## Статистический анализ данных. Спецкурс. Лекция 5. Проверка статистических гипотез

Ботанический сад-институт ДВО РАН

Кислов Д.Е. 21 ноября 2016 г.

• Ошибки первого и второго рода. Общая структура статистических критериев;

- Ошибки первого и второго рода. Общая структура статистических критериев;
- Критерии согласия;

- Ошибки первого и второго рода. Общая структура статистических критериев;
- Критерии согласия;
- Проверка данных на соответствие нормальному распределению. Критерий Шапиро-Уилка;

- Ошибки первого и второго рода. Общая структура статистических критериев;
- Критерии согласия;
- Проверка данных на соответствие нормальному распределению. Критерий Шапиро-Уилка;
- Непараметрические критерии. Критерий хи-квадрат. Критерий Колмогорова-Смирнова;

- Ошибки первого и второго рода. Общая структура статистических критериев;
- Критерии согласия;
- Проверка данных на соответствие нормальному распределению. Критерий Шапиро-Уилка;
- Непараметрические критерии. Критерий хи-квадрат. Критерий Колмогорова-Смирнова;
- Дисперсионный анализ;

- Ошибки первого и второго рода. Общая структура статистических критериев;
- Критерии согласия;
- Проверка данных на соответствие нормальному распределению. Критерий Шапиро-Уилка;
- Непараметрические критерии. Критерий хи-квадрат. Критерий Колмогорова-Смирнова;
- Дисперсионный анализ;
- Попарное сравнение в дисперсионном анализе (post-hoc анализ);

#### Понятия ошибок первого и второго рода

• Проверяемая гипотеза называется нулевой  $(H_0)$ ;

#### Понятия ошибок первого и второго рода

- Проверяемая гипотеза называется нулевой  $(H_0)$ ;
- Ошибкой первого рода является вероятность отвергнуть  $H_0$ , когда она верна;

#### Понятия ошибок первого и второго рода

- Проверяемая гипотеза называется нулевой  $(H_0)$ ;
- Ошибкой первого рода является вероятность отвергнуть  $H_0$ , когда она верна;
- Ошибкой второго рода является вероятность принять  $H_0$ , когда верна альтернативная гипотеза;

#### Понятия ошибок первого и второго рода

- Проверяемая гипотеза называется нулевой  $(H_0)$ ;
- Ошибкой первого рода является вероятность отвергнуть  $H_0$ , когда она верна;
- Ошибкой второго рода является вероятность принять  $H_0$ , когда верна альтернативная гипотеза;

#### Обозначения

• Ошибка первого рода обозначается  $\alpha$ ;

#### Понятия ошибок первого и второго рода

- Проверяемая гипотеза называется нулевой  $(H_0)$ ;
- Ошибкой первого рода является вероятность отвергнуть  $H_0$ , когда она верна;
- Ошибкой второго рода является вероятность принять  $H_0$ , когда верна альтернативная гипотеза;

#### Обозначения

- Ошибка первого рода обозначается lpha;
- ullet Ошбика второго рода обозначается eta;

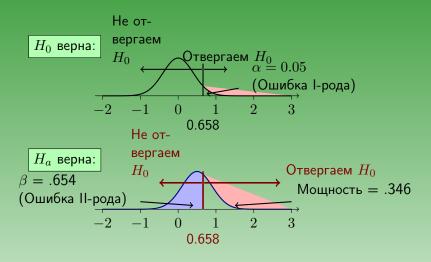
#### Понятия ошибок первого и второго рода

- Проверяемая гипотеза называется нулевой  $(H_0)$ ;
- Ошибкой первого рода является вероятность отвергнуть  $H_0$ , когда она верна;
- Ошибкой второго рода является вероятность принять  $H_0$ , когда верна альтернативная гипотеза;

#### Обозначения

- Ошибка первого рода обозначается  $\alpha$ ;
- Ошбика второго рода обозначается  $\beta$ ;
- $1-\beta$  мощность критерия (вероятность принять альтернативную гипотезу, когда она верна);

## Ошибки I-го и II-го рода. Мощность критериев.



#### Назначение

Проверка соответствия наблюдаемых данных теоретическим законам распределения

#### <u>Назначение</u>

Проверка соответствия наблюдаемых данных теоретическим законам распределения

## Наиболее распространенные критерии согласия

ullet Критерий  $\chi^2$ ;

#### Назначение

Проверка соответствия наблюдаемых данных теоретическим законам распределения

#### Наиболее распространенные критерии согласия

- ullet Критерий  $\chi^2$ ;
- Критерий Колмогорова;

#### Назначение

Проверка соответствия наблюдаемых данных теоретическим законам распределения

### Наиболее распространенные критерии согласия

- ullet Критерий  $\chi^2$ ;
- Критерий Колмогорова;
- Критерий Шапиро-Уилка;

#### Назначение

Проверка соответствия наблюдаемых данных теоретическим законам распределения

## Наиболее распространенные критерии согласия

- ullet Критерий  $\chi^2$ ;
- Критерий Колмогорова;
- Критерий Шапиро-Уилка;
- другие специфичные критерии

## Критерий $\chi^2$ (К. Пирсон, 1900)

#### Формулировка критерия

Пусть  $x_1, x_2, ..., x_N$  – выборочные данные. Проверяется гипотеза о том, что выборка получена из закона распределения F(x). Тогда интервал возможных значений разбивается на kчастей, в каждой из которых определяется число выборочных элементов. Далее, вычисляется статистика критерия:

$$\hat{\chi}^2 = N \sum_{i=1}^k \frac{(n_i/N - P_i)^2}{P_i}, P_i = F(b_{i+1}) - F(b_i)$$

 $b_i$  – границы разбиения. Величина  $\hat{\chi}^2$  имеет распределение  $\chi^2$  с k-1 степенями свободы.

Если вычисленное  $\hat{\chi}^2$  оказывается больше  $\chi^2$  квантиля для уровня  $\alpha$ , то гипотеза о соответствии данному закону распределения отвергается при уровне значимости  $\alpha$ .

#### Формулировка критерия

Пусть проверяется соответствие выборочных данных  $x_1,x_2,\dots,x_N$  закону распределения F(x). Исходя из выборочных данных формируется выборочная функция распределения  $F_n(x)$ 

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{X_i \le x}$$

$$\forall t > 0: \lim_{n \to \infty} P(\sqrt{n}D_n \le t) \approx K(t) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} (-1)^j e^{-2j^2 t^2}$$

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

#### Формулировка критерия

Пусть проверяется соответствие выборочных данных  $x_1,x_2,\dots,x_N$  закону распределения F(x). Исходя из выборочных данных формируется выборочная функция распределения  $F_n(x)$ 

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{X_i \le x}$$

$$\forall t > 0: \lim_{n \to \infty} P(\sqrt{n}D_n \le t) \approx K(t) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} (-1)^j e^{-2j^2 t^2}$$

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

Как быть если параметр распределения нужно оценивать по выборке?



#### Формулировка критерия

Пусть проверяется соответствие выборочных данных  $x_1, x_2, \dots, x_N$  закону распределения F(x). Исходя из выборочных данных формируется выборочная функция распределения  $F_n(x)$ 

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{X_i \le x}$$

$$\forall t > 0: \lim_{n \to \infty} P(\sqrt{n}D_n \le t) \approx K(t) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} (-1)^j e^{-2j^2 t^2}$$

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

## Как быть если параметр распределения нужно оценивать по выборке?

Для случая нормального распределения используется поправка Лильефорса...



#### Формулировка критерия

Пусть проверяется соответствие выборочных данных  $x_1,x_2,\dots,x_N$  закону распределения F(x). Исходя из выборочных данных формируется выборочная функция распределения  $F_n(x)$ 

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{X_i \le x}$$

$$\forall t > 0: \lim_{n \to \infty} P(\sqrt{n}D_n \le t) \approx K(t) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} (-1)^j e^{-2j^2 t^2}$$

$$D_n = \sup_x |F_n(x) - F(x)|$$

Для проверки однородности двух выборок применяют критерий Смирнова (построенный на базе распределения Колмогорова).



## Критерий Шапиро-Уилка

#### Формулировка критерия

Статистика критерия имеет вид:

$$W = \frac{1}{s^2} \left[ \sum_{i=1}^{n} a_{n-i+1} (x_{n-i+1} - x_i) \right]^2$$

$$s^{2} = \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \overline{x})^{2}, \overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{i}.$$

Коэффициенты  $a_i$  находятся по таблицам; Критерий фактически основывается на отношениях оценок дисперсий распределения. Данный критерий является одним из самых мощных в плане проверки нормальности распределений.

Критерий Стьюдента. Предпосылки. Случай известной дисперсии.

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  набор независимых нормально распределенных случайных величин с известной дисперсией  $\sigma^2$ . Необходимо проверить гипотезу о равенстве среднего значения некоторому числу a. Нулевая гипотеза — среднее значение распределения есть a.

#### Решение

$$z = \frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^{n} (x_i - n \cdot a)$$

 $H_1 = \{z < 0\}$  (или мат. ожидание меньше a):  $z < \Phi_{\alpha}$  — нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_1$  при уровне значимости  $\alpha$ .  $\Phi_{\alpha}$  —  $\alpha$ -квантиль стандартного нормального распределения.

# Критерий Стьюдента. Предпосылки. Случай известной дисперсии.

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  набор независимых нормально распределенных случайных величин с известной дисперсией  $\sigma^2$ . Необходимо проверить гипотезу о равенстве среднего значения некоторому числу a. Нулевая гипотеза — среднее значение распределения есть a.

#### Решение

$$z = \frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^{n} (x_i - n \cdot a)$$

 $H_2 = \{z>0\}$  (или мат. ожидание больше a):  $z>\Phi_{1-\alpha}$  – нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_2$  при уровне значимости  $\alpha$ .

 $\Phi_{\alpha}$  –  $\alpha$ -квантиль стандартного нормального распределения.

# Критерий Стьюдента. Предпосылки. Случай известной дисперсии.

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  набор независимых нормально распределенных случайных величин с известной дисперсией  $\sigma^2$ . Необходимо проверить гипотезу о равенстве среднего значения некоторому числу a. Нулевая гипотеза — среднее значение распределения есть a.

#### Решение

$$z = \frac{1}{\sqrt{n}\sigma} \sum_{i=1}^{n} (x_i - n \cdot a)$$

 $H_3=\{|z|>0\}$  (или мат. ожидание не равно a):  $z>\Phi_{1-lpha/2}$  – нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_3$  при уровне значимости lpha.

 $\Phi_{\alpha}$  –  $\alpha$ -квантиль стандартного нормального распределения.

## Критерий Стьюдента. Случай неизвестной дисперсии

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  набор независимых нормально распределенных случайных величин. Необходимо проверить гипотезу о равенстве среднего значения некоторому числу a. Нулевая гипотеза — среднее распределения равно a.

#### Решение

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - m)^{2},$$

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{i}, t = \sqrt{n} \frac{m-a}{s}$$

 $H_1 = \{t < 0\}$  (или мат. ожидание меньше a):  $t < T_{\alpha}(n-1)$  – нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_1$  при уровне значимости  $\alpha$ .

## Критерий Стьюдента. Случай неизвестной дисперсии

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  набор независимых нормально распределенных случайных величин. Необходимо проверить гипотезу о равенстве среднего значения некоторому числу a. Нулевая гипотеза — среднее распределения равно a.

#### Решение

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - m)^{2},$$
  

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{i}, t = \sqrt{n} \frac{m-a}{s}$$

 $H_2=\{t>0\}$  (или мат. ожидание больше a):  $t>T_{1-lpha}(n-1)$  — нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_2$  при уровне значимости lpha.



## Критерий Стьюдента. Случай неизвестной дисперсии

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n$  набор независимых нормально распределенных случайных величин. Необходимо проверить гипотезу о равенстве среднего значения некоторому числу a. Нулевая гипотеза — среднее распределения равно a.

#### <u>Ре</u>шение

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - m)^{2},$$

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{i}, t = \sqrt{n} \frac{m-a}{s}$$

 $H_3=\{|t|>0\}$  (или мат. ожидание не равно a):  $t>T_{1-\alpha/2}(n-1)$  — нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_3$  при уровне значимости  $\alpha.$ 



## Критерий Стьюдента. Сравнение двух средних.

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n, y_1, y_2, \ldots, y_m$  наборы независимых нормально распределенных случайных величин. Дисперсии выборок неизвестны, но равны. Необходимо проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий, из которых получены эти выборки.

#### Решение

$$t = \frac{m_x - m_y}{s} \left(\frac{m \cdot n}{m+n}\right)^{1/2},$$
 
$$s^2 = \frac{(n-1)s_x^2 + (m-1)s_y^2}{m+n-2},$$
  $s_x^2, s_y^2$  – несмещенные оценки дисперсий

 $H_1 = \{t < 0\} \ (m_x < m_y)$ :  $t < T_{\alpha}(n+m-2)$  — нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_1$  при уровне значимости  $\alpha$ .

## Критерий Стьюдента. Сравнение двух средних.

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n, y_1, y_2, \ldots, y_m$  наборы независимых нормально распределенных случайных величин. Дисперсии выборок неизвестны, но равны. Необходимо проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий, из которых получены эти выборки.

#### Решение

$$t=\frac{m_x-m_y}{s}\left(\frac{m\cdot n}{m+n}\right)^{1/2},$$
 
$$s^2=\frac{(n-1)s_x^2+(m-1)s_y^2}{m+n-2},$$
  $s_x^2,s_y^2$  – несмещенные оценки дисперсий

 $H_2 = \{t > 0\} \; (m_x > m_y)$ :  $t > T_{1-\alpha}(n+m-2)$  — нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_2$  при уровне значимости  $\alpha$ .

## Критерий Стьюдента. Сравнение двух средних.

#### Формулировка задачи

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n, y_1, y_2, \ldots, y_m$  наборы независимых нормально распределенных случайных величин. Дисперсии выборок неизвестны, но равны. Необходимо проверить гипотезу о равенстве математических ожиданий, из которых получены эти выборки.

#### Решение

$$t=\frac{m_x-m_y}{s}\left(\frac{m\cdot n}{m+n}\right)^{1/2},$$
 
$$s^2=\frac{(n-1)s_x^2+(m-1)s_y^2}{m+n-2},$$
  $s_x^2,s_y^2$ — несмещенные оценки дисперсий

 $H_3 = \{|t| > 0\} \ (m_x \neq m_y)$ :  $t > T_{1-\alpha/2}(n+m-2)$  — нулевая гипотеза отвергается в пользу  $H_3$  при уровне значимости  $\alpha$ .

## Пример

#### Задача о сравнении

Даны два набора измерений длины плодов растений двух видов A и B. Значимы ли различия в средних значениях размеров плодов для этих видов.

#### Схема решения

- Проверка выборочных данных на соответствие нормальному распределению (Критерий Шапиро-Уилка, Колмогорова);
- Проверка равенства дисперсий (есть ли какие-либо основания, полагать дисперсии равными?);
- Выбор статистического теста (возможно критерий t-Стьюдента);



#### Задание на дом

Проведите оценку значимости различий средних значений для двух наборов линейных измерений, собранных для различных видов. Выбор видов и измеряемых параметров – исходя из Ваших научных интересов.

## Непараметрический критерий сравнения

#### Гипотеза сдвига

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n, y_1, y_2, \ldots, y_m$  наборы независимых случайных величин, полученных из законов распределения  $f_1(x)$  и  $f_2(x)$  соответственно.

$$H_0 = \{f_1(x) = f_2(x)\}\$$
  

$$H_1 = \{f_1(x) = f_2(x - \mu)\}\$$

При n,m>20 выражение, основанное на U может быть приближено нормальным распределением.

## Непараметрический критерий сравнения

#### Гипотеза сдвига

Пусть  $x_1, x_2, \ldots, x_n, y_1, y_2, \ldots, y_m$  наборы независимых случайных величин, полученных из законов распределения  $f_1(x)$  и  $f_2(x)$  соответственно.

$$H_0 = \{f_1(x) = f_2(x)\}\$$
  

$$H_1 = \{f_1(x) = f_2(x - \mu)\}\$$

#### Критерий Манна-Уитни

$$U_x = mn + 0.5n(n+1) - \sum_i r(x_i)$$
  
$$U_y = mn + 0.5m(m+1) - \sum_j r(y_j)U = \min(U_x, U_y)$$

Если  $U \in [U_1(\alpha), U_2(\alpha)]$ , то  $H_0$  отклоняется. При n, m > 20 выражение, основанное на U может быть приближено нормальным распределением.

## Дисперсионный анализ

#### Формулировка задачи

Имеется несколько наборов независимых случайных величин из нормального распределения с общей дисперсией  $\sigma$ . Требуется проверить гипотезу об одновременном равенстве всех средних этих выборок.

#### Задача

Сравниваются результаты морфометрических измерений какого-либо параметра для представителей вида в различных условиях произрастания. Нулевая гипотеза — различные условия не влияют на изменения этого параметра (т.е. средние для выборок равны). Альтернативная — влияние имеет место (средние для выборок различны).

## Дисперсионный анализ

#### Критерий Фишера

$$x_{i,j} = M + (M_j - M) + (x_{i,j} - M_j), VAR_T = VAR_{WG} + VAR_{BG},$$
  
 $\frac{VAR_{BG}/(m-1)}{VAR_{WG}/(n-m)} > F_{m-1;n-m}(1-\alpha)$ 

 $F_{m-1;n-m}(1-\alpha)$ –  $1-\alpha$ -квантиль распределения Фишера с m-1 и n-m степенями свободы.

## Схема провдеения дисперсионного анализа

### Этапы параметрического ДА

- Проверка выборок на нормальность;
- Провера равенства дисперсий (критерий Левена, критерий Бартлетта (?));
- Вычисление статистики ДА, сравнение с критическим значением, или вычисление p-value;
- Если нулевая гипотеза отвергается, по необходимости проводится дополнительные исследования, с целью выяснить какие средние показали значимые различия. (тест Тьюки, тесты t-Стьюдента с поправками Бонферонни);