

Лекция 6

Тема: «Статистические гипотезы»

План лекции:

1. Критерии проверки статистических гипотез

2. Параметрические критерии: Критерий Стьюдента, Критерий Фишера

3. Непараметрические критерии: Хи-квадрат, критерий Колмогорова-Смирнова, Критерий знаков, Критерий Манна-Уитни, критерий Уилкоксона, Критерий Шапиро и др.

4. Применение статистических критериев в анализе почвенных данных

Основные понятия:

- Нулевая гипотеза →
- Альтернативная гипотеза →
- Ошибки первого → и второго рода →
- Уровень значимости →

Этапы проверки статистических гипотез

- Формулировка основной гипотезы H_0 и конкурирующей гипотезы H_1 . Гипотезы должны быть чётко формализованы в математических терминах.
- Задание вероятности α , называемой уровнем значимости и отвечающей ошибкам первого рода, на котором в дальнейшем и будет сделан вывод о правдивости гипотезы.
- Расчёт статистики φ критерия такой, что:
 - её величина зависит от исходной выборки ;
 - по её значению можно делать выводы об истинности гипотезы H_0 ;
 - сама статистика φ должна подчиняться какому-то известному закону распределения, т.к. сама φ является случайной в силу случайности .
- Построение критической области. Из области значений φ выделяется подмножество таких значений, по которым можно судить о существенных расхождениях с предположением. Его размер выбирается таким образом, чтобы выполнялось равенство . Это множество и называется **критической областью**.
- Вывод об истинности гипотезы. Наблюдаемые значения выборки подставляются в статистику φ и по попаданию (или непопаданию) в критическую область выносятся решение об отвержении (или принятии) выдвинутой гипотезы H_0 .

Статистическая гипотеза - некоторое предположение о свойствах генеральной совокупности, которой принадлежит выборка.

- Нулевая гипотеза (H_0) - предположение о том, что между генеральными параметрами сравниваемых групп разница равна нулю, или различия между выборочными показателями носят случайный характер ←

Если выборка из совокупности 1 имеет параметры μ_1 и σ_1 , а выборка из совокупности 2 соответственно μ_2 и σ_2 , то:

$$\mu_1 = \mu_2, \sigma_1 = \sigma_2$$

и

$$\mu_1 - \mu_2 = 0, \sigma_1 - \sigma_2 = 0$$

Нулевая гипотеза может иметь в виду $\mu = \alpha$, где α - какое-то число.

$$H_0: \mu = a.$$

Альтернативная (противоположная) гипотеза -
противопоставляется нулевой гипотезе и исходит из
того, что:

$$\mu_1 - \mu_2 \neq 0$$

И

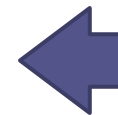
$$\sigma_1 - \sigma_2 \neq 0$$



Критерии проверки гипотез:

Число степеней свободы (k) – числа, показывающие количество свободно варьирующих элементов или членов статистической совокупности, способных принимать любые произвольные значения.

Уровень значимости (α) – значение вероятности, при котором различия, наблюдаемые между выборочными показателями, можно считать несущественными, случайными.



- Критерии значимости

- Параметрические
 - Критерий Стьюдента
 - (t)

- Критерий Фишера
- (F)

- Непараметрические

- Критерий
- Хи-квадрат
- (χ^2)

-

- Критерий
- Колмогорова-Смирнова (d)

- Критерий знаков
- (z)

- Критерий Мана-Уитни (U)

- Критерий
- Уилка-Шапиро (W)

- Т-критерий Уилксона (T)



- **Параметрические критерии**
 - строятся на основе параметров выборочной совокупности
- **Непараметрические критерии**
 - функции от вариант данной совокупности с их частотами

- Область значений случайной величины
 - Область допустимых значений
 - Область маловероятных значений

- Критическое значение – соответствует границе между областью допустимых и областью маловероятных значений.



Устанавливается в зависимости от принятого уровня значимости (α). Критерии проверки гипотез

Выделяют три вида критических областей:

- *Двусторонняя критическая область* определяется двумя интервалами, где находят из условий .
- *Левосторонняя критическая область* определяется интервалом , где x_α находят из условия $P(\varphi < x_\alpha) = \alpha$.
- *Правосторонняя критическая область* определяется интервалом , где x_α находят из условия $P(\varphi > x_\alpha) = \alpha$.

Ошибка первого рода

- Уровень значимости характеризует ту вероятность, которой решено пренебрегать в данном исследовании.
- Отклонение нулевой гипотезы при попадании значения случайной величины в критическую область нельзя рассматривать как доказательство того, что гипотеза неверна, так как значения, выходящие за пределы области принятия гипотезы H_0 могут иметь место и в случае правильности нуль-гипотезы, и вероятность такого события известна - она равна α .
- Отклоняя правильную нулевую гипотезу, мы допускаем так называемую **ошибку первого рода**, принятый же уровень значимости α характеризует риск допустить такую ошибку.



Ошибка второго рода

Принятие нулевой гипотезы, когда она неверна, носит название ошибки второго рода. Вероятность такой ошибки обозначается (β).



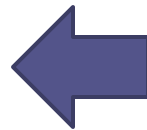
С вероятностью $1 - \beta$ принятия нулевой гипотезы, когда она верна, связывается в математической статистике понятие мощность критерия.

Уменьшая вероятность ошибки первого рода (α), мы неизбежно увеличиваем вероятность ошибки второго рода (β).

Выбор уровня значимости α (устанавливается обычно α , а не β) определяется условиями проведения эксперимента, ответственностью выводов и учетом того, ошибка какого рода наиболее нежелательна.

В большинстве случаев принимают $\alpha = 0,05$ (5%), что соответствует доверительной вероятности $P = 0,95$.

Параметрические критерии



- Распределение Стьюдента (или t-распределение) - это распределение отклонений нормально распределенной случайной величины от генерального среднего, нормированных выборочной оценкой среднего квадратического отклонения.
- Это распределение зависит от числа степеней свободы ν , с которым найдена оценка среднего квадратического отклонения.

Классическим примером распределения Стьюдента является распределение стандартизованных отклонений

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{S_{\bar{x}}},$$

где: \bar{x} - нормально распределенное выборочное среднее;

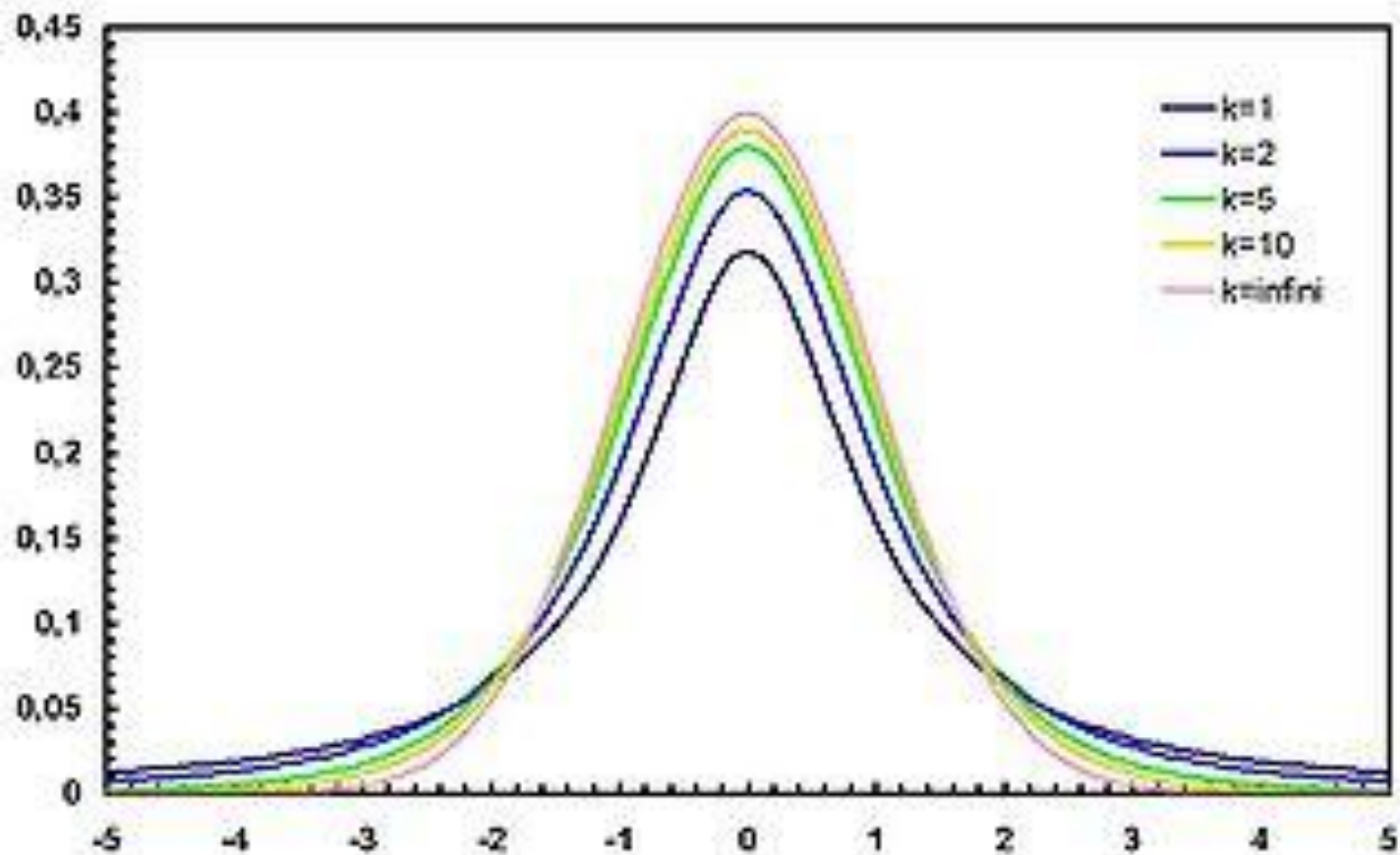
μ - генеральное среднее; $S_{\bar{x}}$ - ошибка среднего, вычисленная по выборке объема n ,

t - значение случайной величины, распределенной по Стьюденту с $\nu = n - 1$ числом степеней свободы.

Кривая распределения Стьюдента похожа по внешнему виду на кривую нормального распределения: она одновершинна, симметрична, ее ветви асимптотически приближаются к оси абсцисс.

При $\nu \rightarrow \infty$ распределение Стьюдента стремится к нормальному распределению с параметрами $\mu = 0$ и $\sigma = 1$.

Кривые нормального распределения (Z -сплошная линия) и распределения t-Стюдента при $\nu=3$ (пунктирная линия)



- Наибольшее отличие распределения Стьюдента от нормального наблюдается при $\nu=1$, когда при значениях переменной величины t , близких к среднему, плотность вероятности распределения Стьюдента меньше, а при значениях, сильно отличающихся от среднего, больше, чем при нормальном распределении.

Закон распределения имеет непрерывную функцию и описывается формулой:

$$f(t) = C \left(1 + \frac{t^2}{n-1} \right)^{-\frac{n-1}{2}}$$

для $-\infty < t < +\infty$

где: C – константа, зависящая от числа степеней свободы $n-1$

t – распределение – частный случай нормального распределения;

t – распределение – симметрично;

t – распределение отражает специфику распределения малой выборки по нормальному закону.

Таблица 3. Критические точки t -критерия Стьюдента при различных уровнях значимости α

Число степеней свободы k	$\alpha, \%$			Число степеней свободы k	$\alpha, \%$		
	5	1	0,1		5	1	0,1
1	12,71	63,66	64,60	18	2,10	2,88	3,92
2	4,30	9,92	31,60	19	2,09	2,86	3,88
3	3,18	5,84	12,92	20	2,09	2,85	3,85
4	2,78	4,60	8,61	21	2,08	2,83	3,82
5	2,57	4,03	6,87	22	2,07	2,82	3,79
6	2,45	3,71	5,96	23	2,07	2,81	3,77
7	2,37	3,50	5,41	24	2,06	2,80	3,75
8	2,31	3,36	5,04	25	2,06	2,79	3,73
9	2,26	3,25	4,78	26	2,06	2,78	3,71
10	2,23	3,17	4,59	27	2,05	2,77	3,69
11	2,20	3,11	4,44	28	2,05	2,76	3,67
12	2,18	3,05	4,32	29	2,05	2,76	3,66
13	2,16	3,01	4,22	30	2,04	2,75	3,65
14	2,14	2,98	4,14	40	2,02	2,70	3,55
15	2,13	2,95	4,07	60	2,00	2,66	3,46
16	2,12	2,92	4,02	120	1,98	2,62	3,37
17	2,11	2,90	3,97	∞	1,96	2,58	3,29
P	0,05	0,01	0,001	—	0,05	0,01	0,001

Сравнение средних арифметических корреляционно не связанных между собой выборок, взятых из нормально распределяющихся совокупностей с их параметрами $\mu_1\sigma_1^2$ $\mu_2\sigma_2^2$ исходят из предположения , что разница между ними возникла случайно ($d=X_1-X_2$). В качестве критерия проверки гипотезы служит переменная величина:

$t = t$	$\frac{[(X_1 - X_2)]}{S_{X_1 - X_2}}$
Где:	$S_{X_1 - X_2} = S_d$ – ошибка разности между выборочными средними s

Нулевая гипотеза опровергается (~~H_0~~), если $t_{\phi} \geq t_{st}$ для принятого уровня значимости и числа степеней свободы $k = n_1 + n_2 - 2$.

Распределение F Фишера.

Распределение представляющее собой случайную величину, распределение которой было изучено Фишером, названо его именем и обозначено буквой F .

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2},$$

- Если имеются две оценки S_1^2 и S_2^2 одной и той же дисперсии σ^2 нормально распределенной случайной величины, то, принимая, что $S_1^2 > S_2^2$, можно найти отношение этих оценок. При этом всегда берется отношение большей дисперсии к меньшей:

С увеличением v_1 и v_2 обе оценки стремятся к одному и тому же параметру σ^2 , F при этом стремится к единице.

Чем меньше v_1 и v_2 , тем больше шансов получить в случайном порядке достаточно отличные от единицы значения F .

Распределение F зависит от числа степеней свободы ν_1 и ν_2 , с которыми найдены оценки дисперсий в числителе (ν_1) и в знаменателе (ν_2).

Таблица 4. Значения F-критерия Фишера при уровнях значимости $\alpha = 5\%$ (верхняя строка) и $\alpha = 1\%$ (нижняя строка)

k_2	k_1 — степени свободы для большей дисперсии							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	161	200	216	225	230	234	237	239
	4052	4999	5403	5625	5764	5859	5928	5982
2	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,35	19,37
	98,50	99,00	99,17	99,25	99,30	99,33	99,36	99,37
3	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,89	8,85
	34,12	30,82	29,16	28,71	28,42	27,91	27,67	27,49
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,04	6,00
	21,20	18,00	16,89	15,98	15,52	15,21	14,98	14,80
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82
	16,26	13,27	12,06	11,39	10,97	10,67	10,46	10,29
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15
	13,75	10,92	9,78	9,15	8,75	8,47	8,26	8,10
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73
	12,25	9,55	8,47	7,85	7,46	7,19	6,99	6,84
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44
	11,26	8,65	7,59	7,01	6,63	6,37	6,18	6,03
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23
	10,56	8,02	6,99	6,42	6,06	5,80	5,61	5,47
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07
	10,04	7,56	6,55	5,99	5,64	5,39	5,20	5,06
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	3,01	2,95
	9,65	7,21	6,22	5,67	5,32	5,07	4,89	4,74
12	4,75	3,80	3,49	3,26	3,11	3,00	2,91	2,85
	9,33	6,93	5,95	5,41	5,06	4,82	4,64	4,50
13	4,67	3,80	3,41	3,18	3,02	2,92	2,83	2,77
	9,07	6,70	5,74	5,21	4,86	4,62	4,44	4,30

- Если выборки взяты из разных совокупностей с неравными параметрами σ_1^2 и σ_2^2 , то $F_{\text{ф}} \geq F_{\text{ст}}$ и нулевая гипотеза должна быть опровергнута (~~H_0~~).

Непараметрические критерии



Распределение Хи-квадрат ($\chi^2(n)$)

- Допустим, что случайная величина Z распределена нормально с параметрами μ и σ^2 . Если взять n случайных значений z и найти сумму их квадратов, то полученная сумма будет представлять собой значение некоторой случайной величины, обозначаемой χ^2 (хи-квадрат):

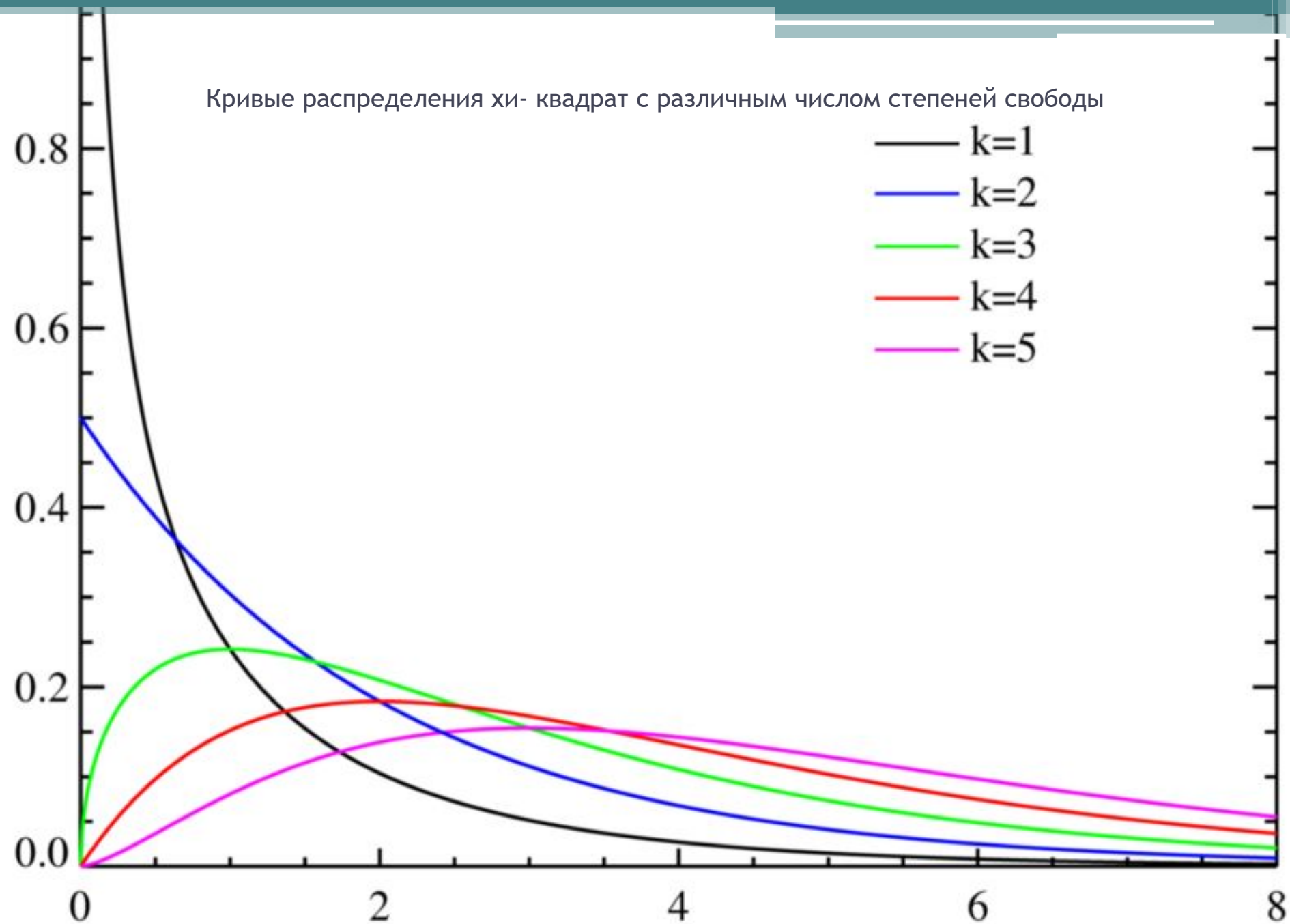
Основные свойства критерия:

Случайная величина χ^2 , будучи суммой квадратов, всегда положительна и должна зависеть от числа слагаемых.

Величина χ^2 может принимать значения от 0 до ∞ .

- Вид кривой распределения существенно зависит от числа слагаемых, точнее, от числа независимых слагаемых, т.е. от числа степеней свободы ν . При очень малых ν распределение сильно асимметрично, но асимметрия быстро уменьшается по мере увеличения числа степеней свободы. Для распределения χ^2 среднее число равно числу степеней свободы, а дисперсия - удвоенному числу степеней свободы:

Кривые распределения хи- квадрат с различным числом степеней свободы



- Так как закон распределения известен, то не составляет большого труда вычислить критические значения χ_{α}^2 , случайно превысить которые при заданном ν можно с вероятностью α .

Для выборок равного объема, $n_1=n_2$ и $N= n_1+n_2$

$$\chi^2_{\phi} = 4 \cdot \sum \left(\frac{f_1^2}{f_1 + f_2} \right) - N$$

Для выборок разного объема, $n_1 \neq n_2$

$$\chi^2_{\phi} = \frac{N^2}{n_1 n_2} \left(\sum \frac{f_1^2}{f_1 + f_2} - \frac{n_1^2}{N} \right)$$

При сравнении эмпирического и теоретического распределения формула используют формулу

$$\chi^2_{\phi} = \sum \frac{(f_i - f_i^{\circ})^2}{f_i^{\circ}}$$

Примите H_0 , если $\chi^2_{\text{ф}} < \chi^2_{\text{теор}}$.

Отклоните H_0 , если $\chi^2_{\text{ф}} \geq \chi^2_{\text{теор}}$.

U-критерий Манна-Уитни (англ. *Mann-Whitney U test*) – непараметрический

- статистический критерий, используемый для оценки различий между двумя выборками по уровню какого-либо признака, измеренного количественно. Позволяет выявлять различия в значении параметра между малыми выборками. Другие названия: критерий Манна-Уитни-Уилкоксона (англ. *Mann-Whitney-Wilcoxon*, *MWW*), критерий суммы рангов Уилкоксона (англ. *Wilcoxon rank-sum test*) или критерий Уилкоксона-Манна-Уитни (англ. *Wilcoxon-Mann-Whitney test*).

- Простой непараметрический критерий. Метод определяет, достаточно ли мала зона перекрещивающихся значений между двумя рядами (ранжированным рядом значений параметра в первой выборке и таким же во второй выборке).
- Чем меньше значение критерия, тем вероятнее, что различия между значениями параметра в выборках достоверны.

Для применения U-критерия Манна-Уитни нужно произвести следующие операции:

- 1. Составить единый ранжированный ряд из обеих сопоставляемых выборок, расставив их элементы по степени нарастания признака и приписав меньшему значению меньший ранг. Общее количество рангов получится равным: $N = n_1 + n_2$, где n_1 — количество единиц в первой выборке, а n_2 — количество единиц во второй выборке.

2. Разделить единый ранжированный ряд на два, состоящие соответственно из единиц первой и второй выборок. Подсчитать отдельно сумму рангов, пришедшихся на долю элементов первой выборки, и отдельно — на долю элементов второй выборки. Определить **большую** из двух ранговых сумм (T_x), соответствующую выборке с n_x единиц.

3. Определить значение U-критерия Манна-Уитни по формуле:

$$U_1 = R_1 - \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} \quad \text{и} \quad U_2 = R_2 - \frac{N_2(N_2 + 1)}{2}$$

4. По таблице для избранного уровня статистической значимости определить критическое значение критерия для данных n_1 и n_2 . Если полученное значение U **меньше** табличного или равно ему, то признается наличие существенного различия между уровнем признака в рассматриваемых выборках (принимается альтернативная гипотеза). Если же полученное значение U больше табличного, принимается нулевая гипотеза. Достоверность различий тем выше, чем меньше значение U .

5. При справедливости нулевой гипотезы критерий имеет матожидание и дисперсию и при достаточно большом объёме выборочных данных ($n_1 > 19$, $n_2 > 19$) распределён практически нормально.

Примите H_0 , если $U_\phi > U_{\text{теор}}$.

Отклоните H_0 , если $U_\phi \leq U_{\text{теор}}$.

Ограничения применимости критерия

1. В каждой из выборок должно быть не менее 3 значений признака. Допускается, чтобы в одной выборке было два значения, но во второй тогда не менее пяти.
2. В выборочных данных не должно быть совпадающих значений (все числа - разные) или таких совпадений должно быть очень мало.

Критерий Колмогорова -Смирнова

- В статистике критерий согласия Колмогорова (также известный, как критерий согласия Колмогорова-Смирнова) используется для того, чтобы определить, подчиняются ли два эмпирических распределения одному закону, либо определить, подчиняется ли полученное распределение предполагаемой модели.

Критерий Колмогорова-Смирнова о проверке гипотезы об однородности двух эмпирических законов распределения является одним из основных и наиболее широко используемых непараметрических методов, так как достаточно чувствителен к различиям в исследуемых выборках.

Критерий Колмогорова-Смирнова о проверке гипотезы об однородности двух эмпирических законов распределения является одним из основных и наиболее широко используемых непараметрических методов, так как достаточно чувствителен к различиям в исследуемых выборках.

Максимальная по модулю разность между соответствующими накопленными относительными частотами является фактическим значением критерия Колмогорова-Смирнова.

$$d_{\varphi} = \max |F_1 - F_2|$$

Теоретическое значение критерия Колмогорова Смирнова вычисляется по формуле:

$$d_{\text{теор.}} = \lambda \sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}$$

Примите H_0 , если $d_\phi < d_{теор}$.

Отклоните H_0 , если $d_\phi \geq d_{теор}$.

Спасибо за внимание!