

**Интервальные оценки.
Проверка статистических гипотез.
(повторение)**

Семинар 23

Распределение χ^2

Пусть $X_i (i=1, 2, \dots, n)$ - независимые случайные величины, каждая из которых имеет распределение $N(0, 1)$. Тогда сумма квадратов этих величин

$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$ распределена по закону χ^2 («хи-квадрат») с n степенями свободы.

Распределение Стьюдента

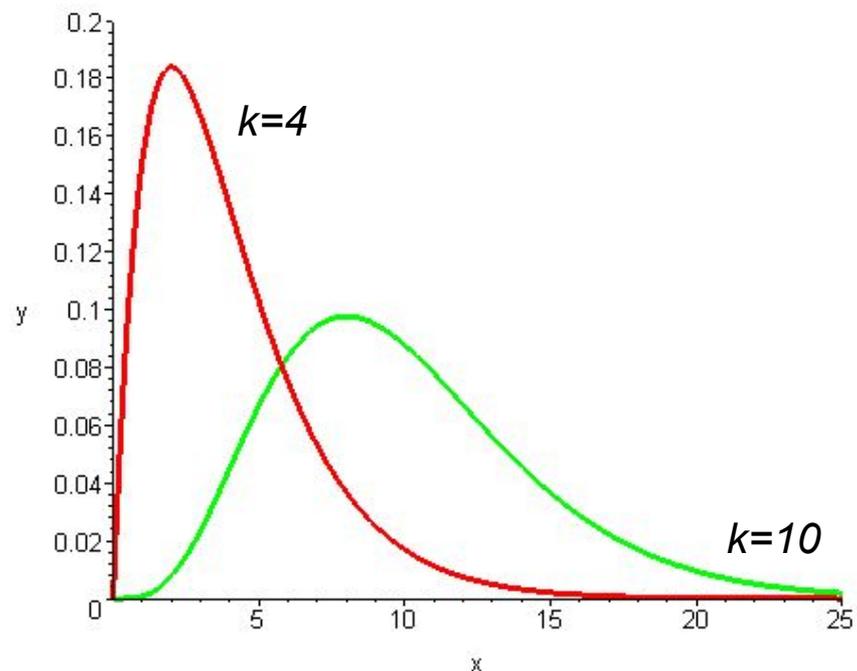
Пусть Z независимая *нормально распределенная* случайная величина, $N(0, 1)$. V - независимая от Z случайная величина, которая распределена по закону χ^2 с n степенями свободы. Тогда величина $T = \frac{Z}{\sqrt{V/n}}$ имеет распределение *Стьюдента* с n степенями свободы.

(Стьюдент псевдоним английского статистика В. Госсета)

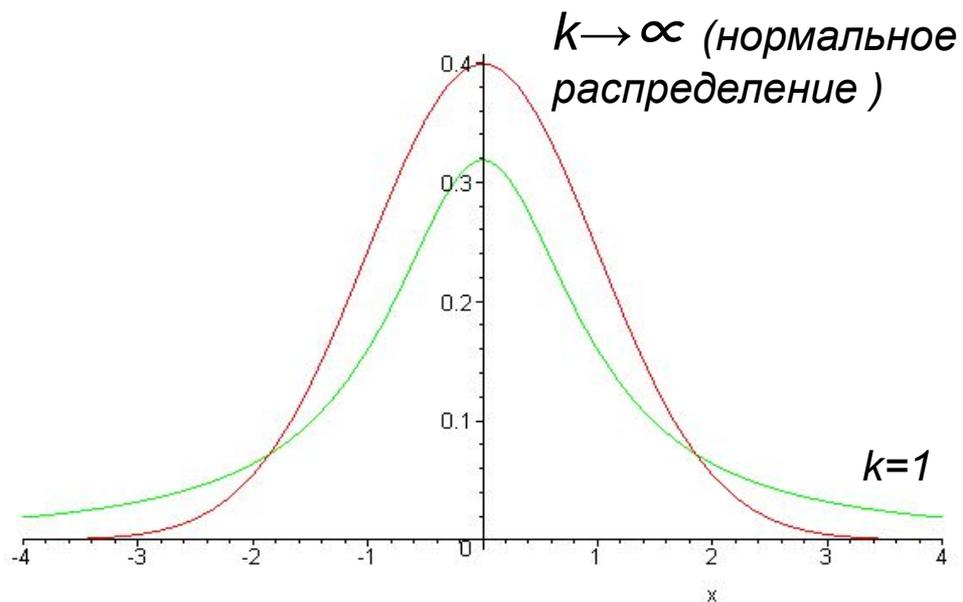
Распределение Фишера-Снедекора

Пусть U и V независимые случайные величины, распределенные по закону χ^2 со степенями свободы k_1 и k_2 , то величина $F = \frac{U/k_1}{V/k_2}$ имеет распределение *F Фишера-Снедекора* со степенями свободы k_1 и k_2 .

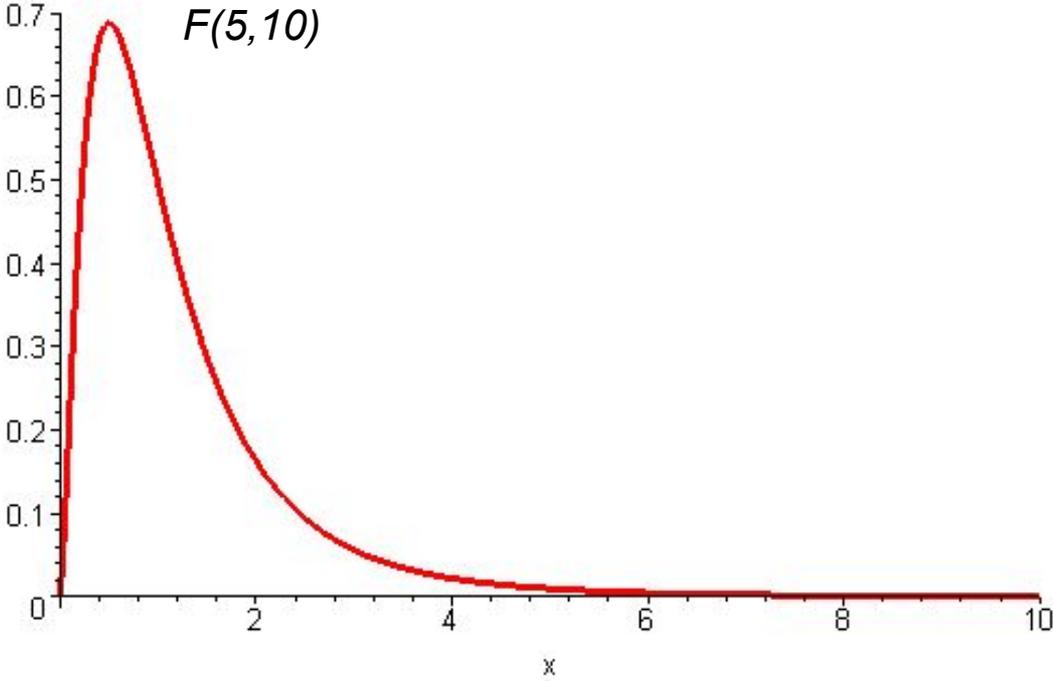
Распределение $\chi^2(k)$



Распределение Стьюдента $T(k)$.



Распределение Фишера-Снедекора $F(n_1, n_2)$



Доверительные интервалы для параметра p биномиального распределения (повторение)

Пусть x – наблюдаемое значение случайной величины X , имеющей распределение $B(n, p)$. Оценкой для p является *относительная частота* $h = x/n$. Если $n > 50$, а $nh > 5$, и $n(1-h) > 5$, то распределение

случайной величины $Z = \frac{h - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}}$, $q = 1 - p$, аппроксимируется нормальным

распределением $N(0, 1)$. Можно использовать следующие формулы для границ p_1 и p_2 доверительного интервала

$$p_{1,2} \approx h \pm \frac{u_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}} \sqrt{h(1-h)}$$

Задача 3.22

В 10 000 сеансах игры с автоматом выигрыш появился 4000 раз. Найти 95% доверительный интервал для вероятности выигрыша. Сколько сеансов игры следует провести, чтобы с вероятностью 0.99 вероятность выигрыша отличалась от частоты не более, чем на 0.01.

Решение

$$1) p_{1,2} \approx h \pm \frac{u_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}} \sqrt{h(1-h)} \quad h = \frac{4000}{10\,000} = 0.4 \quad u_{1-\alpha/2} = u_{1-0.05/2} = u_{0.975} = 1.96$$

$$p_{1,2} \approx 0.4 \pm \frac{1.96}{\sqrt{10\,000}} \sqrt{0.4(1-0.4)}$$

$$\mathbf{0.39 < p < 0.41}$$

$$2) |h - p| \leq 0.01 \quad P=0.99; \alpha=1-0.99=0.01$$

$$Z = \frac{h - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}} \quad |h - p| = u_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{pq}{n}} \quad u_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{h(1-h)}{n}} \leq 0.01$$

$$u_{1-\alpha/2} = u_{1-0.005} = u_{0.995} = 2.576$$

$$\mathbf{n \geq 16\,000}$$

Доверительные интервалы для параметра λ распределения Пуассона.

Пусть x – наблюдаемое значение случайной величины X , имеющей распределение Пуассона с параметром λ . Нижняя и верхняя границы λ_1 и λ_2 доверительного интервала для параметра λ определяются как

корни уравнений

$$\sum_{i=x}^{\infty} \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1} = \frac{\alpha}{2}$$

$$\sum_{i=0}^x \frac{\lambda_2^k}{k!} e^{-\lambda_2} = \frac{\alpha}{2}$$

Распределение Пуассона удобно аппроксимировать распределением χ^2 .

Такая аппроксимация приводит к следующим формулам вычисления доверительных границ для параметра λ :

$$\lambda_1 = \frac{1}{2} \chi_{\alpha/2}^2(2x)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2} \chi_{1-\alpha/2}^2(2x + 2)$$

Задача 3.27

Число отказавших во время испытания элементов аппаратуры имеет распределение Пуассона с параметром λ . Найти 95% доверительный интервал для λ по следующим данным:

- 1) За время испытаний отказало 3 элемента в одном комплекте аппаратуры;
- 2) В четырех испытуемых комплектах отказал соответственно 1, 0, 2, 1 элемент.

Решение

1) Отказало 3 элемента; $x=3$; $\alpha/2=(1-0.95)=0.05/2=0.025$;

$$\chi_{\alpha/2}^2(2x) = \chi_{0.025}^2(6) = 1.24;$$

$$\chi_{1-\alpha/2}^2(2x+2) = \chi_{0.975}^2(8) = 17.5$$

$$\lambda_1 = \frac{1}{2} \chi_{\alpha/2}^2(2x) = \frac{1}{2} \cdot 1.24 = 0.62;$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2} \chi_{1-\alpha/2}^2(2x+2) = \frac{1}{2} \cdot 17.5 = 8.75; \quad \mathbf{0.62 < \lambda < 8.75}$$

2) В 4-ех комплектах отказал соответственно 1, 0, 2, 1 элемент.

Если для оценки параметра λ используют результаты n наблюдений независимых С.В. X_1, X_2, \dots, X_n , каждая из которых имеет распределение

Пуассона с параметром λ , доверительные границы вычисляются для

параметра $n\lambda$ С.В. $x = \sum_{i=1}^n x_i$

Доверительный интервал для $n\lambda$ имеет вид $\lambda_1 < n\lambda < \lambda_2$.

Доверительный интервал для λ : $\lambda_1/n < \lambda < \lambda_2/n$.

$n=4$. Общее число отказов равно $x = \sum_{i=1}^4 x_i = 1 + 0 + 2 + 1 = 4$;

$$\chi_{\alpha/2}^2(2x) = \chi_{0.025}^2(8) = 2.18;$$

$$\chi_{1-\alpha/2}^2(2x+2) = \chi_{0.975}^2(10) = 20.5$$

$$\lambda_1 = \frac{1}{2} \chi_{\alpha/2}^2(2x) = \frac{1}{2} \cdot 2.18 = 1.09;$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2} \chi_{1-\alpha/2}^2(2x+2) = \frac{1}{2} \cdot 20.5 = 10.75;$$

Таким образом доверительный интервал для 4λ будет $1.09 < 4\lambda < 10.75$

Доверительный интервал для λ : $\frac{1.09}{4} < \lambda < \frac{10.75}{4}$ **$0.2725 < \lambda < 2.5625$**

Проверка статистических гипотез.

Задача 4.31.

Новый метод измерения длины был опробован на эталоне, причем оценка дисперсии по 10 замерам составила 100 кв. мкм. Согласуется ли этот результат с утверждением:

«Дисперсия результатов измерений по предложенному методу не превосходит 50 кв. мкм?» Принять $\alpha=0,05$.

Решение:

1) Гипотезы : $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$;

альтернативная гипотеза : $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$.

Проверяемая гипотеза	Предположение относительно m	Статистика критерия Z	Распределение Z $f(z/H_0)$	Область принятия H_0 для двухст. критерия	Область принятия H_0 для правост. критерия
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$;	m неизвестно, $\tilde{m} = \bar{X}$	$\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$\chi^2(n-1)$	$\chi_{\alpha/2}^2(n-1) < \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)$	$H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$ $\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} < \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$

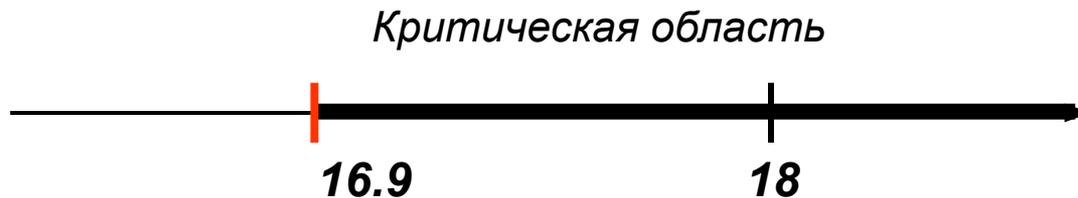
2) Критическая область определяется неравенством $Z > \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$

$$\alpha=0,05, \quad \chi_{1-\alpha}^2(n-1) = \chi_{1-0.05}^2(10-1) = \chi_{0.95}^2(9) = 16.9$$

3) Выборочное значение нормированной статистики критерия равно :

$$Z_{\text{в}} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} = \frac{(10-1) \cdot 10^2}{\sigma_0^2} = 18;$$

4)



$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} > \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$$

5) Статистическое решение: так как выборочное значение критерия принадлежит критической области, гипотеза H_0 отклоняется. Результат не согласуется с утверждением:

«Дисперсия результатов измерений по предложенному методу не превосходит 50 кв. мкм?»»

Задача 4.35.

Давление в камере контролируется по двум манометрам. Для сравнения точности одновременно фиксируются их показания. По результатам 10 измерений выборочные средние оказались равными 15.3 и 16.1 соответственно, а оценки для дисперсий - 0.2 и 0.15.

Используя односторонний и двусторонний критерии при $\alpha=0,1$ проверить гипотезу о равенстве дисперсий и гипотезу о равенстве средних.

Решение:

1. Сначала проверим гипотезу о равенстве дисперсий. $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$

Параметр	Предположение относительно m	Статистика Z	Распределение Z	Область принятия гипотезы H_0 (двухсторон. критерий)	Область принятия гипотезы H_0 (правосторон. критерий)
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	m_1, m_2 неизвестны	S_1^2 / S_2^2 $S_1^2 > S_2^2$	$F(n_1-1, n_2-1)$	$S_1^2 / S_2^2 <$ $< F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$ $S_1^2 / S_2^2 <$ $< F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$

$$S_1^2 = 0.2; S_2^2 = 0.15; n_1=10; n_2=10; \alpha=0.10 \quad S_1^2 / S_2^2 = 0.2/0.15 = 1.33$$

Статистика критерия Z имеет распределение Фишера.

1) *Двухсторонний критерий. Альтернативная гипотеза $H_1 \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$*

$$F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1) = F_{1-0.10/2}(10 - 1, 10 - 1) = F_{0.95}(9, 9) = 3.18$$

$$S_1^2 / S_2^2 < F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1); 1.33 < 3.18$$

Гипотеза $H_0 \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ принимается.

2) *Односторонний критерий. Альтернативная гипотеза $H_1 \sigma_1^2 > \sigma_2^2$*

$$F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1) = F_{1-0.10}(10 - 1, 10 - 1) = F_{0.9}(9, 9) = 2.44$$

$$S_1^2 / S_2^2 < F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1); 1.33 < 2.44$$

Гипотеза $H_0 \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ принимается.

2. Проверим гипотезу о равенстве средних. Гипотеза $H_0 m_1 = m_2$

$$S = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} = \sqrt{\frac{(10 - 1)0.2 + (10 - 1)0.15}{10 + 10 - 2}} = 0.4183$$

Пара-метр	Предположение относительно σ^2	Статистика Z	Распределение Z	Область принятия гипотезы H_0 (двухсторон. критерий)	Область принятия гипотезы H_0 (правосторон. критерий)
$m_1 = m_2$	σ_1^2 и σ_2^2 неизвестны Гипотеза H_0 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ Принимается $\sigma_1^2 = S_1^2$ $\sigma_2^2 = S_2^2$	$Z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}};$ $S = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$	$T(n_1 + n_2 - 2)$	$\frac{ \bar{X}_1 - \bar{X}_2 }{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} < t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$	$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} < t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$

1) Двухсторонний критерий. Альтернативная гипотеза H_1 $m_1 \neq m_2$

$$\frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{|15.3 - 16.1|}{0.418 \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{10}}} = \frac{|-0.8|}{0.418 \cdot 0.447} = 4.278$$

Критическая область

$$t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2) = t_{1-0.10/2}(18) = t_{0.95}(18) = 1.734$$

1.734 4.278



$4.278 > 1.734$. Гипотеза H_0 $m_1 = m_2$ отклоняется.

1) Односторонний критерий (левосторонний) . Альтернативная гипотеза $H_1: m_1 < m_2$

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{15.3 - 16.1}{0.418 \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{10}}} = \frac{-0.8}{0.418 \cdot 0.447} = -4.278$$

$$t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2) = t_{0.10}(10 + 10 - 2) = -t_{0.9}(18) = -1.33$$

Критическая область



$-4.278 < 1.33$. Гипотеза $H_0: m_1 = m_2$ отклоняется.