Прикладной статистический анализ данных.
5. Дисперсионный анализ.

Рябенко Евгений
riabenko.e@gmail.com

I/2015

Разновидности дисперсионного анализа (ANOVA)

- По числу факторов: однофакторный (one-way), двухфакторный (two-way) и т. д.
- По типу выборок: независимые (between-subjects), связанные (within-subjects, repeated measurements).
- По типу альтернативы: общая, тренда.
- По типу эффектов: случайные (random-effects), фиксированные (fixed-effects).
- По типу уровней факторов: независимые, вложенные (nested), с болтающимся контролем (dangling control group), латинский квадрат (latin square).
- По используемым предположениям: нормальный, непараметрический.
- По объёму выборок: одинаковый (balanced), различный (unbalanced).

Однофакторный дисперсионный анализ

Пусть имеется K выборок:

$$X^N = X_1^{n_1} \bigcup X_2^{n_2} \bigcup \ldots \bigcup X_K^{n_K}, \quad N = \sum_{i=1}^{K} n_i.$$

Эквивалентная запись в виде псевдотаблицы:
фактор $f\colon X \to \{1, \ldots, K\}$

f	1	$\ldots$	k	$\ldots$	K
X^N	X_{11} $\vdots$ X_{1n_1}	$\ldots$	X_{k1} $\vdots$ X_{kn_k}	$\ldots$	X_{K1} $\vdots$ X_{Kn_K}

Задача: проверить гипотезу об отсутствии влияния фактора f на среднее значение признака X, то есть, о равенстве средних значений K выборок.

Однофакторный дисперсионный анализ

Идея: рассмотрим две компоненты разброса значений X_{ki} относительно глобального среднего $\bar{X}$:

$$X_{ki} - \bar{X} = \left(X_{ki} - \bar{X}_k\right) + \left(\bar{X}_k - \bar{X}\right),$$

где $\bar{X}_k$ — среднее в k-й выборке.

Возведём в квадрат и просуммируем:

$$\sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{n_k}\left(X_{ki} - \bar{X}\right)^2 = \sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{n_k}\left(X_{ki} - \bar{X}_k\right)^2 + \sum_{k=1}^{K} n_k\left(\bar{X}_k - \bar{X}\right)^2,$$

$$SS_{total} = SS_{wg} + SS_{bg}.$$

Если средние в группах значительно отличаются, преобладает вторая компонента, если же они одинаковы — первая.

Однофакторный дисперсионный анализ

Линейная модель:

$$X_{ki} = \mu + \alpha_k + \varepsilon_{ki},$$

$i = 1, \dots, n_k, \; k = 1, \dots, K.$

μ — глобальное среднее значение признака X,
α_k — отклонение от μ, вызванное влиянием k-го уровня фактора f,
ε_{ki} — случайные независимые одинаково распределённые ошибки.

Средние значения X во всех K выборках одинаковы $\Leftrightarrow \alpha_1 = \dots = \alpha_K$.

Критерий Фишера

выборки: $X^N = X_1^{n_1} \bigcup \ldots \bigcup X_K^{n_K}$;

нулевая гипотеза: $H_0\colon \alpha_1 = \dots = \alpha_K$;

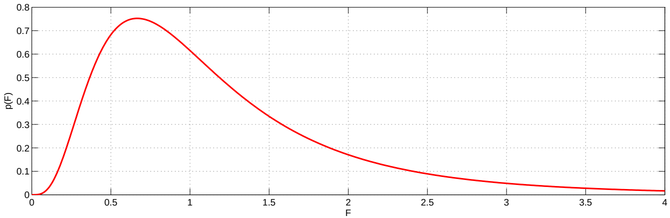
альтернатива: $H_1\colon H_0$ неверна;

статистика: $F\left(X^N\right) = \frac{SS_{bg}/(K-1)}{SS_{wg}/(N-K)}$,

$$SS_{bg} = \sum_{k=1}^{K} n_k \left(\bar{X}_k - \bar{X}\right)^2,$$

$$SS_{wg} = \sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{n_k} \left(X_{ki} - \bar{X}_k\right)^2,$$

$F\left(X^N\right) \sim F(K-1, N-K)$ при H_0.



Критерий Фишера

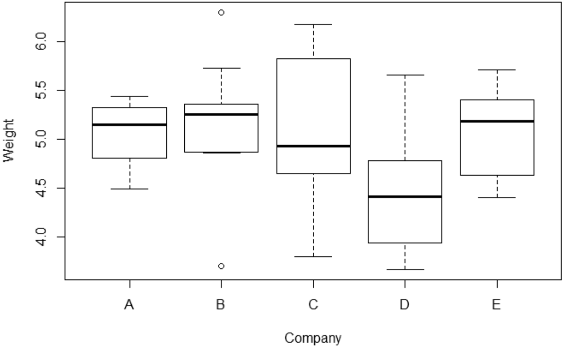
Предположения метода:

1. выборочные распределения средних значений признака во всех группах нормальны;
2. дисперсия значений признака во всех группах одинакова;
3. наблюдения независимы.

- Первое предположение считается выполненным, если распределение признака во всех группах нормально, или если объёмы выборок примерно одинаковы и $N-K-1 \geq 20$.
- Второе предположение считается выполненным, если отношение наибольшей выборочной дисперсии к наименьшей не превосходит 10.
- При $n_1 = \cdots = n_K$ метод устойчив к нарушению первых двух предположений.
- Если объёмы выборок различаются, нарушение предположения о равенстве дисперсий может привести к росту вероятности ошибки первого рода.
- Выбросы могут оказывать существенное влияние на результат.

Критерий Фишера

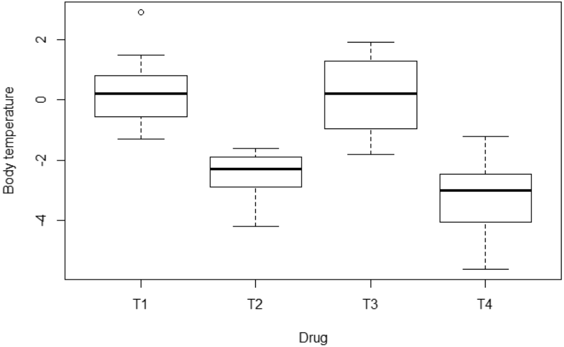
Пример 1 (Bonnini, табл. 3.1): измерен вес пятидесяти пятиграммовых пакетиков сахара, расфасованы пятью разными производителями. Зависит ли от производителя средний вес сахара в пакетиках?



$H_0:$ средний вес сахара одинаков для всех производителей.
$H_1:$ у каких-то производителей средний вес сахара отличается от остальных $\Rightarrow p = 0.115$.

Критерий Фишера

Пример 2 (Bonnini, табл. 3.2): исследуется эффективность четырёх жаропонижающих средств, в составе которых один и тот же активный ингридиент присутствует в разных дозировках. Для каждой из четырёх групп из 15 морских свинок известно изменение температуры после введения жаропонижающего. Есть ли различия в действии препаратов?



H_0: температура меняется в среднем одинаково.

H_1: для каких-то препаратов среднее изменение температуры отличается от остальных $\Rightarrow p = 5.43 \times 10^{-14}$.

Критерий Краскела-Уоллиса

выборки: $X^N = X_1^{n_1} \bigcup \ldots \bigcup X_K^{n_K}, \quad X_k \sim F\left(x + \Delta_k\right);$

нулевая гипотеза: $H_0\colon \Delta_1 = \Delta_2 = \ldots = \Delta_K;$

альтернатива: $H_1\colon H_0$ неверна;

статистика: $K\left(X^N\right) = (N-1)\frac{\sum\limits_{k=1}^{K} n_k\left(\bar{r}_k - \bar{r}\right)^2}{\sum\limits_{k=1}^{K}\sum\limits_{i=1}^{n_k}\left(r_{ki} - \bar{r}\right)^2}, \quad r_{ki} \equiv \operatorname{rank}\left(X_{ki}\right),$

$K\left(X^N\right)$ имеет табличное распределение при H_0.

Если нет связок, то:

$$\bar{r} = \frac{N-1}{2},$$

$$\sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{n_k}\left(r_{ki} - \bar{r}\right)^2 = \frac{(N-1)\,N\,(N+1)}{12},$$

$$K\left(X^N\right) = \frac{12}{N\,(N+1)}\sum_{k=1}^{K} n_k \bar{r}_k^2 - 3\,(N+1)\,.$$

Аппроксимация для $n_k > 5$:

$$K\left(X^N\right) \sim \chi^2_{K-1}.$$

Критерий Краскела-Уоллиса

Пример (вес сахара в пакетиках): $p = 0.1799$.

Пример (действие жаропонижающих на морских свинок): $p = 1.527 \times 10^{-9}$.

Критерий Джонкхиера

выборки: $X^N = X_1^{n_1} \bigcup \ldots \bigcup X_K^{n_K}, \quad X_k \sim F(x + \Delta_k);$

нулевая гипотеза: $H_0\colon \Delta_1 = \Delta_2 = \ldots = \Delta_K$

$\Rightarrow \operatorname{med} X_1 = \ldots = \operatorname{med} X_K;$

альтернатива: $H_1\colon \operatorname{med} X_1 \leq \ldots \leq \operatorname{med} X_K;$

статистика: $S\left(X^N\right) = \sum\limits_{k=1}^{K} \sum\limits_{i=1}^{n_k} a_{ki},$

a_{ki} — число наблюдений из первых $k-1$ выборок, меньших, чем X_{ki};

$S\left(X^N\right)$ имеет табличное распределение при H_0.

Аппроксимация для $n_k > 10$:

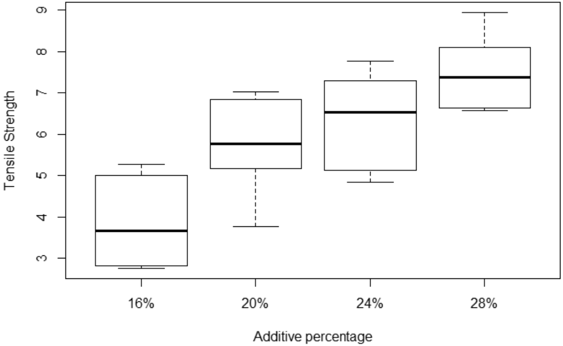
$$S\left(X^N\right) \sim N\left(\mu, \sigma^2\right),$$

$$\mu = \frac{1}{4}\left(N^2 - \sum_{k=1}^{K} n_k^2\right),$$

$$\sigma = \frac{1}{72}\left(N^2\left(2N+3\right) - \sum_{k=1}^{K} n_k^2\left(2n_k+3\right)\right).$$

Критерий Джонкхиера

Пример (Bonnini, табл. 3.4): исследуется зависимость предела прочности (в Ньютонах на квадратный метр) армированного бетона с разной концентрацией присадки — 16, 20, 24 и 28%. Меняется ли средний предел прочности вместе с уровнем присадки?



$H_0:$ концентрация присадки не влияет на среднюю прочность.

$H_1:$ концентрация присадки влияет на среднюю прочность $\Rightarrow p = 0.0042$.

$H_1:$ увеличение концентрации присадки повышает среднюю прочность $\Rightarrow p = 2.936 \times 10^{-5}$.

Модель со случайным эффектом

- Характеристика, определяющая разбиение на группы, не представляет непосредственного интереса.
- Группы случайно выбраны из множества возможных групп.
- Если между группами есть неоднородность, ожидается, что она сохранится при повторе эксперимента, но соотношения между средними могут измениться.

Примеры.

- Размеры горбаток в разных семьях, выращенных на одном и том же растении; цель — определить значимость фактора семьи для дальнейших исследований.
- Уровень гликогена в различных образцах икроножной мышцы крысы; если вариация между образцами даёт маленький вклад в общую вариацию, то можно считать, что для измерения уровня достаточно одного образца.
- Вкусовые качества персиков с 10 различных деревьев; планируется сравнить различия во вкусовых качествах персиков с разных деревьев с различиями у персиков с одного дерева. Если последние больше, то бессмысленно выбрать для размножения дерево с лучшей средней оценкой.

Модель со случайным эффектом

Если используется **модель со случайным эффектом**, следующий шаг — разделение дисперсий на внутригрупповые и межгруповые.

Доля межгрупповой дисперсии в общей дисперсии выборки:

$$\eta^2 = \frac{SS_{bg}}{SS_{total}};$$

в популяции:

$$\hat{\omega}^2 = \frac{SS_{bg} - SS_{wg}\left(K-1\right)/\left(N-K\right)}{SS_{total} + SS_{wg}/\left(N-K\right)}.$$

Модель с фиксированным эффектом

- Разбиение на группы определено до получения данных.
- При повторе эксперимента ожидается, что соотношения между средними групп сохранятся.
- Если между средними есть различия, на следующем этапе анализируется, какие именно группы различаются.

Примеры.

- Продолжительность жизни разноногих раков в морской воде и растворах глюкозы и маннозы.
- Экспрессия определённого гена в тканях мозга, печени, лёгких и мышц; необходимо понять, в какой ткани экспрессия выше.
- Вкусовые качества персиков с 10 различных деревьев; планируется выбрать лучшее дерево для дальнейшего разведения.

Модель с фиксированным эффектом

Если используется **модель с фиксированным эффектом**, то, в случае отвержения гипотезы однородности средних, проводится дополнительное сравнение с целью уточнения характера различий.
Сравнение может быть:

- запланированным, когда группы для дальнейшего сравнения отобраны до сбора данных.
- незапланированным, когда группы для сравнения выбираются по результатам первичного анализа данных.

Для запланированного попарного сравнения групп можно просто использовать подходящий двухвыборочный критерий.
Для незапланированного сравнения всё сложнее.

LSD Фишера (Least Significant Difference)

Если $\alpha_i = \alpha_j$, то

$$\frac{\bar{X}_i - \bar{X}_j}{S\sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}}} \sim St\left(n_i + n_j - 2\right),$$

где $S^2 = \frac{(n_i-1)S_i^2 + \left(n_j-1\right)S_j^2}{n_i+n_j-2}$.

Рассмотрим величину

$$LSD_{ij} = \frac{t_\alpha S}{\sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}}},$$

где t_α — α-квантиль распределения Стьюдента с $n_i + n_j - 2$ степенями свободы.

Если $\left|\bar{X}_i - \bar{X}_j\right| > LSD_{ij}$, то частная нулевая гипотеза $H_0\colon \alpha_i = \alpha_j$ отклоняется против двусторонней альтернативы.

LSD можно использовать только в случае отвержения общей гипотезы однородности.

HSD Тьюки (Honest Significant Difference)

$$n = \frac{K}{\sum\limits_{k=1}^{K} \frac{1}{n_k}},$$

$$S^2 = \frac{1}{N-K} \sum_{k=1}^{K} (n_k - 1) S_k^2,$$

где S_k^2 — дисперсия выборки $X_k^{n_k}$,

$$HSD = \frac{q_\alpha (N-K) S}{\sqrt{n},}$$

где $q_\alpha (N-K)$ — критическое значение распределения стьюдентизированного размаха с $N-K$ степенями свободы.

Если $\left|\bar{X}_i - \bar{X}_j\right| > HSD$, то частная нулевая гипотеза $H_0 \colon \alpha_i = \alpha_j$ отклоняется против двусторонней альтернативы.

HSD можно использовать независимо от справедливости общей гипотезы однородности.

Критерий Неменьи

Ранговый аналог HSD.

$$CD = q'_\alpha \sqrt{\frac{K\left(K+1\right)}{6N}},$$

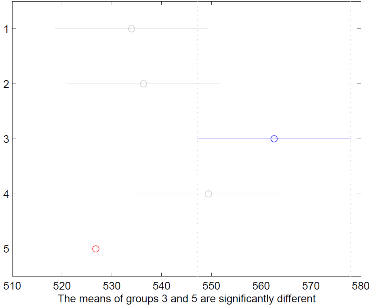
где q'_α — критическое значение статистики критерия, основанное на распределении стьюдентизированного размаха.

Если $|\bar{r}_i - \bar{r}_j| > CD$, то частная нулевая гипотеза $H_0\colon \Delta_i = \Delta_j$ отклоняется против двусторонней альтернативы.

Примеры

Овсяная мука пяти видов помола расфасовывается при помощи одного диспенсера. Стандартный объём упаковки — 500 г, но диспенсер обычно насыпает больше. Производитель подозревает, что объём упаковки может зависеть от помола муки.

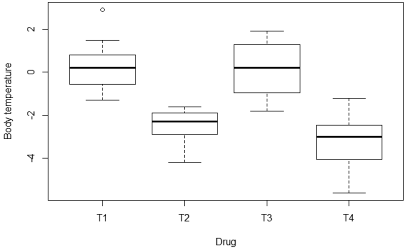
Метод LSD: вес в группах 3 и 5 значимо отличается.



Метод HSD: значимых различий между средними не обнаружено.

Примеры

Действие жаропонижающих на морских свинок:



HSD:

	T1	T2	T3
T2	3.5×10^{-8}	-	-
T3	0.9983	6.7×10^{-8}	-
T4	4.95×10^{-11}	0.2949	8.6×10^{-11}

Критерий Неменьи:

	T1	T2	T3
T2	0.00016	-	-
T3	0.99999	0.00018	-
T4	1.9×10^{-6}	0.79418	2.2×10^{-6}

Критерий Бартлетта

выборки: $X^N = X_1^{n_1} \bigcup \ldots \bigcup X_K^{n_K}, \quad X_{ki} \sim N\left(\mu_k, \sigma_k^2\right);$

нулевая гипотеза: $H_0 \colon \sigma_1 = \sigma_2 = \ldots = \sigma_K;$

альтернатива: $H_1 \colon H_0$ неверна;

статистика: $B\left(X^N\right) = \frac{\ln 10}{C}\left((N-K)\ln S^2 - \sum\limits_{k=1}^{K}(n_k-1)\ln S_k^2\right),$

$S^2 = \frac{1}{N-K}\sum\limits_{k=1}^{K}(n_k-1)S_k^2,$

$C = 1 + \frac{1}{3K+1}\left(\sum\limits_{k=1}^{K}\frac{1}{n_k-1} - \frac{1}{N}\right);$

$B\left(X^N\right)$ имеет табличное распределение при H_0.

Аппроксимация для $n_k > 6$:

$$B\left(X^N\right) \sim \chi^2_{K-1}.$$

Критерий Бартлетта

Пример: четыре шпиндельные головки сравниваются по вариабельности размеров деталей, которые выточены с их помощью. Контролёром качества собраны выборки из 31, 15, 20 и 42 деталей.

H_0: дисперсия размеров деталей, выточенных с помощью различных головок, одинакова.
H_1: дисперсия размеров деталей, выточенных с помощью различных головок, неодинакова $\Rightarrow p = 0.0626$.

Критерий квадратов рангов

выборки: $X^N = X_1^{n_1} \bigcup \ldots \bigcup X_K^{n_K}, \quad X_{ki} \sim F(\mu_k + \sigma_k x)$;

нулевая гипотеза: $H_0\colon \sigma_1 = \sigma_2 = \ldots = \sigma_K$;

альтернатива: $H_1\colon H_0$ неверна;

статистика:
$$T_2\left(X^N\right) = \frac{1}{D^2}\left(\sum_{k=1}^{K} \frac{S_k^2}{n_k} - N\bar{S}^2\right),$$
$$S_k = \sum_{i=1}^{n_k} r\left(\left|X_{ki} - \bar{X}_k\right|\right)^2,$$
$$\bar{S} = \frac{1}{N}\sum_{k=1}^{K} S_k,$$
$$D^2 = \frac{1}{N-1}\left(\sum_{i=1}^{N} r_i^4 - N\bar{S}^2\right);$$

$T_2\left(X^N\right)$ имеет табличное распределение при H_0.

Если нет связок, то:
$$\bar{S} = \frac{1}{6}(N+1)(2N+1),$$
$$D^2 = \frac{1}{180}N(N+1)(2N+1)(8N+11).$$

Аппроксимация для $n_k > 10$:
$$T_2\left(X^N\right) \sim \chi^2_{K-1}.$$

Критерий квадратов рангов

Пример (вариабельность деталей): $p = 0.0856$.

Пример

Рост певцов хора:
`https://yadi.sk/d/97dWepW7f4xKq`

Двухфакторный дисперсионный анализ

$$f_1 : X \to \{1, \dots, K_1\}, \quad f_2 : X \to \{1, \dots, K_2\}$$

$f_1 \backslash f_2$	1	$\dots$	j	$\dots$	K_2
1					
$\vdots$					
i			X_{ij1} $\vdots$ $X_{ijn_{ij}}$		
$\vdots$					
K_1					

Задача: проверить гипотезу об отсутствии влияния факторов f_1 и f_2 на среднее значение признака X.
Случай выборок разного размера для двух факторов значительно сложнее, поэтому будем считать, что $n_{11} = \dots = n_{K_1 K_2} = n$.

Двухфакторный дисперсионный анализ

Линейная модель:

$$X_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk},$$

$i = 1, \dots, K_1, \; j = 1, \dots, K_2, \; k = 1, \dots, n.$

μ — общее среднее значение признака,
α_i — воздействие уровня i фактора f_1,
β_j — воздействие уровня j фактора f_2,
γ_{ij} — дополнительное воздействие комбинации уровней i и j факторов f_1 и f_2,
ε_{ijk} — случайные независимые одинаково распределённые ошибки.

Двухфакторный дисперсионный анализ

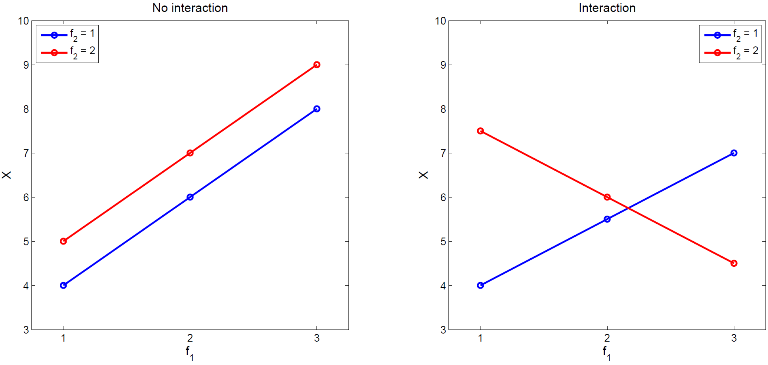
H_0^1: фактор f_1 не влияет на значение признака $X \Leftrightarrow$
$\alpha_i = 0 \;\; \forall i,$
H_1^1: f_1 влияет на значение X;

H_0^2: фактор f_2 не влияет на значение признака $X \Leftrightarrow$
$\beta_j = 0 \;\; \forall j,$
H_1^2: f_2 влияет на значение X;

H_0^{12}: между факторами f_1, f_2 нет взаимодействия $\Leftrightarrow$
$\gamma_{ij} = 0 \;\; \forall i, j,$
H_1^{12}: между факторами f_1, f_2 есть взаимодействие.

Двухфакторный дисперсионный анализ

Пример: X — успешность решения задачи (в баллах от 0 до 10), f_1 — размер команды (1 — маленькая, 2 — средняя, 3 — большая), f_2 — наличие назначенного лидера (1 — нет, 2 — есть).



Нормальный двухфакторный дисперсионный анализ

Предположим, что $X_{ijk} \sim N\left(\mu_{ij}, \sigma^2\right) \Leftrightarrow \varepsilon_{ijk} \sim N\left(0, \sigma^2\right)$.
$\bar{X}_{ij}$ — среднее в ячейке,
$\bar{X}_{i\bullet}$ — среднее по строке i,
$\bar{X}_{\bullet j}$ — среднее по столбцу j,
$\bar{X}$ — среднее по всей таблице.
Внутрифакторные дисперсии:

$$S_1^2 = \frac{nK_2}{K_1 - 1} \sum_{i=1}^{K_1} \left(\bar{X}_{i\bullet} - \bar{X}\right)^2,$$

$$S_2^2 = \frac{nK_1}{K_2 - 1} \sum_{i=1}^{K_2} \left(\bar{X}_{\bullet j} - \bar{X}\right)^2,$$

$$S_{12}^2 = \frac{n}{\left(K_1 - 1\right)\left(K_2 - 1\right)} \sum_{i,j} \left(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i\bullet} - \bar{X}_{\bullet j} + \bar{X}\right)^2,$$

$$S_{res}^2 = \frac{1}{K_1 K_2 (n-1)} \sum_{k=1}^{n} \sum_{i,j} \left(X_{ijk} - \bar{X}_{ij}\right)^2.$$

Нормальный двухфакторный дисперсионный анализ

Проверка значимости факторов и их взаимодействия:

- $n > 1$:

$$F_1 = \frac{S_1^2}{S_{res}^2} \sim F\left(K_1 - 1, K_1 K_2 \left(n - 1\right)\right) \text{ при } H_0^1,$$
$$F_2 = \frac{S_2^2}{S_{res}^2} \sim F\left(K_2 - 1, K_1 K_2 \left(n - 1\right)\right) \text{ при } H_0^2,$$
$$F_{12} = \frac{S_{12}^2}{S_{res}^2} \sim F\left(\left(K_1 - 1\right)\left(K_2 - 1\right), K_1 K_2 \left(n - 1\right)\right) \text{ при } H_0^{12};$$

- $n = 1$:

$$F_1 = \frac{S_1^2}{S_{12}^2} \sim F\left(K_1 - 1, \left(K_1 - 1\right)\left(K_2 - 1\right)\right) \text{ при } H_0^1,$$
$$F_2 = \frac{S_2^2}{S_{12}^2} \sim F\left(K_2 - 1, \left(K_1 - 1\right)\left(K_2 - 1\right)\right) \text{ при } H_0^2.$$

При этом подразумевается, что H_0^{12} верна.

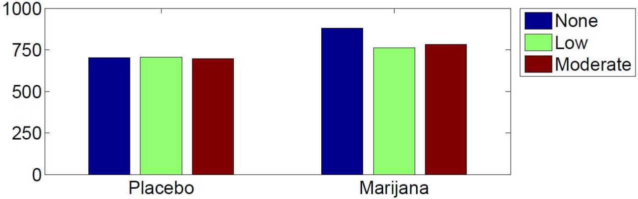
Примеры

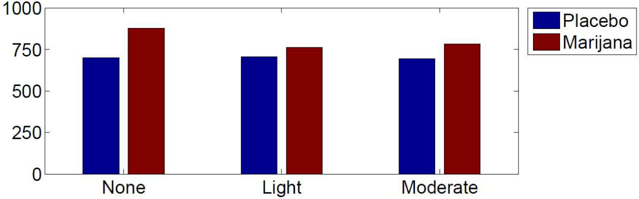
Пример 1: изучалось воздействие марихуаны на скорость реакции.
В качестве испытуемых были выбраны по 12 человек из каждой категории:

- никогда не пробовали марихуану;
- иногда употребляют марихуану;
- регулярно употребляют марихуану.

Испытуемые были разделены на две равные группы; половине из них дали выкурить две сигареты с марихуаной, вторая половина выкурила две обычные сигареты с запахом и вкусом марихуаны. Сразу после этого все испытуемые прошли тест на скорость реакции.
Требуется оценить влияние марихуаны на скорость реакции, учитывая фактор предыдущего опыта употребления.

Примеры


1000
750
500
250
0
Placebo
Marijana
None
Low
Moderate


1000
750
500
250
0
None
Light
Moderate
Placebo
Marijana

Примеры

H_0^1: средняя скорость реакции одинакова при употреблении и марихуаны, и сигарет.
H_0^2: средняя скорость реакции не зависит от предыдущего опыта употребления марихуаны.
H_0^{12}: отсутствует межфакторное взаимодействие между употребляемым веществом и предыдущим опытом употребления марихуаны.

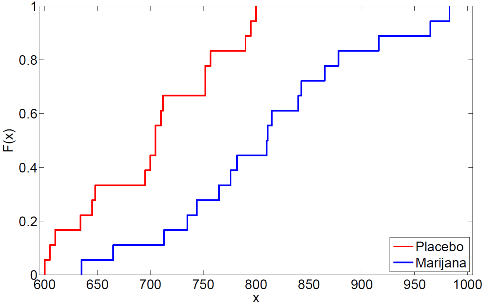
Source	SS	df	MS	F	Prob>F
Group	103041	1	103041	17.58	0.0002
Past use	23634.5	2	11817.2	2.02	0.1508
Interaction	23642.2	2	11821.1	2.02	0.1507
Error	175796.3	30	5859.9		
Total	326114	35			

Примеры

Вывод: гипотеза о том, что предыдущий опыт употребления не влияет на скорость реакции, не отклоняется $\Rightarrow$ данные по группам можно объединить.

Для объединённых данных:

- однофакторный дисперсионный анализ: $p = 0.00036$;
- критерий Уилкоксона, двусторонняя альтернатива: $p = 0.000596$;
- критерий Стьюдента, односторонняя альтернатива: $p = 0.00018, \quad ci = (61.3, \infty)$;



Примеры

Пример 2: витамин C и рост зубов
https://yadi.sk/d/mPb2G8cqf52as

Иерархический дизайн

Стандартная постановка двухфакторного дисперсионного анализа предполагает, что уровни факторов в выборке распределены независимо.

Пример, когда это не так:
признак — уровень гликогена в икроножной мышце крысы,
фактор 1 — уровень стресса крыс,
фактор 2 — различия между клетками.
Крысы со стрессом живут в клетках 1 и 2, без стресса — 3 и 4.

Решение — иерархический дисперсионный анализ.

CBI чернобрюхой дрозофилы

Codon bias index (CBI) — мера случайности использования синонимичных кодонов в геноме — была определена для нескольких регионов двух хромосом чернобрюхой дрозофилы. Требуется определить, есть ли систематические различия по величине CBI между разными хромосомами и регионами.

CBI чернобрюхой дрозофилы

Source	SS	df	MS	F	Prob>F
Chromosome	0.00496	2	0.00248	0.32	0.7319
Region(Chromosome)	0.16295	3	0.05432	6.92	0.0011
Error	0.23564	30	0.00785		
Total	0.40891	35			

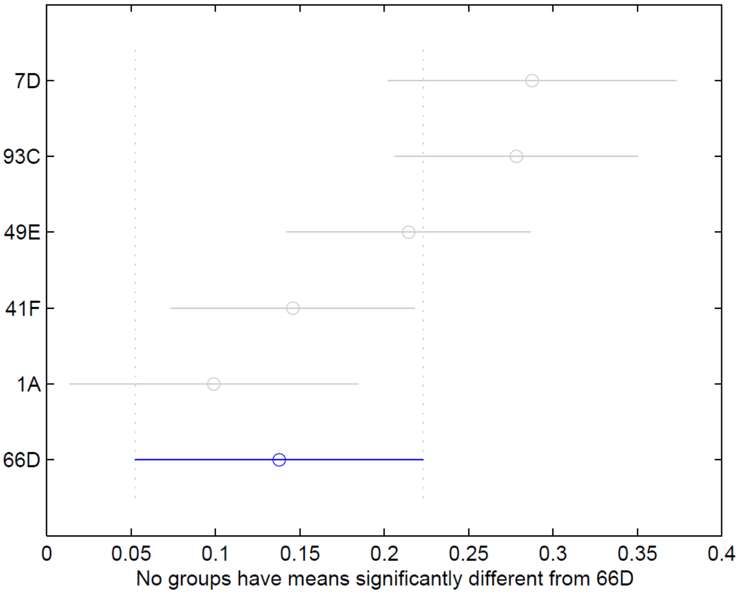
Есть различия между регионами, нет различий между хромосомами.

CBI чернобрюхой дрозофилы

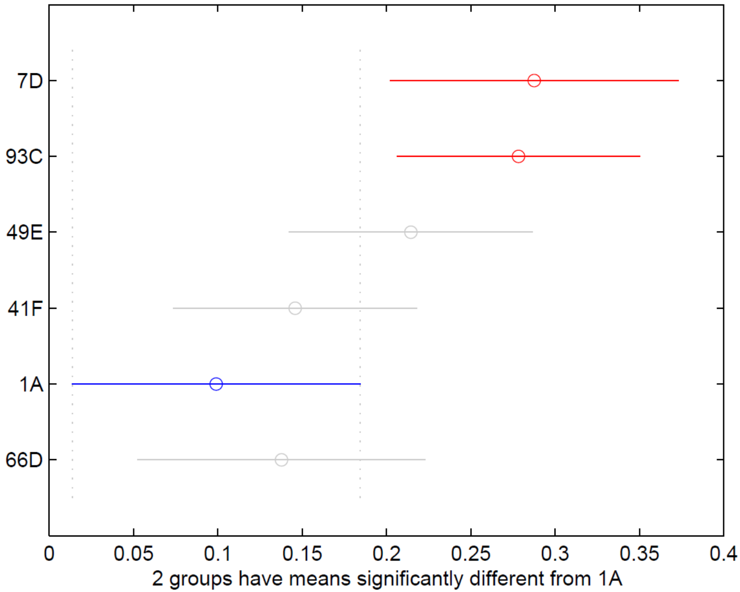
Для уточнения различий применим метод HSD:

Группа 1	Группа 2	CI_L	mean	CI_U
7D	93C	-0.1485	0.0093	0.1672
7D	49E	-0.0847	0.0732	0.2310
7D	41F	-0.0161	0.1417	0.2996
7D	1A	0.0181	0.1886	0.3591
7D	66D	-0.0207	0.1498	0.3203
93C	49E	-0.0802	0.0639	0.2079
93C	41F	-0.0117	0.1324	0.2765
93C	1A	0.0214	0.1793	0.3371
93C	66D	-0.0174	0.1405	0.2983
49E	41F	-0.0755	0.0686	0.2127
49E	1A	-0.0424	0.1154	0.2733
49E	66D	-0.0812	0.0766	0.2345
41F	1A	-0.1110	0.0469	0.2047
41F	66D	-0.1498	0.0081	0.1659
1A	66D	-0.2093	-0.0388	0.1317

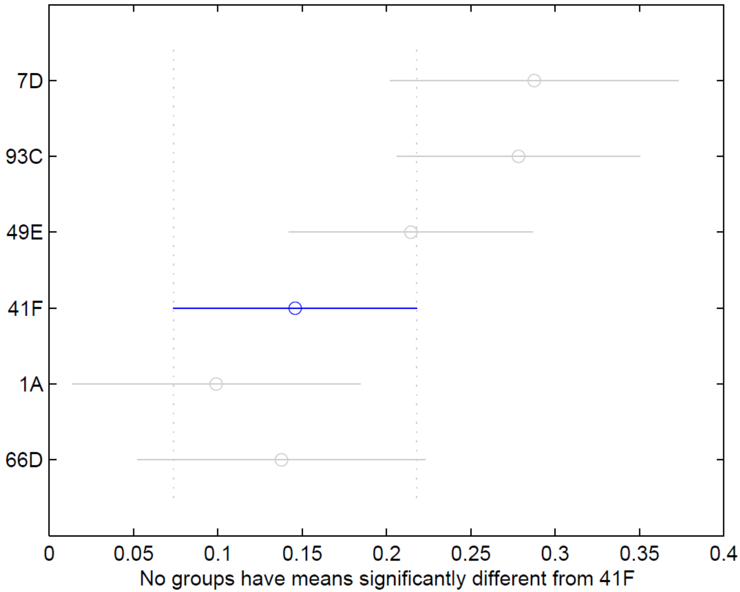
CBI чернобрюхой дрозофилы



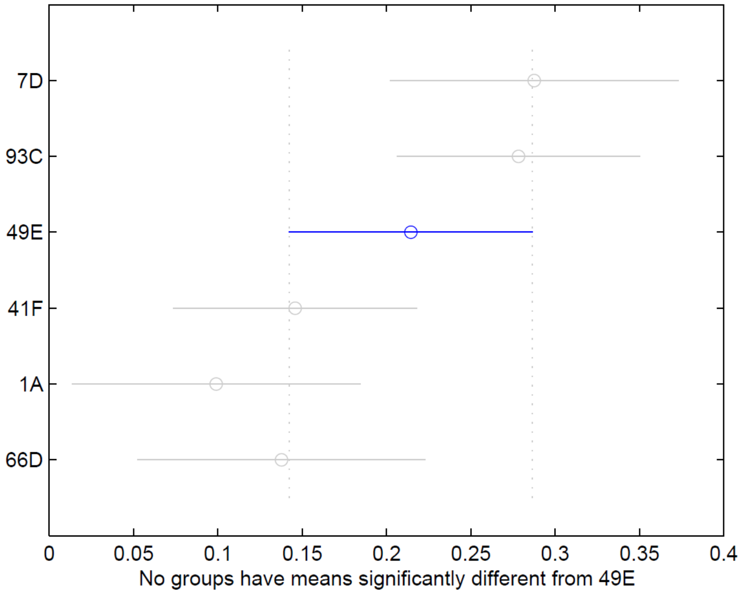
CBI чернобрюхой дрозофилы



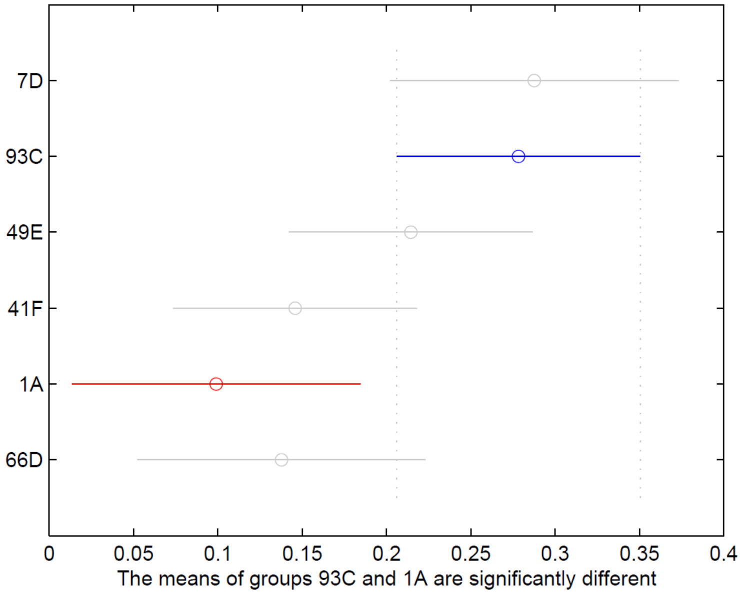
CBI чернобрюхой дрозофилы



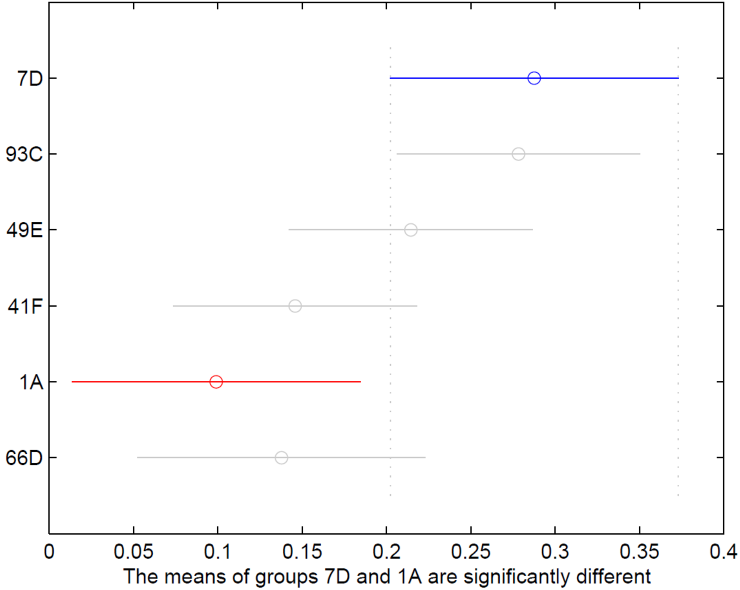
CBI чернобрюхой дрозофилы



CBI чернобрюхой дрозофилы



CBI чернобрюхой дрозофилы



Болтающаяся контрольная группа

Лекарство \ Доза	5 мг	10 мг	
Препарат A			
Препарат B			
			Плацебо, 0 мг

Используется однофакторный дисперсионный анализ с последующими запланированными сравнениями.

Пример

72 пациента проходили лечение от гипертонии. Для лечения использовались три вида лекарств, при этом их эффект изучался как при использовании специальной диеты, так и в её отсутствии; кроме того, в ряде случаев применялась психотерапия. Данные — артериальное давление пациента по окончании лечения.
Требуется сравнить эффективность методов для лечения гипертонии.

Дизайн $[3 \times 2 \times 2]$.

Пример

Трёхфакторный дисперсионный анализ, все взаимодействия:

Source	SS	df	MS	F	Prob>F
Therapy	2048	1	2048	13.07	0.0006
Diet	5202	1	5202	33.2	0
Drug	3675	2	1837.5	11.73	0.0001
Therapy*Diet	32	1	32	0.2	0.6529
Therapy*Drug	259	2	129.5	0.83	0.4425
Diet*Drug	903	2	451.5	2.88	0.0638
Therapy*Diet*Drug	1075	2	537.5	3.43	0.0388
Error	9400	60	156.67		
Total	22594	71			

Воздействие одного из факторов различно при различных комбинациях двух других. Хотя эффект Therapy*Drug незначим в целом, значимость Therapy*Diet*Drug говорит о том, что влияние Therapy*Drug необходимо оценивать отдельно для пациентов, использующих и не использующих диету.

Однофакторный дисперсионный анализ для связанных выборок

Объект \ f	1	$\dots$	k	$\dots$	K
1	X_{11}		X_{k1}		X_{K1}
$\vdots$	$\vdots$	$\dots$	$\vdots$	$\dots$	$\vdots$
n	X_{1n}		X_{kn}		X_{Kn}

Линейная модель:

$$X_{ki} = \mu + \alpha_k + \beta_i + \varepsilon_{ki},$$

$i = 1, \dots, n, \; k = 1, \dots, K.$

μ — глобальное среднее значение признака X,
β_i — отклонение от μ, вызванное влиянием особенностей i-го объекта,
α_k — отклонение от $\mu + \beta_i$, вызванное влиянием k-го уровня фактора f,
ε_{ki} — случайные независимые одинаково распределённые ошибки.

Средние значения X во всех K выборках одинаковы $\Leftrightarrow \alpha_1 = \dots = \alpha_K$.

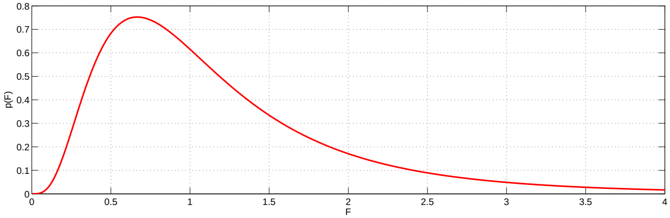
Критерий Фишера

выборки: $X^N = X_1^{n_1} \bigcup \ldots \bigcup X_K^{n_K}$;

нулевая гипотеза: $H_0\colon \alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_K$;

альтернатива: $H_1\colon H_0$ неверна;

статистика:
$$F\left(X^N\right) = \frac{SS_{bg}/(K-1)}{\left(SS_{wg}-SS_s\right)/(n-1)(K-1)},$$
$$SS_{bg} = n\sum_{k=1}^{K}\left(\bar{X}_k - \bar{X}\right)^2,$$
$$SS_{wg} = \sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{n}\left(X_{ki} - \bar{X}_k\right)^2,$$
$$SS_s = K\sum_{i=1}^{n}\left(\bar{X}_i - \bar{X}\right)^2;$$
$$F\left(X^N\right) \sim F(K-1,(n-1)(K-1)) \text{ при } H_0.$$



Критерий Фишера

Предположения метода:

1. выборочные распределения средних значений признака во всех группах нормальны;
2. для фактора с более чем двумя уровнями: попарные разности признака имеют одинаковую дисперсию для любых уровней фактора (сферичность);
3. объекты независимы.

Предположение сферичности на практике нарушается наиболее часто, причём это может привести к росту вероятности ошибки первого рода. Проверить гипотезу сферичности можно с помощью критерия Маухли, если она отвергается, используются модификации числа степеней свободы критерия Фишера.

Критерий Фишера

Пример (Pearson, 2003): исследовалось влияние метилфенидата на способность к отсрочке удовольствия умственно отсталыми детьми с синдромом дефицита внимания и гиперактивности. Каждый испытуемый принимал либо препарат в одной из трёх дозировок, либо плацебо, после чего проходил тест.

H_0: препарат не влияет на среднюю способность к отсрочке удовольствия.
H_1: препарат влияет на среднюю способность к отсрочке удовольствия
$\Rightarrow p = 0.004.$

Критерий Фридмана

выборки: $X_{ki} = \mu + \alpha_k + \beta_i + \varepsilon_{ki}, \quad i = 1, \dots, n, \; k = 1, \dots, K;$

нулевая гипотеза: $H_0\colon \alpha_1 = \ldots = \alpha_K;$

альтернатива: $H_1\colon H_0$ неверна;

статистика: $S(X) = \frac{12}{nK(K+1)} \sum\limits_{k=1}^{K} R_k^2 - 3n(K-1),$

$R_k = \sum\limits_{i=1}^{n} r_{ki},$

r_{ki} — ранг k-го элемента в i-й строке;

$S(X)$ имеет табличное распределение при H_0.

Распространённая аппроксимация для $n > 15, K > 10$:

$$S(X) \sim \chi^2_{K-1}.$$

Более точная аппроксимация:

$$\frac{(n-1)\,S(X)}{n(K-1) - S(X)} \sim F(n-1, (n-1)(K-1)).$$

Критерий Фридмана

Пример: исследуется 5 технологий вытачивания детали. Каждый из 15 рабочих в течение нескольких смен использовал каждую из технологий. X_{ki} — производительность i-го рабочего при использовании k-й технологии.

H_0: выбор технологии не меняет производительности рабочих.
H_1: выбор технологии влияет на производительность рабочих
$\Rightarrow p = 0.356.$

Критерий Пейджа

выборки: $X_{ki} = \mu + \alpha_k + \beta_i + \varepsilon_{ki}, \;\; i = 1, \dots, n, \;\; k = 1, \dots, K;$

нулевая гипотеза: $H_0\colon \alpha_1 = \ldots = \alpha_K;$

альтернатива: $H_1\colon \alpha_1 \leq \ldots \leq \alpha_K;$

статистика: $L(X) = \sum\limits_{k=1}^{K} kR_k,$

$R_k = \sum\limits_{i=1}^{n} r_{ki},$

r_{ki} — ранг k-го элемента в i-й строке;

$L(X)$ имеет табличное распределение при H_0.

Аппроксимация для $n > 15, K > 10$:

$$L(X) \sim N\left(\frac{nK(K+1)^2}{4}, \frac{n\left(K^3 - K\right)^2}{144(K-1)}\right).$$

Критерий Пейджа

Пример: на 20 полях тестируется 5 доз калийных удобрений. Каждое поле поделено на 5 участков, по одному на каждую дозу. Измерена прочность выращенного на каждом участке хлопка.

H_0: дозировка удобрений не влияет на прочность хлопка.
H_1: дозировка удобрений влияет на прочность хлопка $\Rightarrow p = 0.126$.
H_1: с ростом дозировки удобрений прочность хлопка увеличивается $\Rightarrow p = 0.046$.

Литература

- разновидности ANOVA — Tabachnick, 3.2;
- unbalanced two-way ANOVA — Tabachnik, 6;
- критерии Краскела-Уоллиса (Kruskal–Wallis) и Джонкхиера (Jonckheere) — Кобзарь, 4.2.1.2.1, 4.2.1.2.9;
- критерии Фридмана (Friedman) и Пейджа (Page) — Лагутин, гл. 17;
- перестановочные аналоги — Bonnini, гл. 3, 4;
- критерий Маухли (Mauchly's sphericity test), поправки при отсутствии сферичности (Huynh-Feldt, Greenhouse-Geisser, lower-bound) — `http://en.wikipedia.org/wiki/Mauchly's_sphericity_test`;
- альтернативы w.s. ANOVA — Davis;
- примеры проведения дисперсионного анализа в R:
  1-way b.s., 2-way b.s., 1-way w.s., 2-way w.s.

Литература

Лагутин М.Б. *Наглядная математическая статистика*. — Москва: Бином, 2007.

Кобзарь А.И. *Прикладная математическая статистика*. — М.: Физматлит, 2006.

Bonnini S., Corain L., Marozzi M., Salmaso S. *Nonparametric Hypothesis Testing - Rank and Permutation Methods with Applications in R*. John Wiley & Sons, 2014.

Davis C.S. *Statistical Methods for the Analysis of Repeated Measurements*. — New York: Springer-Verlag, 2002.

Pearson D.A, Santos C.W., Casat C.D., et al. (2004). *Treatment effects of methylphenidate on cognitive functioning in children with mental retardation and ADHD*. Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 43(6), 677–685.

Tabachnick B.G., Fidell L.S. *Using Multivariate Statistics*. — Boston: Pearson Education, 2012.