕРКА

- » $M = \{1, 2, \dots, m\}$
- » $M_0 = \{i: H_i \text{ верна}\}, |M_0| = m_0$
- » $R = \{i: H_i \text{ отвергнута}\}, |R| = R$
- » $V = |M_0 \cap R|$ — число ошибок первого рода.

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	U	T	$m - R$
# отвергнутых H_i	V	S	R
Σ	m_0	$m - m_0$	m

МНОЖЕСТВЕННАЯ ПРОВЕРКА

- › $V = |\mathbf{M}_0 \cap \mathbf{R}|$ — число ошибок первого рода.
- › Надо что-то делать с V .

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	U	T	$m - R$
# отвергнутых H_i	V	S	R
Σ	m_0	$m - m_0$	m

ДАЛЕЕ В ПРОГРАММЕ

- » Что-то делаем с V

FWER. ПОПРАВКА БОНФЕРРОНИ

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	U	T	$m - R$
# отвергнутых H_i	V	S	R
Σ	m_0	$m - m_0$	m

- Групповая вероятность ошибки первого рода (familywise error rate):

$$\text{FWER} = P(V > 0).$$

- Контроль над FWER на уровне α :

$$\text{FWER} = P(V > 0) \leq \alpha.$$

- Как этого добиться?

- » Контроль над FWER на уровне α :

$$\text{FWER} = P(V > 0) \leq \alpha.$$

- » Как этого добиться?
 - » $\alpha_1, \dots, \alpha_m$ — уровни значимости для H_1, \dots, H_m .
Задача — выбрать их так, чтобы обеспечить
 $\text{FWER} \leq \alpha$.

ПОПРАВКА БОНФЕРРОНИ

- » Метод Бонферрони:

$$\alpha_1 = \dots = \alpha_m = \frac{\alpha}{m}.$$

- » Альтернативный вид — переход к модифицированным достижаемым уровням значимости:

$$\tilde{p}_i = \min(1, mp_i).$$

- » H_i отвергается при $\tilde{p}_i \leq \alpha$.

ПОПРАВКА БОНФЕРРОНИ

» Теорема

Если $H_i, i = 1, \dots, m$, отвергаются при
 $p_i \leq \alpha/m$, то FWER $\leq \alpha$.

ПОПРАВКА БОНФЕРРОНИ

» Доказательство.

$$\begin{aligned} \text{FWER} &= \text{P}(V > 0) = \text{P}\left(\bigcup_{i=1}^{m_0} \left\{ p_i \leq \frac{\alpha}{m} \right\}\right) \leq \\ &\leq \sum_{i=1}^{m_0} \text{P}\left(p_i \leq \frac{\alpha}{m}\right) \leq \\ &\leq \sum_{i=1}^{m_0} \frac{\alpha}{m} = \frac{m_0}{m} \alpha \leq \alpha. \end{aligned}$$

МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

- » 50 выборок из $N(1, 1)$ и 150 — из $N(0, 1)$,
 $n = 20$.
 $H_i: \mathbb{E}X_i = 0$, $H'_i: \mathbb{E}X_i \neq 0$, критерий Стьюдента.
- » Без поправок:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	142	0	142
# отвергнутых H_i	8	50	58
Σ	150	50	200

МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

› Без поправок:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	142	0	142
# отвергнутых H_i	8	50	58
Σ	150	50	200

› Бонферрони:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	150	27	177
# отвергнутых H_i	0	23	23
Σ	150	50	200

- › FWER
- › Поправка Бонферрони — просто применять, работает всегда, но мощность низкая
- › Далее: метод Холма для контроля FWER

FWER. МЕТОД ХОЛМА

$$\text{FWER} = P(V > 0) \leq \alpha$$

$\alpha_1, \dots, \alpha_m$ — уровни значимости для H_1, \dots, H_m .

› Задача — выбрать их так, чтобы обеспечить

$\text{FWER} \leq \alpha$.

› Метод Бонферрони:

$$\alpha_1 = \dots = \alpha_m = \frac{\alpha}{m}$$

-
- » Задача — выбрать их так, чтобы обеспечить $\text{FWER} \leq \alpha$.
 - » Метод Бонферрони:
$$\alpha_1 = \dots = \alpha_m = \frac{\alpha}{m}$$
 - » Можно сделать лучше, если α_i брать разными.

- Вариационный ряд достигаемых уровней значимости:

$$p_{(1)} \leq p_{(2)} \leq \dots \leq p_{(m)}$$

- $H_{(1)}, H_{(2)}, \dots, H_{(m)}$ — соответствующие гипотезы.
- Если $p_{(1)} \geq \alpha_1$, принять все нулевые гипотезы $H_{(1)}, H_{(2)}, \dots, H_{(m)}$ и остановиться; иначе отвергнуть $H_{(1)}$ и продолжить.

НИСХОДЯЩИЕ МЕТОДЫ

- ▶ Если $p_{(1)} \geq \alpha_1$, принять все нулевые гипотезы $H_{(1)}, H_{(2)}, \dots, H_{(m)}$ и остановиться; иначе отвергнуть $H_{(1)}$ и продолжить.
- ▶ Если $p_{(2)} \geq \alpha_2$, принять все нулевые гипотезы $H_{(2)}, H_{(3)}, \dots, H_{(m)}$ и остановиться; иначе отвергнуть $H_{(2)}$ и продолжить.
- ▶ ...

НИСХОДЯЩИЕ МЕТОДЫ

- › Процедура называется нисходящей, потому что гипотезы проверяются по убыванию значимости.

- » Метод Холма — нисходящая процедура со следующими уровнями значимости:

$$\alpha_1^* = \frac{\alpha}{m}, \alpha_2^* = \frac{\alpha}{m-1}, \dots, \alpha_i^* = \frac{\alpha}{m-i+1}, \dots, \alpha_m^* = \alpha$$

- » Метод обеспечивает безусловный контроль над FWER на уровне α .

- » Модифицированные достижимые уровни значимости:

$$\tilde{p}_{(i)} = \min \left(1, \max \left((m - i + 1) p_{(i)}, \tilde{p}_{(i-1)} \right) \right)$$

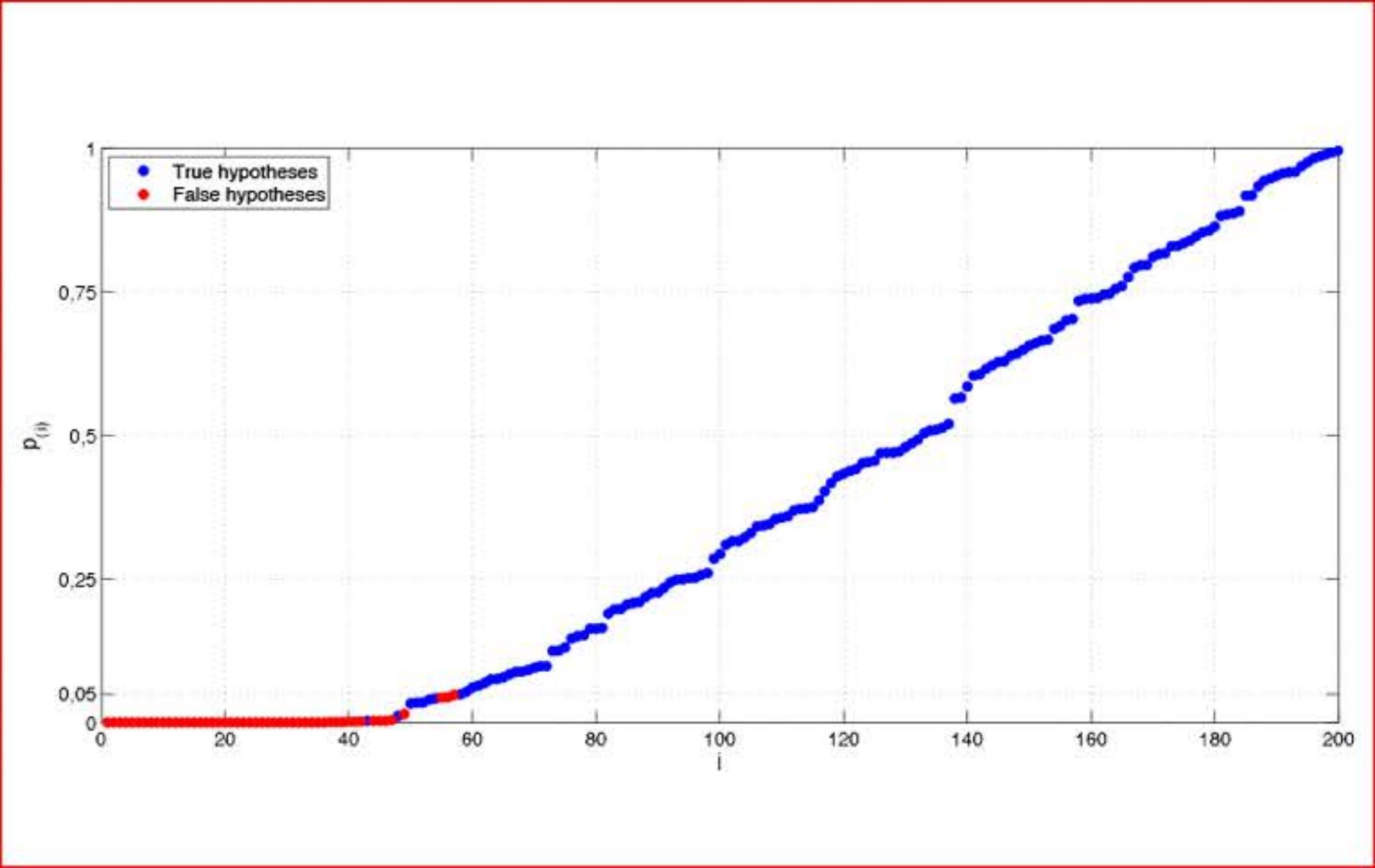
МЕТОД ХОЛМА

- » Метод всегда мощнее поправки Бонферрони, потому что его α_i всегда не меньше.

МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ



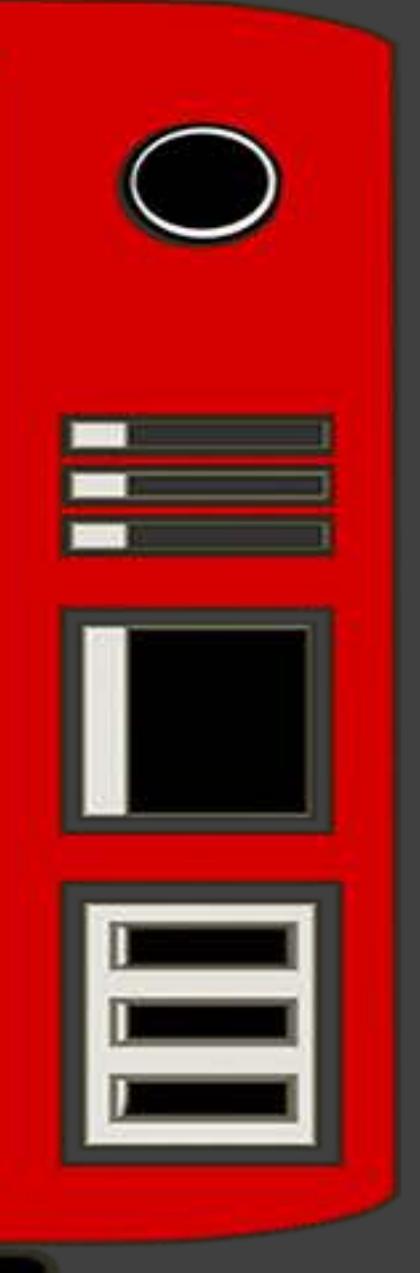
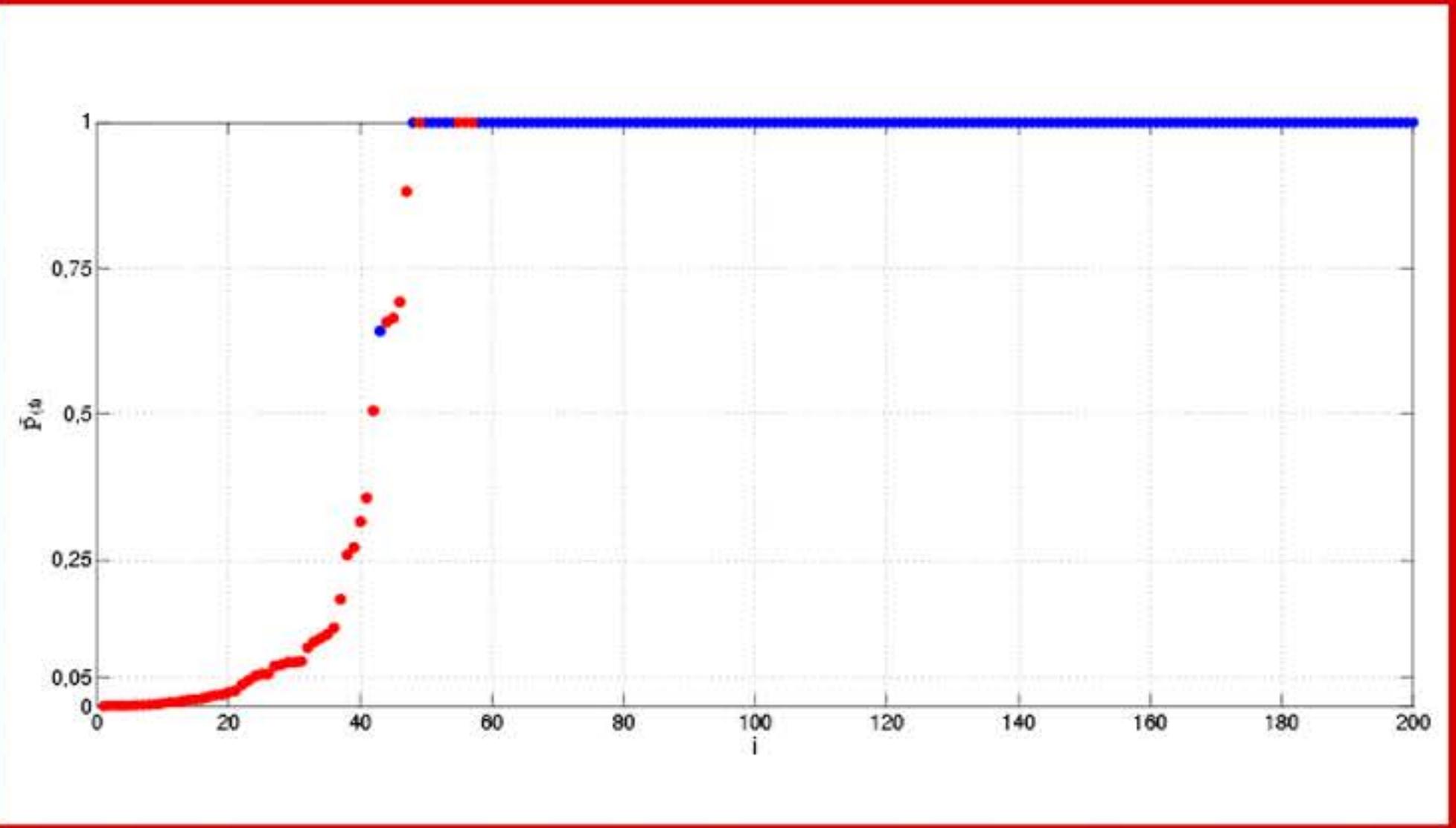
- » Отсортированные достижимые уровни значимости:



МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

- » $\tilde{p}_{(i)}$, метод Бонферрони:

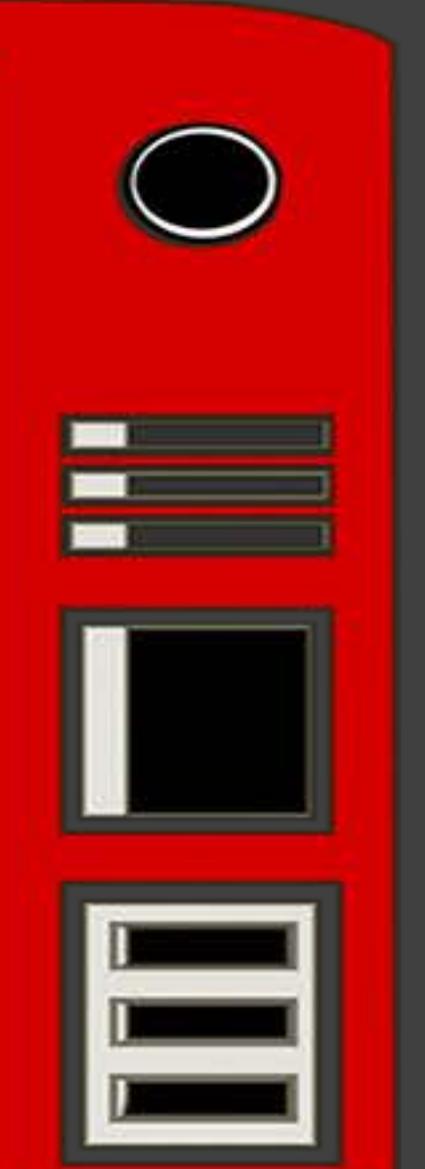
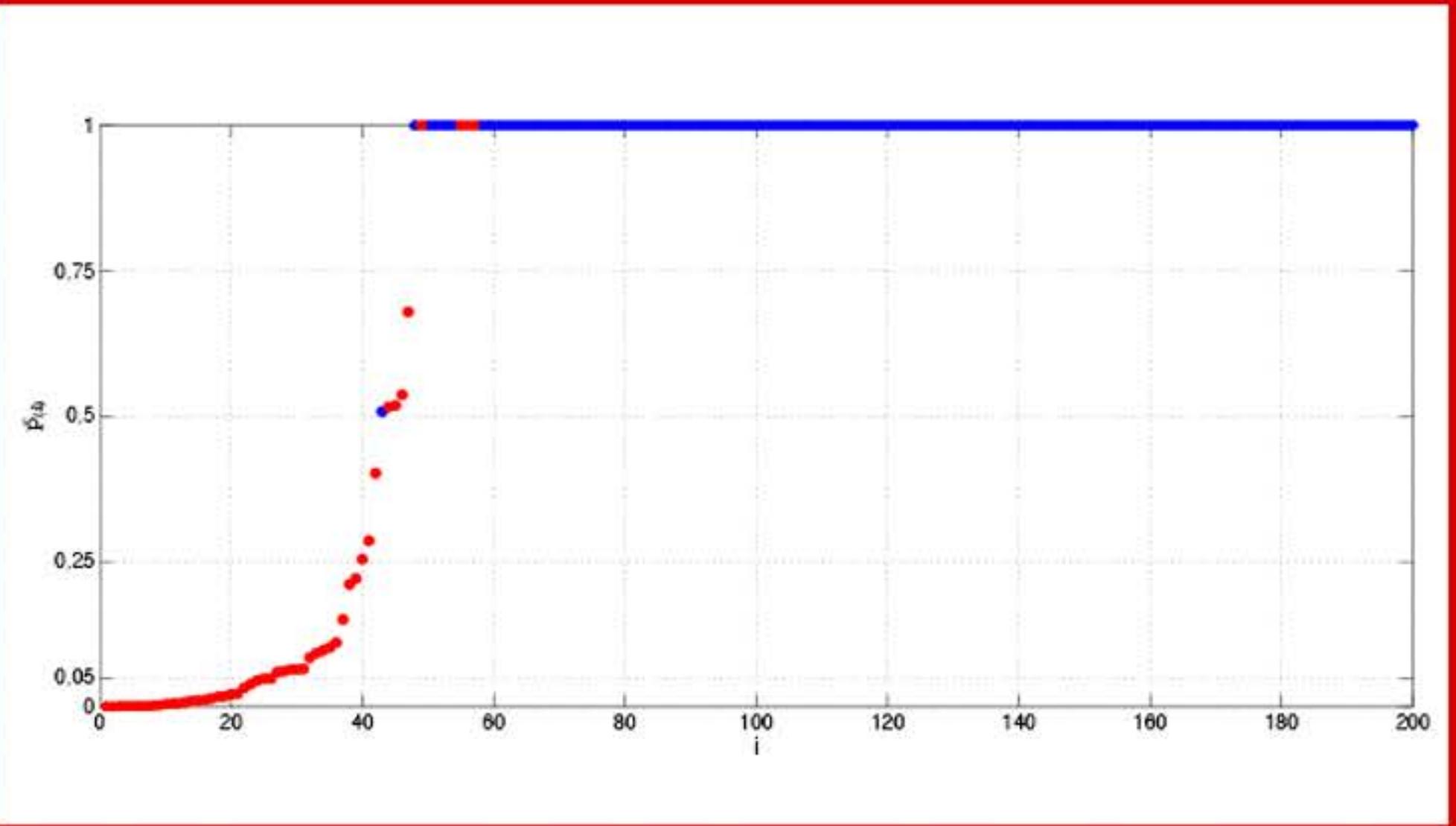
	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	150	27	177
# отвергнутых H_i	0	23	23
Σ	150	50	200



МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

- » $\tilde{p}_{(i)}$, метод Холма:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	150	24	174
# отвергнутых H_i	0	26	26
Σ	150	50	200



МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

› Бонферрони:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	150	27	177
# отвергнутых H_i	0	23	23
Σ	150	50	200

› Холм:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	150	24	174
# отвергнутых H_i	0	26	26
Σ	150	50	200

- › Метод Холма — немного сложнее, но всегда лучше поправки Бонферрони, работает всегда
- › Далее: FDR

FDR. МЕТОД БЕНДЖАМИНИ-ХОХБЕРГА

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	U	T	$m - R$
# отвергнутых H_i	V	S	R
Σ	m_0	$m - m_0$	m

- Групповая вероятность ошибки первого рода
(familywise error rate):

$$\text{FWER} = P(V > 0)$$

- Групповая вероятность ошибки первого рода (familywise error rate):

$$\text{FWER} = P(V > 0)$$

- Ожидаемая доля ложных отклонений (false discovery rate):

$$\text{FDR} = \mathbb{E} \left(\frac{V}{\max(R, 1)} \right)$$

-
- » Для любой процедуры множественной проверки гипотез $\text{FDR} \leq \text{FWER}$.

- » Вариационный ряд достигаемых уровней значимости:

$$p_{(1)} \leq p_{(2)} \leq \dots \leq p_{(m)}$$

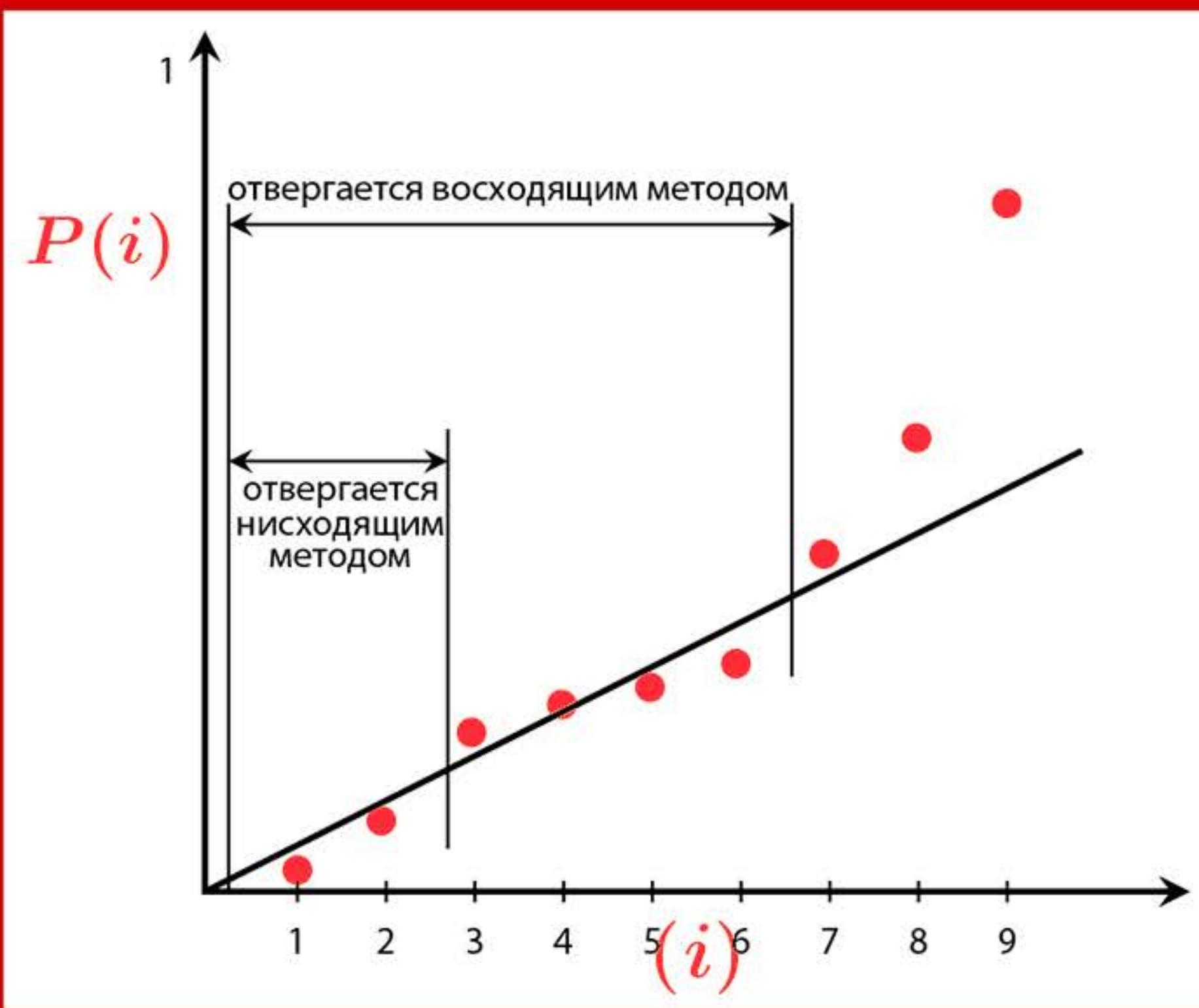
$H_{(1)}, H_{(2)}, \dots, H_{(m)}$ — соответствующие гипотезы

- Если $p_{(m)} \leq \alpha_m$, отвергнуть все нулевые гипотезы $H_{(1)}, H_{(2)}, \dots, H_{(m)}$ и остановиться; иначе принять $H_{(m)}$ и продолжить.

- ▶ Если $p_{(m)} \leq \alpha_m$, отвергнуть все нулевые гипотезы $H_{(1)}, H_{(2)}, \dots, H_{(m)}$ и остановиться; иначе принять $H_{(m)}$ и продолжить.
- ▶ Если $p_{(m-1)} \leq \alpha_{m-1}$, отвергнуть все нулевые гипотезы $H_{(1)}, H_{(2)}, \dots, H_{(m-1)}$ и остановиться; иначе принять $H_{(m-1)}$ и продолжить.
- ▶ ...

ВОСХОДЯЩИЕ МЕТОДЫ

- › Восходящая процедура всегда отвергает не меньше гипотез, чем нисходящая с теми же α_i :



МЕТОД БЕНДЖАМИНИ-ХОХБЕРГА

- » Метод Бенджамини-Хохберга — восходящая процедура со следующими уровнями значимости:

$$\alpha_1 = \frac{\alpha}{m}, \dots, \alpha_i = \frac{\alpha i}{m}, \dots, \alpha_m = \alpha$$

- » Модифицированные достижимые уровни значимости:

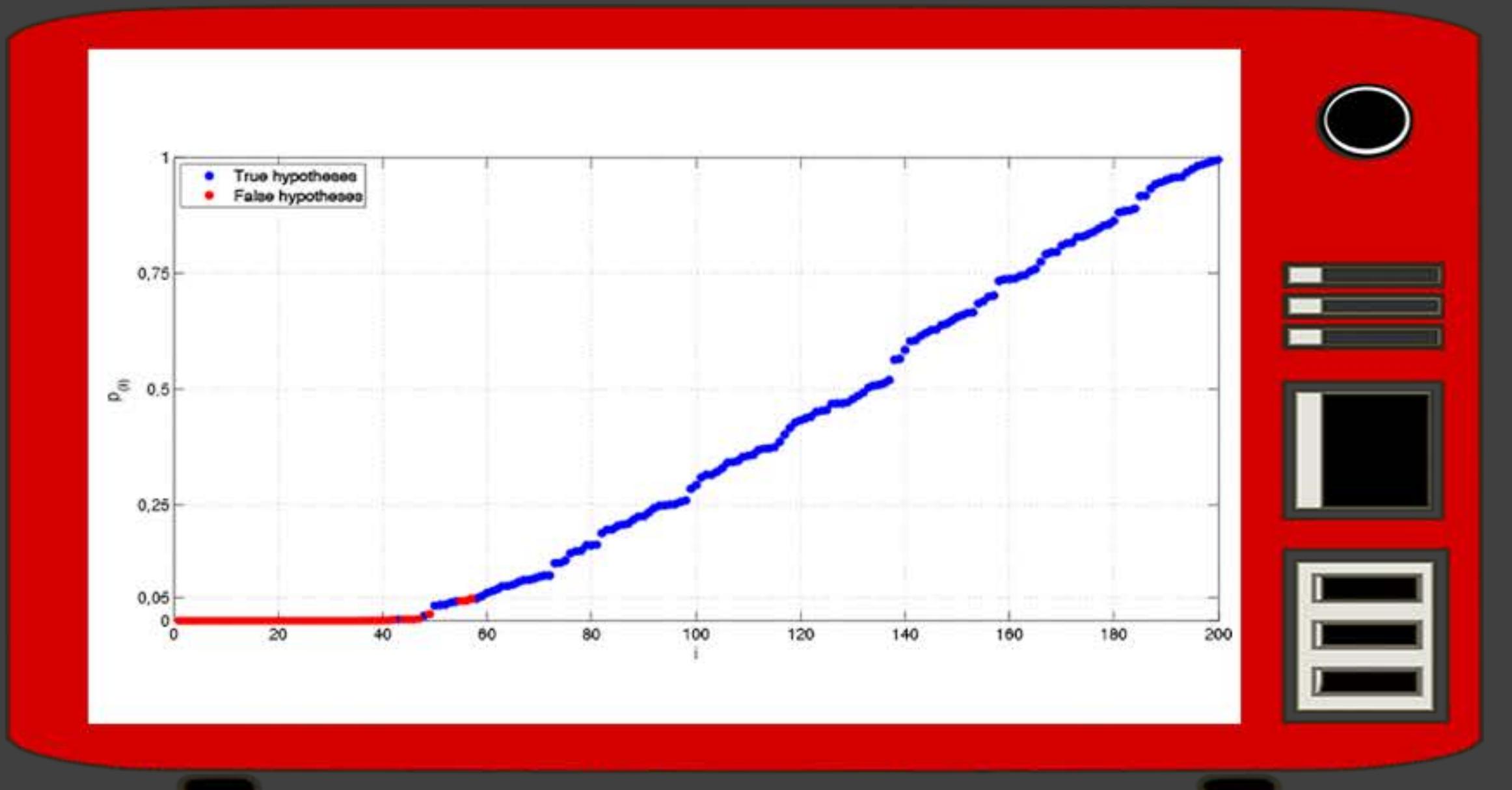
$$\tilde{p}_{(i)} = \min \left(1, \frac{mp_{(i)}}{i}, \tilde{p}_{(i+1)} \right)$$

МЕТОД БЕНДЖАМИНИ-ХОХБЕРГА

- » Метод обеспечивает контроль над **FDR** на уровне α при условии, что проверяющие гипотезы статистики независимы.

МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

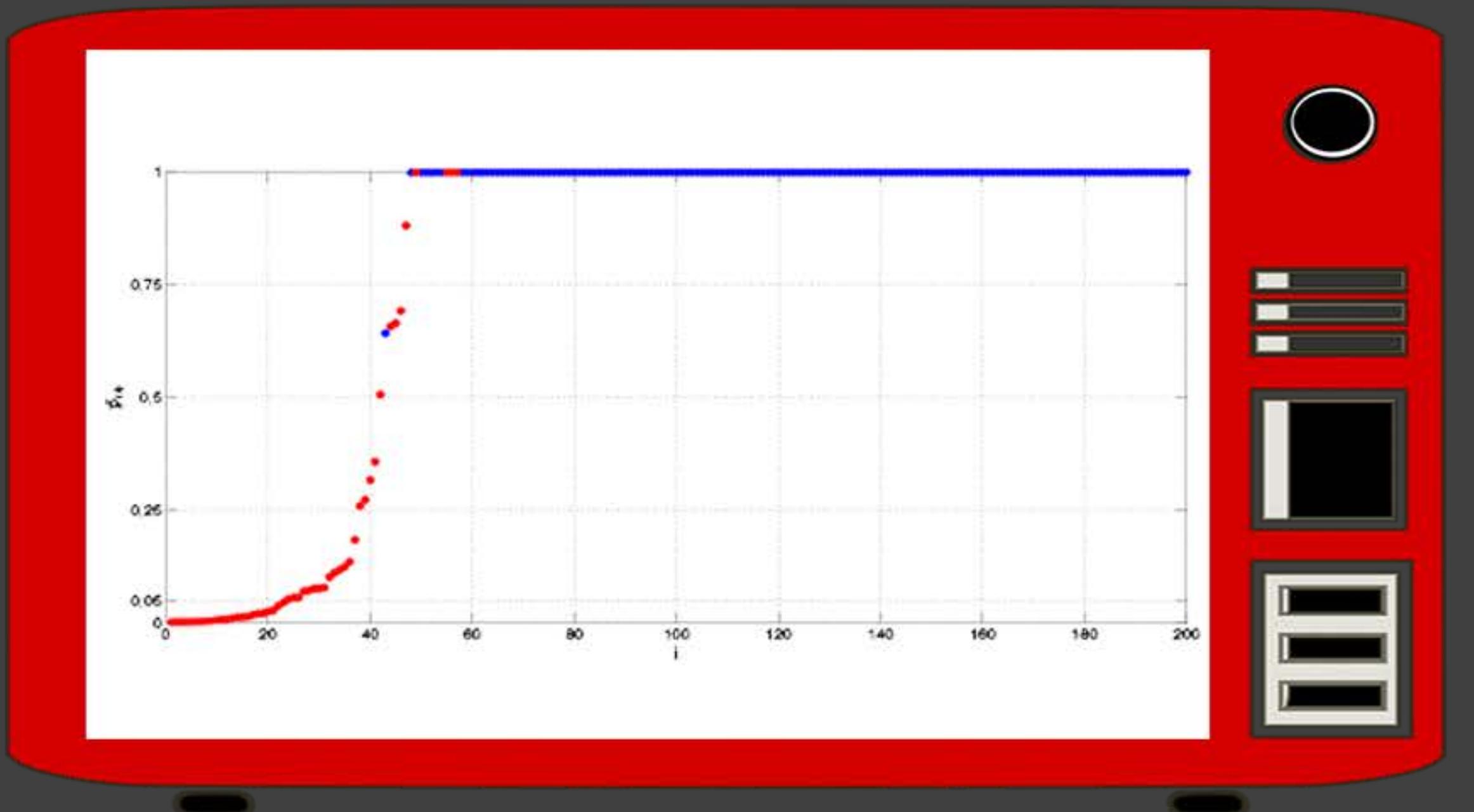
- » Отсортированные достижимые уровни значимости:



МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

- » $\tilde{p}_{(i)}$, метод Холма:

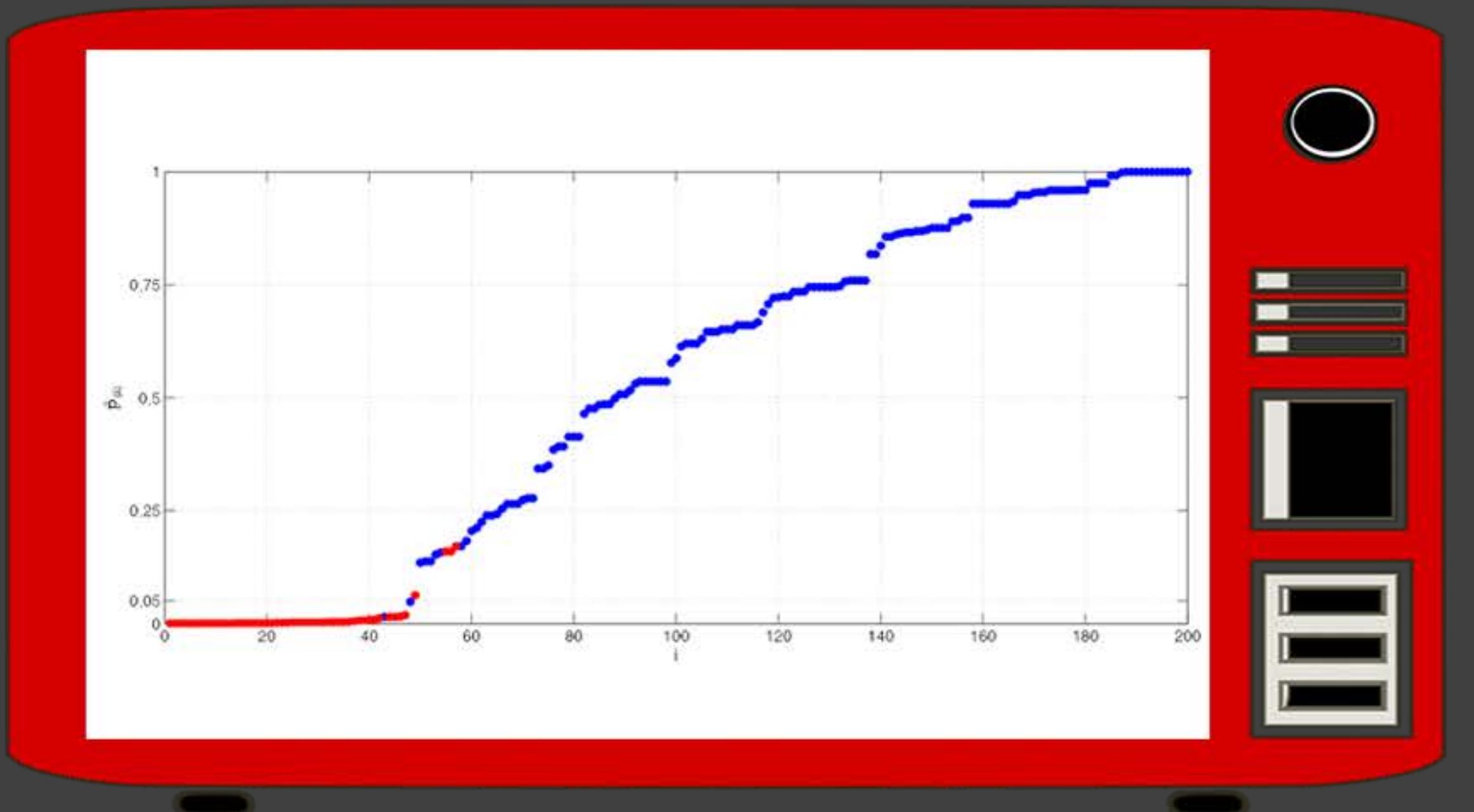
	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	150	24	174
# отвергнутых H_i	0	26	26
Σ	150	50	200



МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

- » $\tilde{p}_{(i)}$, метод Бенджамини-Хохберга:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	148	4	152
# отвергнутых H_i	2	46	48
Σ	150	50	200



МОДЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

» Холм:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	150	24	174
# отвергнутых H_i	0	26	26
Σ	150	50	200

» Бенджамини-Хохберг:

	# верных H_i	# неверных H_i	Σ
# принятых H_i	148	4	152
# отвергнутых H_i	2	46	48
Σ	150	50	200

- › Контролируя FDR вместо FWER , мы позволяем больше ошибок I рода и отвергаем больше гипотез
- › Метод Бенджамини-Хохберга работает не всегда, но используется повсеместно
- › Далее: анализ подгрупп

АНАЛИЗ ПОДГРУП

ПОДГРУППЫ

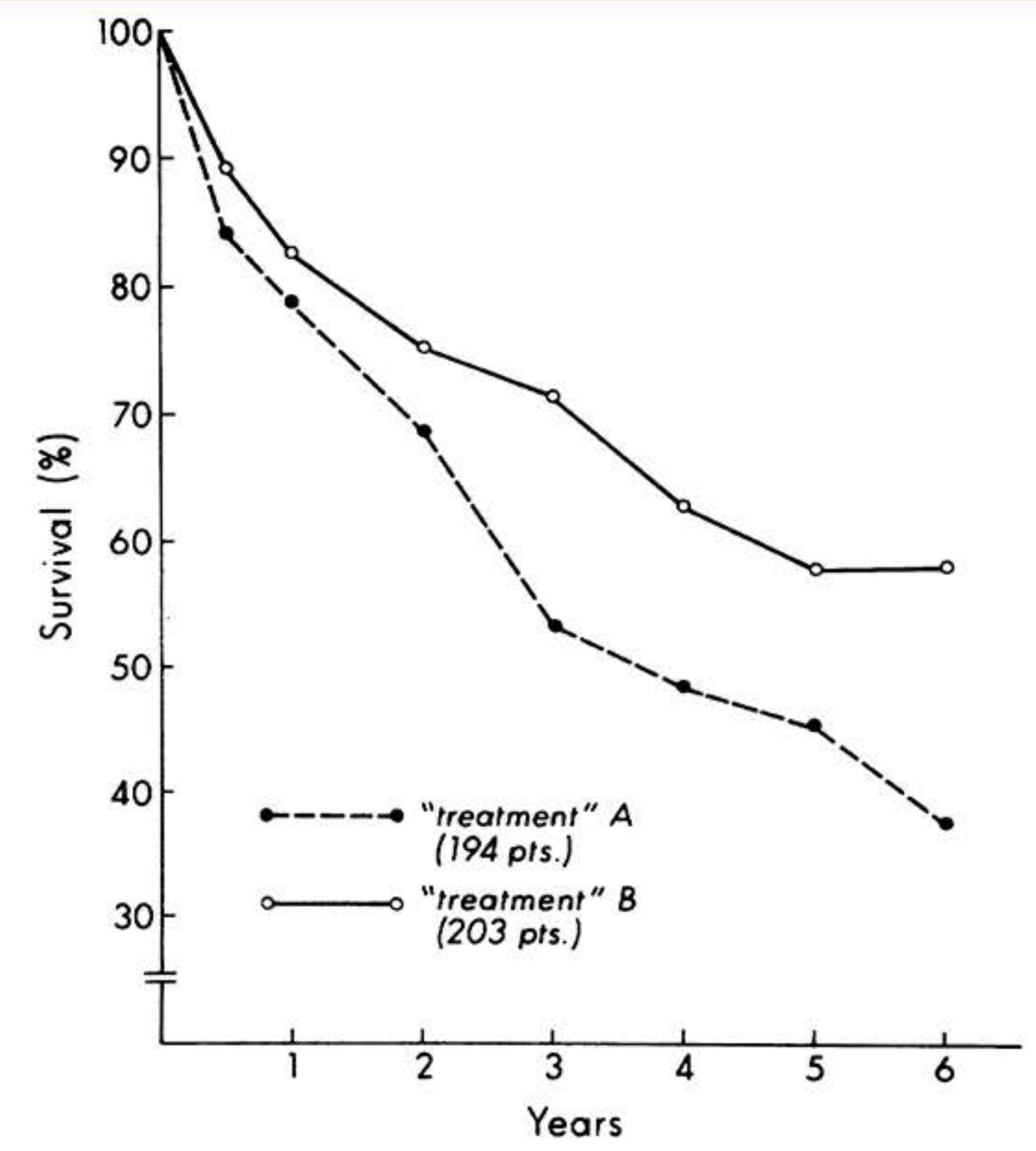
- › 1073 пациента с ишемической болезнью сердца были разделены на две группы по типу лечения. Исследовалась выживаемость пациентов.
- › Важные факторы, влияющие на выживаемость, — число поражённых артерий (1, 2, 3) и тип сокращений левого желудочка (нормальный, аномальный).

- Важные факторы, влияющие на выживаемость, — число поражённых артерий (1, 2, 3) и тип сокращений левого желудочка (нормальный, аномальный).

- Для одной из шести подгрупп были обнаружены значимые различия в выживаемости пациентов первого и второго типов.

ПОДГРУППЫ





- Исследовалась связь потребления кофеина и рака груди, всего около 50 подгрупп. Показано, что:
 - ▶ употребление ≥ 4 чашек кофе в день связано с увеличением риска злокачественного рака груди ($p = 0.08$)

- Исследовалась связь потребления кофеина и рака груди, всего около 50 подгрупп. Показано, что:
 - ▶ потребление кофеина связано с увеличением риска возникновения эстроген- и прогестерон-независимых опухолей и опухолей больше 2 см ($p = 0.02$ и $p = 0.02$)

ПОДГРУППЫ

- Исследовалась связь потребления кофеина и рака груди, всего около 50 подгрупп. Показано, что:
 - ▶ потребление кофе без кофеина связано со снижением риска рака груди у женщин в постменопаузе, принимающих гормоны ($p = 0.02$)

ПОДГРУППЫ

» (Гален, II в. н.э.): “Все больные, принявшие это средство, вскоре выздоровели, за исключением тех, кому оно не помогло — они умерли. Отсюда очевидно, что это средство помогает во всех случаях, кроме безнадежных.”

МУТАЦИИ

	Контроль (100)	Больные (100)	p
Мутация	1 из 100	8 из 100	0.0349
Фамилия начинается с гласной	36 из 100	40 из 100	0.6622

➤ Бонферрони, Холм, Бенджамини-Хохберг:

$$p_1 \text{ сравнивается с } \frac{0.05}{2} = 0.025$$

МУТАЦИИ

	Контроль (100)	Больные (100)	<i>p</i>
Мутация	1 из 100	8 из 100	0.0349
Фамилия начинается с гласной	36 из 100	40 из 100	0.6622

- Лучшее решение проблемы множественной проверки гипотез — проверять меньше гипотез.

- › При анализе подгрупп нужно делать поправку на множественную проверку
- › Чем меньше гипотез, тем меньше боли