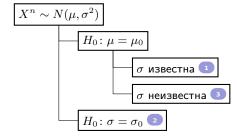
Прикладной статистический анализ данных. 2. Проверка параметрических гипотез.

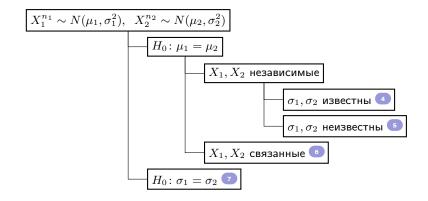
Михаил Хальман psad.homework@gmail.com

2017

Виды задач: одновыборочные



Виды задач: двухвыборочные



¹ Z-критерий

выборка:
$$X^n = (X_1, \dots, X_n), X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

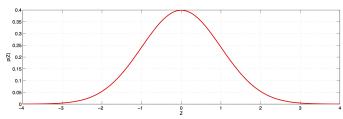
HYDERIG FURDITERS: $H_0: H = H_0$

нулевая гипотеза: H_0 : $\mu = \mu_0$

альтернатива: $H_1: \mu < \neq > \mu_0$

статистика: $Z\left(X^{n}\right) = \frac{\bar{X} - \mu_{0}}{\sigma/\sqrt{n}}$

нулевое распределение: N(0,1)



достигаемый уровень значимости:

$$p(Z) = \begin{cases} 1 - F_{N(0,1)}(Z), & H_1 : \theta > \theta_0, \\ F_{N(0,1)}(Z), & H_1 : \theta < \theta_0, \\ 2\left(1 - F_{N(0,1)}(|Z|)\right), & H_1 : \theta \neq \theta_0. \end{cases}$$

¹ Z-критерий

Пример (Kanji, критерий 1): линия по производству пудры должна обеспечивать средний вес пудры в упаковке 4 грамма, заявленное стандартное отклонение — 1 грамм.

В ходе инспекции выбрано 9 упаковок, средний вес продукта в них составляет 4.6 грамма.

 H_0 : средний вес пудры в упаковке соответствует норме.

 H_1 : средний вес пудры в упаковке не соответствует норме $\Rightarrow p = 0.0719,$

95% доверительный интервал для среднего веса — [3.95, 5.25] г.

 H_1 : средний вес пудры в упаковке превышает норму $\Rightarrow p = 0.0359$, нижний 95% доверительный предел для среднего веса — 4.05 г.

² Критерий хи-квадрат

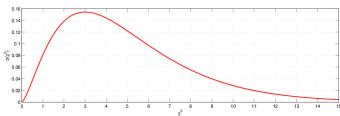
выборка: $X^n = (X_1, \dots, X_n), X \sim N(\mu, \sigma^2)$

нулевая гипотеза: H_0 : $\sigma = \sigma_0$

альтернатива: $H_1: \sigma < \neq > \sigma_0$

статистика: $\chi^2\left(X^n\right) = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_n^2}$

нулевое распределение: χ^2_{n-1}



достигаемый уровень значимости:

$$p\left(\chi^{2}\right) = \begin{cases} 1 - F_{\chi_{n-1}^{2}}(\chi^{2}), & H_{1} : \sigma > \sigma_{0}, \\ F_{\chi_{n-1}^{2}}(\chi^{2}), & H_{1} : \sigma < \sigma_{0}, \\ 2\min\left(1 - F_{\chi_{n-1}^{2}}(\chi^{2}), F_{\chi_{n-1}^{2}}(\chi^{2})\right), & H_{1} : \sigma \neq \sigma_{0}. \end{cases}$$

² Критерий хи-квадрат

Пример (Капјі, критерий 15): при производстве микрогидравлической системы делается инъекция жидкости. Дисперсия объёма жидкости — критически важный параметр, установленный стандартом на уровне 9 кв. мл. В выборке из 25 микрогидравлических систем выборочная дисперсия объёма жидкости составляет 12 кв. мл.

 H_0 : дисперсия объёма жидкости соответствует стандарту.

 H_1 : дисперсия объёма жидкости не соответствует стандарту $\Rightarrow p = 0.254,$

95% доверительный интервал для дисперсии — [7.3, 23.2] кв. мл.

 H_1 : дисперсия объёма жидкости превышает допустимое значение $\Rightarrow p = 0.127$, односторонний нижний 95% доверительный предел —

7.9 кв. мл.

t-критерий Стьюдента

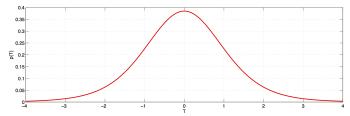
выборка:
$$X^{n} = (X_{1}, \dots, X_{n}), X \sim N(\mu, \sigma^{2})$$

 $H_0: \mu = \mu_0$ нулевая гипотеза:

 $H_1: \mu < \neq > \mu_0$ альтернатива:

 $T(X^n) = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$ статистика:

St(n-1)нулевое распределение:



С ростом объёма выборки разница между t- и z-критериями уменьшается.

з t-критерий Стьюдента

Пример: средний вес детей при рождении составляет 3300 г. В то же время, если мать ребёнка живёт за чертой бедности, то средний вес таких детей — 2800 г.

С целью увеличить вес тех детей, чьи матери живут за чертой бедности, разработана экспериментальная программа ведения беременности. Чтобы проверить ее эффективность, проводится эксперимент. В нём принимают участие 25 женщин, живущих за чертой бедности. У всех них рождаются дети, и их средний вес составляет 3075 г, выборочное стандартное отклонение — 500 г.

Эффективна ли программа?

 H_0 : программа не влияет на вес детей, $\mu = 2800$

 H_1 : программа как-то влияет на вес детей, $\mu \neq 2800 \Rightarrow p = 0.0111$, 95% доверительный интервал для изменения веса — [68.6,481.4] г.

 H_1 : программа увеличивает вес детей, $\mu>2800\Rightarrow p=0.0056,\,95\%$ нижний доверительный предел для увеличения веса — 103.9 г.

Выбор альтернативы

Одностороннюю альтернативу можно использовать, если знак изменения среднего известен заранее.

Альтернатива должна выбираться до получения данных!

4 Z-критерий

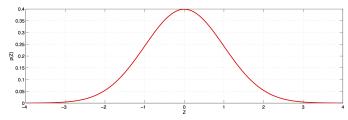
выборки:
$$X_1^{n_1} = \left(X_{11}, \dots, X_{1n_1}\right), X_1 \sim N\left(\mu_1, \sigma_1^2\right)$$
 $X_2^{n_2} = \left(X_{21}, \dots, X_{2n_2}\right), X_2 \sim N\left(\mu_2, \sigma_2^2\right)$ σ_1, σ_2 известны

нулевая гипотеза: H_0 : $\mu_1 = \mu_2$

альтернатива: $H_1: \mu_1 < \neq > \mu_2$

статистика: $Z\left(X_1^{n_1},X_2^{n_2}\right)=rac{ar{X}_1-ar{X}_2}{\sqrt{rac{\sigma_1^2}{n_1}+rac{\sigma_2^2}{n_2}}}$

нулевое распределение: N(0,1)



^₄ Z-критерий

Пример (Капјі, критерий 3): известно, что одна из линий по расфасовке чипсов даёт упаковки с более вариабельным весом продукта, чем вторая. Дисперсии равны $0.000576~{\rm r}^2$ и $0.001089~{\rm r}^2$ соответственно, средние значения веса в выборках из 13 и 8 элементов — $80.02~{\rm r}$ и $79.98~{\rm r}$.

 H_0 : средний вес продукта в упаковках, произведённых на двух линиях, совпадает.

 H_1 : средние веса продукта в упаковках, произведённых на двух линиях, различаются $\Rightarrow p=0.001,\,95\%$ доверительный интервал для разности — [0.039,0.041].

t-критерий Стьюдента / Аспина-Уэлша (проблема Беренца-Фишера)

выборки:
$$X_1^{n_1}=\left(X_{11},\ldots,X_{1n_1}\right),X_1\sim N\left(\mu_1,\sigma_1^2\right)\ X_2^{n_2}=\left(X_{21},\ldots,X_{2n_2}\right),X_2\sim N\left(\mu_2,\sigma_2^2\right)\ \sigma_1,\sigma_2$$
 неизвестны

нулевая гипотеза:
$$H_0$$
: $\mu_1 = \mu_2$

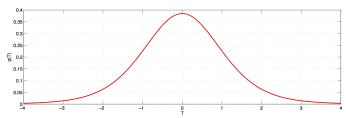
альтернатива:
$$H_1: \mu_1 < \neq > \mu_2$$

статистика:
$$T\left(X_1^{n_1},X_2^{n_2}\right) = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

$$\nu = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2^2}\right)^2}{\frac{S_1^4}{n_1^2(n_1-1)} + \frac{S_2^4}{n_2^2(n_2-1)}}$$

$$\nu = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{S_1^4}{n_1^2(n_1 - 1)} + \frac{S_2^4}{n_2^2(n_2 - 1)}}$$

 $\approx St(\nu)$ нулевое распределение:



Приближение достаточно точно при $n_1 = n_2$ или $[n_1 > n_2] = [\sigma_1 > \sigma_2]$.

t-критерий Стьюдента / Аспина-Уэлша (проблема Беренца-Фишера)

Пример: в 1974 году 108 респондентов GSS работали неполный день, в 2014-196. Для каждого из них известно количество рабочих часов за неделю, предшествующую опросу.



Изменилось ли среднее время работы у работающих неполный день?

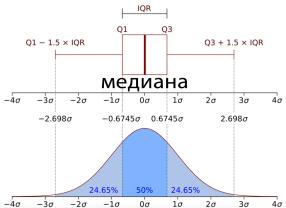
 H_0 : среднее время работы не изменилось, $\mu_1 = \mu_2$.

 H_0 : среднее время работы изменилось, $\mu_1 \neq \mu_2$.

t-критерий: p=0.02707, средняя продолжительность рабочей недели увеличилась на 2.57 часов (95% доверительный интервал — [0.29,4.85] ч).

Боксплот

Ящик с усами — способ визуализации основных характеристик распределения:



Длина усов отличается в разных реализациях.

• t-критерий Стьюдента для связанных выборок

выборки:
$$X_1^n = \left(X_{11},\dots,X_{1n}\right), X_1 \sim N\left(\mu_1,\sigma_1^2\right)$$
 $X_2^n = \left(X_{21},\dots,X_{2n}\right), X_2 \sim N\left(\mu_2,\sigma_2^2\right)$

выборки связанные

нулевая гипотеза: H_0 : $\mu_1 = \mu_2$

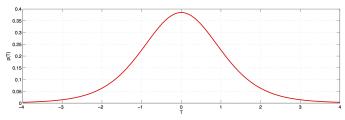
альтернатива: $H_1: \mu_1 < \neq > \mu_2$

статистика: $T(X_1^n, X_2^n) = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S/\sqrt{n}}$

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \left(D_i - \bar{D} \right)^2}$$

$$D_i = X_{1i} - X_{2i}$$

нулевое распределение: St(n-1)



• t-критерий Стьюдента для связанных выборок

Пример (Капјі, критерий 10): на 10 испытуемых сравниваются два лекарства против респираторного заболевания. Каждый из испытуемых вдыхает первое лекарство с помощью ингалятора, после чего проходит упражнение беговой дорожке. Измеряется время достижения максимальной нагрузки. Затем после периода восстановления эксперимент повторяется со вторым лекарством.

 H_0 : время достижения максимальной нагрузки не отличается для исследуемых лекарств.

 $H_1\colon$ время достижения максимальной нагрузки для исследуемых лекарств отличается $\Rightarrow p=0.916;~95\%$ доверительный интервал для разницы — $[-2.1,0.9]\,.$

F-критерий Фишера

выборки:
$$X_1^{n_1} = (X_{11}, \dots, X_{1n_1}), X_1 \sim N\left(\mu_1, \sigma_1^2\right)$$

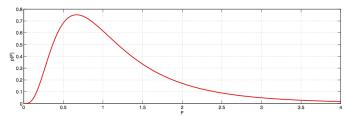
 $X_2^{n_2} = (X_{21}, \dots, X_{2n_2}), X_2 \sim N\left(\mu_2, \sigma_2^2\right)$

нулевая гипотеза: H_0 : $\sigma_1 = \sigma_2$

альтернатива: $H_1: \sigma_1 < \neq > \sigma_2$

статистика: $F\left(X_1^{n_1},X_2^{n_2}\right)=rac{S_1^2}{S_2^2}$

нулевое распределение: $F(n_1 - 1, n_2 - 1)$

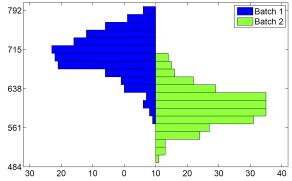


Критерий Фишера неустойчив к отклонениям от нормальности даже асимптотически

F-критерий Фишера

Пример (NIST/industry ceramics consortium for strength optimization of ceramic, 1996): собраны данные о прочности материала 440 керамических изделий из двух партий по 220 в каждой.

Одинакова ли дисперсия прочности в разных партиях?



Критерий Фишера: $p=0.1721, \ \ [C_L,C_U]=[0.9225,1.5690]$.

Критерии нормальности:

- Харке-Бера (Jarque–Bera) Кобзарь, 3.2.2.16
- Шапиро-Уилка (Shapiro-Wilk) Кобзарь, 3.2.2.1
- хи-квадрат (chi-square) Кобзарь, 3.1.1.1, 3.2.1.1
- согласия (goodness-of-fit), основанные на эмпирической функции распределения Кобзарь, 3.1.2, 3.2.1.2

Для нормальных распределений:

- Z-критерии (Z-tests) Kanji, №№ 1, 2, 3
- t-критерии Стьюдента (t-tests) Kanji, №№ 7, 8, 9
- критерий хи-квадрат (chi-square test) Kanji, №15
- критерий Фишера (F-test) Kanji, №16

Критерии, основанные на правдоподобии: Bilder, раздел B.5

Литература

Для распределения Бернулли:

- всё про одновыборочную задачу Agresti, 1.3, 1.4
- Z-критерии (Z-tests) Kanji, №№ 4, 5
- точный критерий (exact binomial test) McDonald, http://www.biostathandbook.com/exactgof.html
- доверительные интервалы Уилсона (score confidence intervals) Newcombe, 1998a, 1998b, 1998c

Agresti A. Categorical Data Analysis, 2013.

Bilder C.R., Loughin T.M. Analysis of Categorical Data with R, 2013.

Kanji G.K. 100 statistical tests, 2006.

McDonald J.H. Handbook of Biological Statistics, 2008.

Newcombe R.G. (1998). Two-sided confidence intervals for the single proportion: comparison of seven methods. Statistics in Medicine, 17, 857–872.

Newcombe R.G. (1998). Interval estimation for the difference between independent proportions: comparison of eleven methods. Statistics in Medicine, 17, 873–890.

Newcombe R.G. (1998). Improved confidence intervals for the difference between binomial proportions based on paired data. Statistics in Medicine, 17, 2635–2650.

Литература

Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика, 2006.

Королёв В.Ю. Теория вероятностей и математическая статистика, 2008.

NIST/SEMATECH. e-Handbook of Statistical Methods.

http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/