



СТАТИСТИЧНА ПЕРЕВІРКА СТАТИСТИЧНИХ ГІПОТЕЗ

Методи математичної статистики дозволяють перевірити:

- припущення про закон розподілу деяких випадкових величин (генеральної сукупності);
- про значення параметрів цього розподілу;
- про наявність кореляційної залежності між випадковими величинами, визначених на множині об'єктів однієї і тієї ж генеральної сукупності.

Статистичною називають гіпотезу про вигляд невідомого розподілу, про параметри відомих розподілів.

Задача полягає в тому, щоб підтвердити або спростувати гіпотезу, ***використовуючи вибіркoві*** (експериментальні) ***дані***.

Перевірити статистичну гіпотезу – це означає перевірити, чи узгоджуються вибіркові дані з цією гіпотезою.

Перевірка здійснюється за допомогою ***статистичного критерію***.

Статистичний критерій – це випадкова величина, ***закон розподілу*** якої (разом із значеннями параметрів) відомий у випадку, якщо прийнята гіпотеза ***справедлива***.

Звичайно використовуються критерії Стьюдента, Фішера, χ^2 (Пірсона) та ін.

Послідовність дій

Крок 1. Сформулювати основну та альтернативну гіпотези.

Крок 2. Задати рівень значущості α .

Крок 3. Обираємо критерій для перевірки гіпотези

Крок 4. По таблиці знайти **критичні значення** та побудувати **критичну область**.

Крок 5. За вибіркою порахувати **значення статистики**.

Крок 6. Порівняти отримане значення з критичною областю. Зробити висновок

1. Сформулювати основну та альтернативну гіпотези.

Нульовою (основною) гіпотезою називають висунуту гіпотезу H_0 . Разом з нульовою гіпотезою H_0 висувається **альтернативна** або **конкуруюча** гіпотеза H_1 , що суперечить нульовій.

Наприклад :

$$\begin{array}{lll} 1) H_0 : Q_1 = Q_2; & 2) H_0 : Q_1 = Q_2; & 3) H_0 : Q_1 = Q_2; \\ H_1 : Q_1 > Q_2; & H_1 : Q_1 < Q_2; & H_1 : Q_1 \neq Q_2. \end{array}$$

2. Задати рівень значущості α .

Виберемо деяку малу величину α (**0,05; 0,01; 0,001**) – **рівень значущості**.

Ймовірність α називають *рівнем значущості*.

Це ймовірність здійснення *помилки першого роду*, тобто відкидання гіпотези H_0 , коли вона вірна.

3. Обираємо критерій для перевірки гіпотези

Нехай випадкова величина K – статистичний критерій перевірки деякої гіпотези H_0 . При справедливості H_0 закон розподілу випадкової величини K характеризується деякою *відомою* щільністю розподілу ймовірності $p(K)$.

4. Знайти критичні значення та побудувати критичну область.

Визначимо *критичне значення критерію* $K_{кр}$ як розв'язок одного з трьох рівнянь залежно від *виду* H_0 та H_1 .

$$1) H_0 : Q_1 = Q_2;$$

$$H_1 : Q_1 > Q_2$$

$$P (K > K_{критичне}) = \alpha, \quad (1)$$

2) $H_0 : Q_1 = Q_2;$

$H_1 : Q_1 < Q_2$

$$P (K < K_{\text{критичне}}) = \alpha, \quad (2)$$

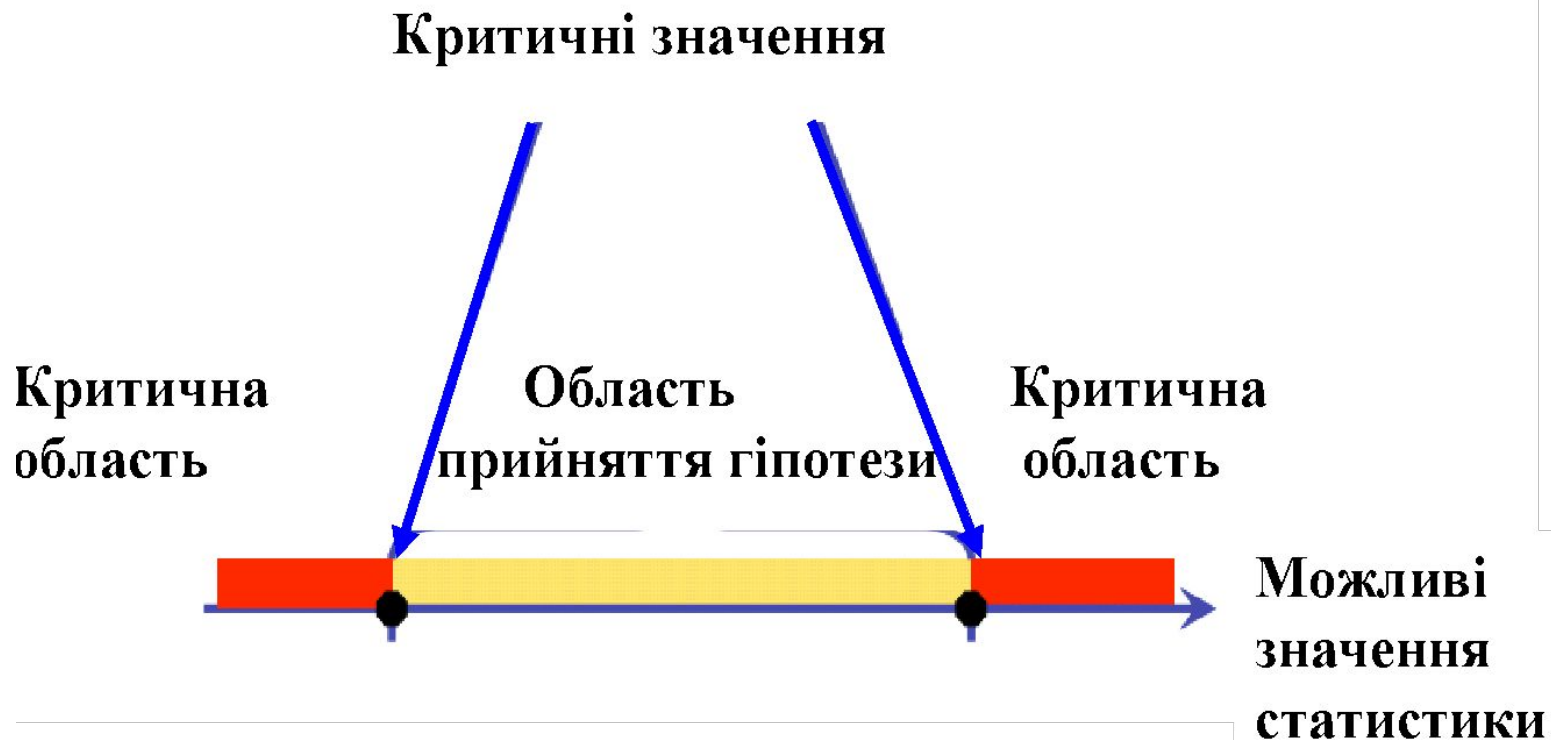
3) $H_0 : Q_1 = Q_2;$

$H_1 : Q_1 \neq Q_2$

$$P (K < K_{\text{критичне}1}) + P (K > K_{\text{критичне}2}) = \alpha. \quad (3)$$

- Розв'язок рівнянь (1–3) полягає в такому: за заданою імовірністю α , знаючи $p(K)$, **задану, як правило, у вигляді таблиць**, потрібно визначити критичне значення критерію (**$K_{\text{критичне}}$**).

- Критичні значення відокремлюють критичну область від області прийняття гіпотези.



Множина значень статистики включає дві області:

- 1 **Область прийняття гіпотези**, тобто безліч тих значень статистики, при яких гіпотеза H_0 приймається;
- 2 **Критичну область**, тобто безліч тих значень статистики, при яких гіпотеза H_0 відхиляється і приймається альтернативна гіпотеза H_1 .

5. За вибіркою порахувати значення статистики.

Після побудови критичної області
**обчислюють значення статистики по
вибірці** і порівнюють його з критичною
областю.

6. Порівняти отримане значення з критичною областю.

Зробити висновок

Якщо **значення статистики** потрапило в **область прийняття гіпотези**, то гіпотеза **H_0 приймається**

Якщо **значення статистики** потрапило **в критичну область**, то гіпотеза **H_0 відхиляється** і приймається альтернативна гіпотеза **H_1**

Розглянемо рівняння

$$P (K > K_{\text{критичне}}) = \alpha \quad (1).$$

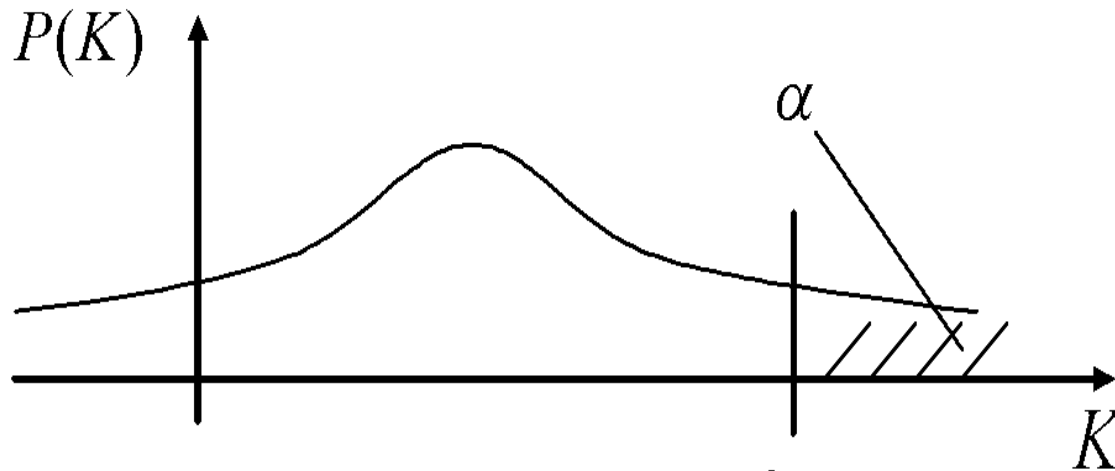
Розв'язавши його, знаходимо значення

$K_{\text{критичне}}$, що розбиває числову вісь на дві області:

$K < K_{\text{критичне}}$ — область прийняття гіпотези;

$K > K_{\text{критичне}}$ — критична область.

$$P(K > K_{кр}) = \alpha$$



Область прийняття гіпотези

$K_{кр}$ (критична область)

Критична точка, що отримана з рівняння (1), називається *правобічною*.

Обчислюємо ***Кемпіричне*** – значення критерію K , ***розраховане за вибірковими даними***

Правило:

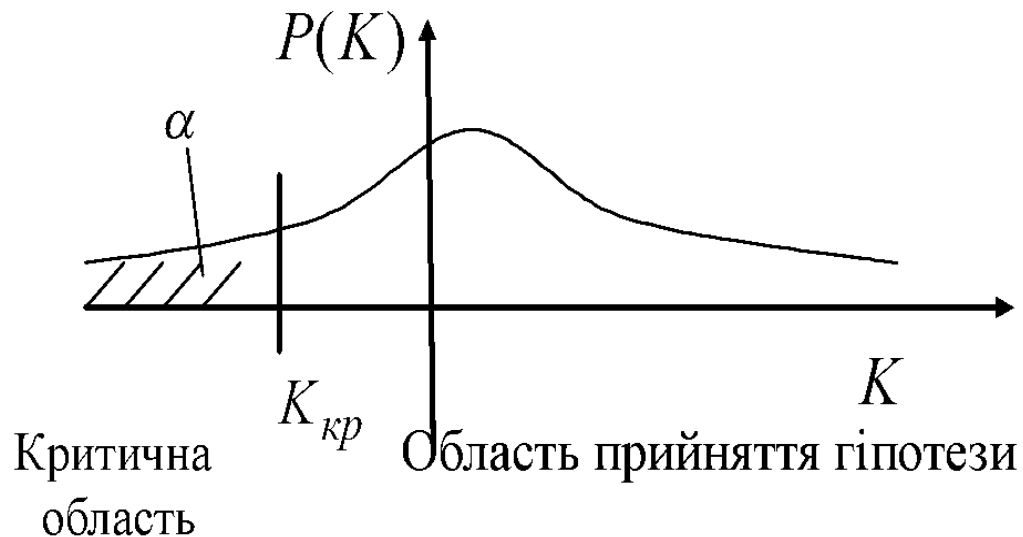
ЯКЩО

$K_{\text{емпіричне}} > K_{\text{критичне}}$ – У цьому випадку говорять, що *гіпотеза H_0 не узгоджується з вибірковими даними*. **H_0 відкидається;**

$K_{\text{емпіричне}} < K_{\text{критичне}}$ – вибіркові дані не суперечать гіпотезі H_0 . **H_0 приймається.**

$$P(K < K_{кр}) = \alpha,$$

Рівняння (2) визначає лівосторонню критичну область.



Правило:

ЯКЩО

**Кемпіричне < Ккритичне — H_0
відкидається;**

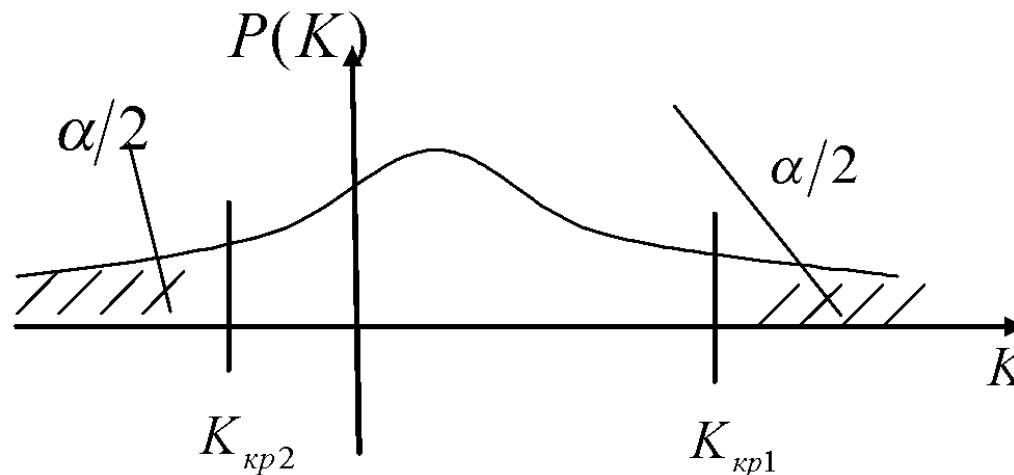
**Кемпіричне > Ккритичне — H_0
приймається.**

Рівняння (3) визначає двосторонню критичну область.

Звичайно $K_{кр1}$ і $K_{кр2}$ визначають таким чином, щоб виконувалася умова

$$P(K \leq K_{кр2}) = P(K \geq K_{кр1}) = \alpha/2$$

$$P(K \leq K_{кр2}) = P(K \geq K_{кр1}) = \alpha/2$$



Правило:

$|K_{\text{емпіричне}}| > K_{\text{критичне}} - H_0$ відкидається ,

$|K_{\text{емпіричне}}| < K_{\text{критичне}} - H_0$ приймається.

Як бачимо, вигляд критичної області залежить від того, яка гіпотеза висунута як конкуруюча.

Перевірка гіпотези про закон розподілу

Нехай необхідно перевірити гіпотезу H_0 про те, що вибірка підкоряється певному закону розподілу, заданому функцією $F(x)$. Під альтернативною гіпотезою H_1 в цьому випадку будемо підрозумівати те, що просто не виконано основну гіпотезу.

Потрібно зробити висновок: чи погоджуються результати спостережень із висловленим припущенням. Для цього використаємо спеціально підібрану величину – критерій згоди.

Критерій згоди Пірсона – найбільш часто вживаний критерій для перевірки гіпотези про закон розподілу.

Для перевірки гіпотези про закон розподілу необхідно розрахувати **емпіричні** і **теоретичні** частоти.

Емпіричні та теоретичні частоти. Безперервний розподіл

Нехай при дослідженні випадкової величини була отримана вибірка розміром n . Весь інтервал можливих значень поділяють на k інтервалів. Інтервали не перетинаються і рівні між собою. Потім обчислюють n_i – кількість значень, що потрапили в i -й інтервал. Емпіричними називають частоти n_i , що фактично спостерігаються.

Теоретичні частоти

Теоретичні частоти безперервного розподілу знаходять за формулою

$$n_i' = NP_i,$$

де N – число випробувань;

P_i – ймовірність влучення X у i -й частковий інтервал, обчислена при допущенні, що X має функцію розподілу $F(x)$.

Теоретичні частоти

$$n_i' = N(F(x_i) - F(x_{i-1})).$$

Зокрема, якщо є підстави припускати, що випадкова величина X розподілена нормально, то теоретичні частоти, обчислюють таким чином

Теоретичні частоти

$$n_i' = N(\text{НОРМРАСП}(x_i, \bar{x}, S, 1) - \text{НОРМРАСП}(x_{i-1}, \bar{x}, S, 1)),$$

де N – число випробувань;

x_i – права границя i -го інтервалу;

– середнє значення;

S – стандартне відхилення.

Критерій згоди Пірсона

Нульова гіпотеза: генеральна сукупність розподілена за законом $F(x)$. В якості критерію обираємо випадкову величину

$$\chi^2_{\text{емпіричне}} = \sum_{i=1}^L \frac{(n_i - n_i')^2}{n_i'}$$

де n_i – емпіричні частоти;
 n_i' – теоретичні частоти.

Для рівня значущості α знаходимо

$\chi^2_{кр}$, розв'язуючи рівняння

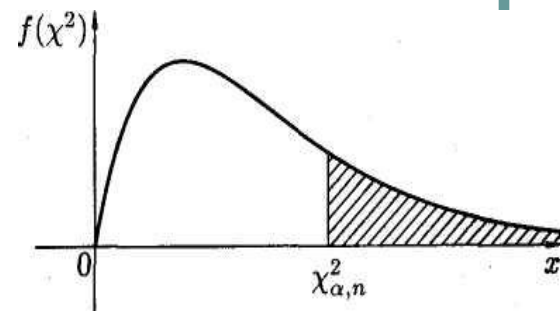
$$P(\chi^2 > \chi^2_{критичне}) = \alpha,$$

$$\chi^2_{критичне} = \text{ХИ2ОБР}(\alpha; K),$$

де $K = L - 1 - r$;

L – число часткових інтервалів;

r – число параметрів розподілу. Для нормального закону $r = 2$.



Якщо χ^2 емпіричне $<$ χ^2 критичне – гіпотезу про закон розподілу **приймаємо**.

Якщо χ^2 емпіричне $>$ χ^2 критичне – гіпотезу H_0 відкидаємо.

Обсяг вибірки повинен бути більше ніж 50.

Приклад

У таблиці наведені значення частот. Розрахувати теоретичні частоти в припущенні, що вибірка має нормальний закон розподілу. Відомо, що $\bar{x}=42,37$, $S=0,94$. З рівнем значущості $\alpha=0,01$ перевірити гіпотезу про закон розподілу.

i	0	1	2	3	4	5
інтервали	$(-\infty;40]$	$(40;41]$	$(41;42]$	$(42;43]$	$(43;44]$	$(44;46]$
n_i – емпіричні частоти	0	20	112	154	73	15

Оскільки $\bar{x} = 42,37$, $S = 0,94$, нормальний закон розподілу для нашої вибірки можна записати у вигляді $N(42,37; 0,94)$.

Перевірка гіпотези про закон розподілу

Інтервал	Кишені	Середні інтервалів	n_i	$F(X)$	P_i	n'_i	χ_i^2
	X_i	$(X_i + X_{i-1})/2$	Емпіричні частоти	НОРМРАСП(X_i , $X_{\text{ср}}$, S , 1)	$F(X_i) - F(X_{i-1})$	Теоретичні частоти NP_i	$\frac{(n_i - n'_i)^2}{n'_i}$
$(-\infty; 40]$	40	39,5	0	0,0058			
(40;41]	41	40,5	20	0,0724	0,066	24,92	0,97
(41;42]	42	41,5	112	0,3469	0,274	102,63	0,85
(42;43]	43	42,5	154	0,7486	0,401	150,23	0,09
(43;44]	44	43,5	73	0,958	0,209	78,50	0,38
(44;46]	46	45	15	0,999	0,0413	15,48	0,015
Сума			374	$\chi^2_{\text{емпіричне}} =$			2,32
				$\chi^2_{\text{критичне}} = \text{ХИ2ОБР}(0,01;2) =$			9,21

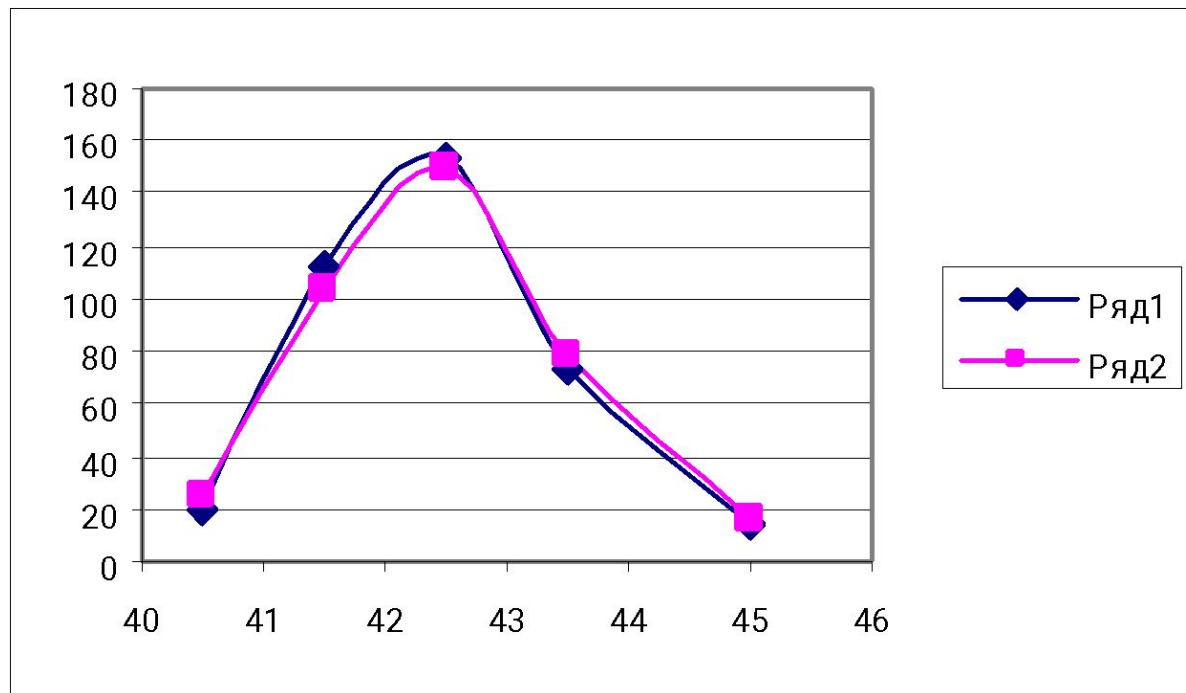
Для розглянутого прикладу $\chi^2_{\text{емпіричне}} = 2,32$.

$\chi^2_{\text{критичне}} = \chi^2_{\text{Обр}}(0,01; 2) = 9,210351$

($K = 5 - 1 - 2 = 2$).

Оскільки $\chi^2_{\text{емпіричне}} < \chi^2_{\text{критичне}}$, гіпотеза про нормальний закон розподілу

$N(20,27; 1,96)$ приймається з рівнем значущості 0,01.



Параметрична статистика

При перевірці будь-якої гіпотези необхідно спиратися на якусь сукупність припущень, з яких і виводяться формули, необхідні для цієї перевірки. При цьому серед інших завжди наявні *припущення про закон розподілу*.

Невиконання цих передумов робить некоректним застосування відповідних методів.

Параметричні методи припускають конкретний розподіл. Ці методи строго обґрунтовані і добре вивчені.

Надалі ми будемо розглядати критерії, в основі яких лежить *припущення про нормальний закон розподілу*.

Перевірка гіпотези про нормальний розподіл вибірки

Точна перевірка (критерій Пірсона) досить трудомістка, і обсяг вибірки повинен бути досить великим ($n > 50$), тому використовують перевірку умов, що є наслідком з нормального закону розподілу.

I спосіб - RS -метод

RS -метод полягає в наступному:

- Розраховуємо величину розмаху R між рівнями ряду і їх стандартне відхилення S :
 $R = X_{\max} - X_{\min}$;

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2}$$

- Тоді розрахункове значення величини RS дорівнює відношенню $RS = R / S$.

- Розраховане значення величини RS порівнюється з табличним RS -критерієм (а саме, з його нижньою і верхньою межею для рівня значущості α). Якщо ці значення не потрапляють в інтервал між критичними (табличними) межами, то гіпотеза про нормальний закон відхиляється.

Наведемо декілька табличних значень меж RS -критерію (для $\alpha = 0,05$):

- для $n = 10$ нижня межа: 2,67; верхня межа: 3,685;
- для $n = 20$ нижня межа: 3,18; верхня межа: 4,49;
- для $n = 30$ нижня межа: 3,47; верхня межа: 4,849.

II спосіб

У випадку нормального розподілу оцінки дисперсії асиметрії As та ексцесу Ek дисперсії визначаються виразами

$$\sigma_{As}^2 = \frac{6n(n-1)}{(n+3)(n+1)(n-2)}$$

$$\sigma_{Ek}^2 = \frac{24n(n-1)^2}{(n+5)(n+3)(n-2)(n-3)}$$

На практиці можна користуватися таким наближеним критерієм згоди :

$$|A_s| \leq 2\sigma_{As} \quad |E_k| \leq 2\sigma_{Ek}$$

Якщо ці нерівності виконуються, то можна вважати, що гіпотеза про нормальний розподіл не суперечить наявним даним.

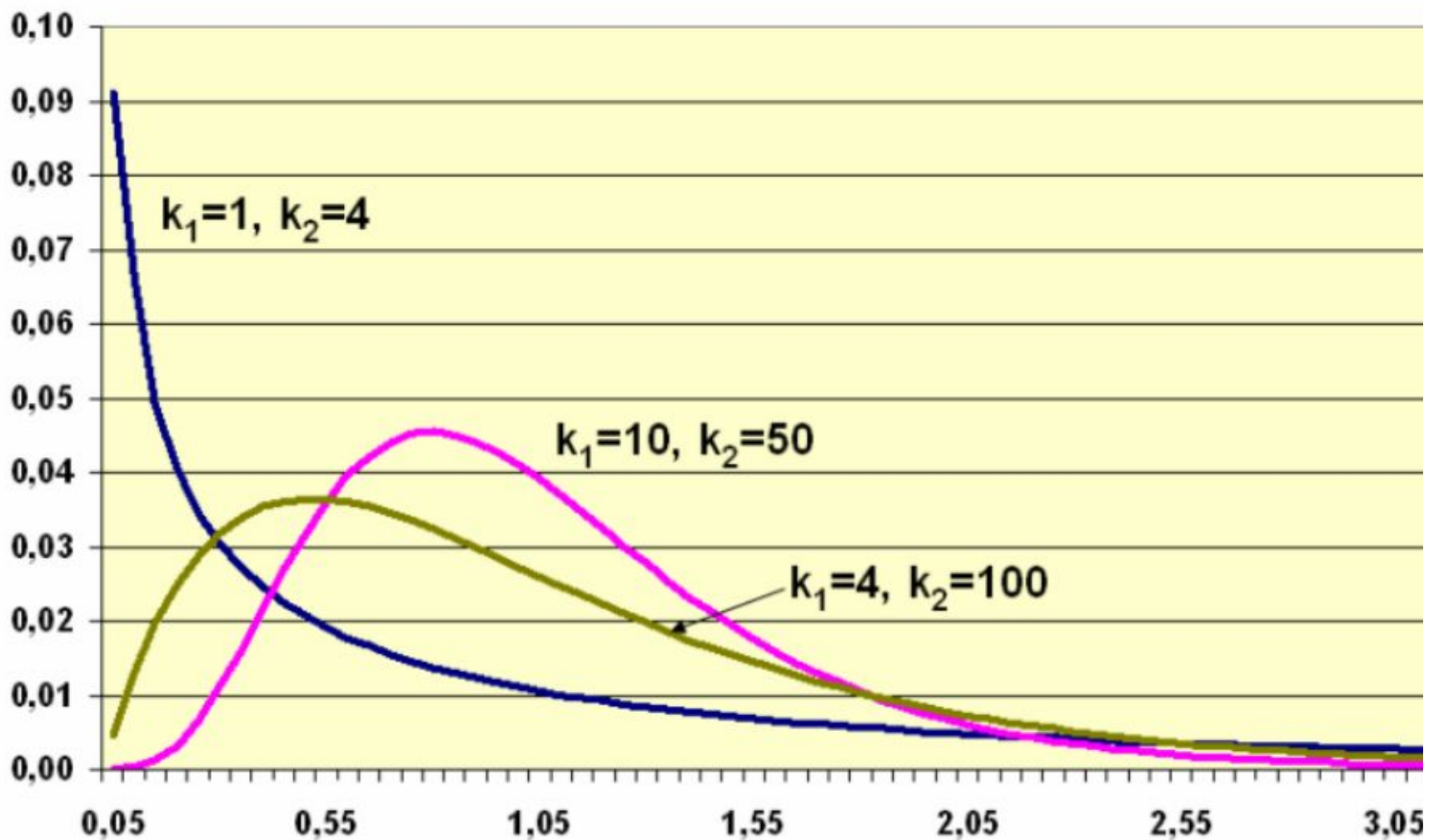
F-розподіл (розподіл Фішера)

Випадкова величина F розподілена за законом розподілу **Фішера** з k_1 і k_2 ступенями вільності

$$F = \frac{\frac{\xi}{k_1}}{\frac{\eta}{k_2}} = \frac{k_2 \xi}{k_1 \eta},$$

де ξ , η – випадкові величини, що розподілені за законом χ^2 з k_1 та k_2 ступенями вільності відповідно.

График распределения Фишера



При заданих числах k_1 і k_2 та за ймовірністю α за таблицею визначається значення F_α , таке, що

$$P(F > F_\alpha) = \alpha.$$

Excel

FRASП(F_α ; ступені_вільності_1;
ступені_вільності_2).

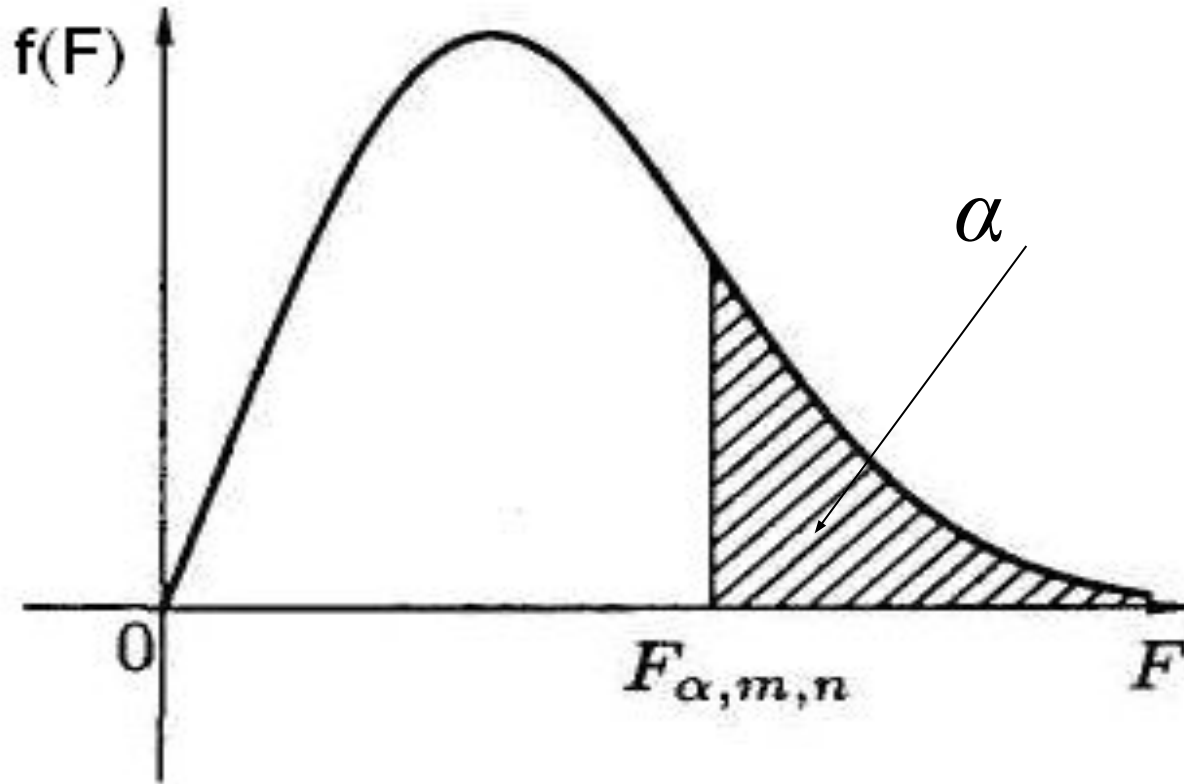
Повертає ймовірність α , що є розв'язком
рівняння

$$P(F > F_\alpha) = \alpha$$

F***R******A******S******P******O******B******R*** (ймовірність;
ступені_вільності1; ступені_вільності2)
– обчислюється значення F_{α} , що є розв'язком рівняння

$$P(F > F_{\alpha}) = \alpha$$

α



Порівняння двох дисперсій нормальної генеральної сукупності

На практиці задача порівняння дисперсій виникає, якщо потрібно порівняти точність приладів, інструментів, методів вимірювань та ін. Кращим є той прилад або метод, що забезпечує найменше розсіювання результатів, тобто меншу дисперсію.

Критерій Фішера

- **Вимога до даних:** дані незалежні і розподілені нормально.
- **Призначення:** перевірка гіпотези про належність двох дисперсій до однієї генеральної сукупності і, отже, їхньої рівності.

- Отже, нехай генеральні сукупності ознак X і Y розподілені нормально. З двох незалежних вибірок обсягами n_1 і n_2 обчислені “виправлені” вибіркові дисперсії s_x^2 , s_y^2 . Потрібно при даному значенні α перевірити основну гіпотезу про рівність генеральних дисперсій
- $H_0: s_x^2 = s_y^2$.

Критерій Фішера

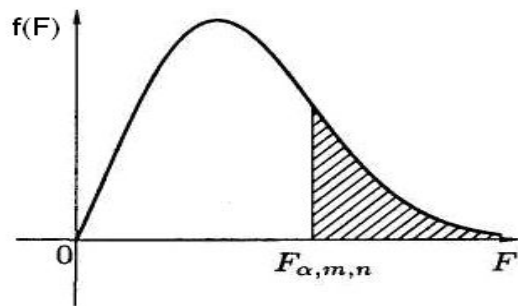
За критерій перевірки нульової гіпотези приймаємо відношення більшої “виправленої” дисперсії s_1^2 до меншої s_2^2 , тобто випадкову величину

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

- Величина F має розподіл Фішера з $k_1=N_1-1; k_2=N_2-1$ ступенями вільності, де N_1 і N_2 – розміри вибірок ($S_1^2 > S_2^2$).
- Критична область будується в залежності від виду конкуруючої гіпотези.



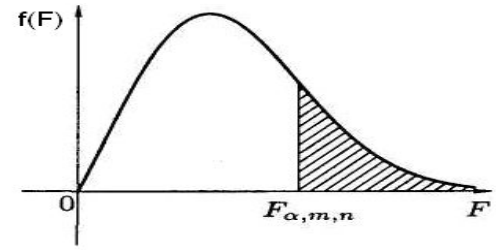
$$1) H_0 : S_1^2 = S_2^2 ; H_1 : S_1^2 > S_2^2$$



$F_{\text{критичне}}$ знаходимо з рівняння

$$P(F > F_{\text{критичне}}) = \alpha .$$

$F_{\text{критичне}}$ знаходять за таблицею по заданому рівню значущості α та ступенях вільності k_1 та k_2 .



- Якщо $F_{\text{розраховане}} < F_{\text{критичне}}$ – гіпотеза H_0 приймається, тобто можна вважати, що вибіркові дисперсії різняться несуттєво.
- У протилежному разі – H_0 відхиляється;

2) $H_0 : S_1^2 = S_2^2 ; H_1 : S_1^2 \neq S_2^2 ;$

$F_{кр}$ знаходимо з рівняння $P(F > F_{кр}) = \alpha / 2 ;$

$F_p < F_{кр}$ – гіпотеза H_0 – приймається;

$F_p > F_{кр}$ – H_0 відкидається.

В *Excel*: функція ***FРАСПОБР***(α ; k ; k_2) – повертає *Fкр. односторонне*.

Пакет **Анализ данных**:

Сервис – *Анализ данных* –
Двухвыборочный F-тест для дисперсии.

Приклад.

- У таблиці наведені показники продуктивності праці робітника на верстаті до і після удосконалення за 7 і 6 годин відповідно. Чи можна при рівні значущості $= 0,05$ вважати удосконалення ефективним?

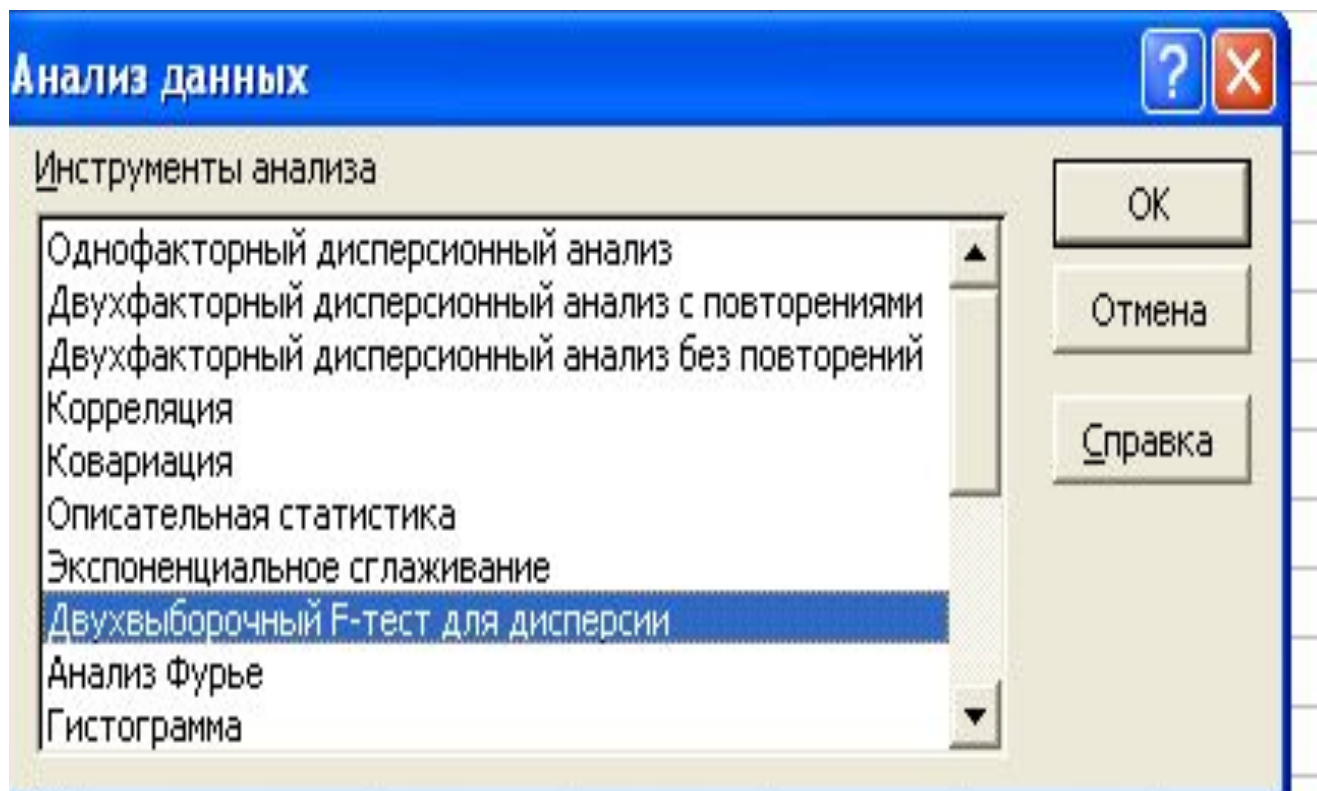
Старий	42	43	38	40	43	38	40
Новий	42	43	44	42	43	43	

Ефективність верстата залежить від дисперсії. Завдання полягає в порівнянні двох дисперсій.

Висуваємо гіпотези:

$$H_0 : S_1^2 = S_2^2 \quad H_1 : S_1^2 > S_2^2$$

Розрахунки можна провести за допомогою пакета аналізу, обираємо: *Сервис – Аналіз даних*.

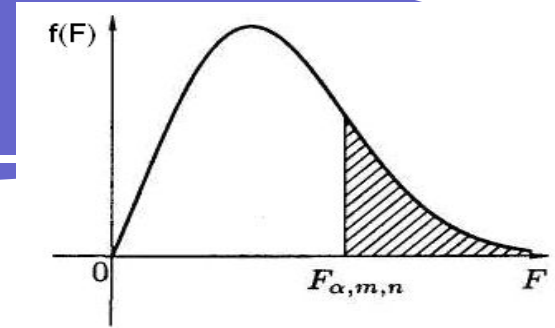


Обираємо *Двухвыборочный F-тест для дисперсии.*

The image shows a dialog box titled "Двухвыборочный F-тест для дисперсии" (Two-sample F-test for variance). The dialog is divided into two main sections: "Входные данные" (Input data) and "Параметры вывода" (Output parameters). In the "Входные данные" section, there are two text input fields for "Интервал переменной 1" and "Интервал переменной 2", a checkbox for "Метки" (Labels) which is currently unchecked, and a text input field for "Альфа:" (Alpha) containing the value "0,05". The "Параметры вывода" section contains three radio button options: "Выходной интервал:" (Output interval), "Новый рабочий лист:" (New worksheet), and "Новая рабочая книга" (New workbook). The "Новый рабочий лист:" option is selected. To the right of the input fields are three buttons: "ОК" (OK), "Отмена" (Cancel), and "Справка" (Help). The dialog box has a blue title bar with a question mark icon and a close button (X).



Двухвыборочный F-тест для дисперсий		
	<i>Переменная 1</i>	<i>Переменная 2</i>
Среднее	40,57142857	42,83333333
Дисперсия	4,619047619	0,566666667
Наблюдения	7	6
df	6	5
F	8,151260504	
P(F<=f) одностороннее	0,017997241	
F критическое одностороннее	4,950294397	



df – кількість ступенів вільності,

F – розраховане значення $F_{\text{розраховане}}$,

$F_{\text{критическое одностороннее}}$ – відповідно $F_{\text{критичне}}$.

$F_{\text{розраховане}} > F_{\text{критичне}}$, отже, приймаємо гіпотезу $H_1: S_1^2 > S_2^2$, тобто дисперсії різняться суттєво.

Висновок: можна вважати удосконалення верстата ефективним.



Порівняння виправленої вибіркової дисперсії з гіпотетичною генеральною дисперсією

На практиці ця гіпотеза перевіряється, якщо потрібно перевірити, чи відповідає точність приладів, інструментів, методів та ін. необхідному стандарту

Критерій перевірки

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$$

розподіл Пірсона з $k = n - 1$ ступенями вільності.

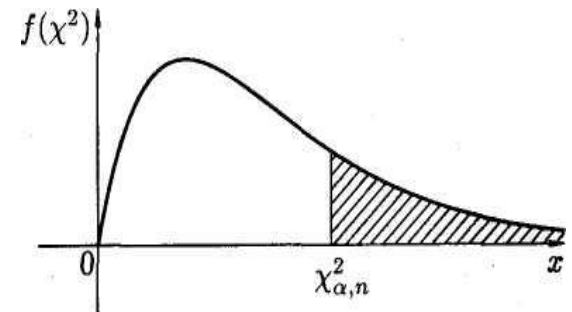
$$H_0: S^2 = \sigma_0^2,$$

$$H_1: S^2 > \sigma_0^2.$$

$\chi_{кр}^2$ обчислюємо, як розв'язок рівняння

$$P(\chi^2 > \chi_{кр}^2) = \alpha.$$

$$\chi_{кр}^2 = \text{ХИ2ОБР}(\alpha; n-1)$$



Якщо $\chi_p^2 < \chi_{кр}^2$ — H_0 приймається.

Можливі такі постановки задач:

1. Порівняння показників контрольної і експериментальної вибірок.

Можливі такі випадки:

А) Вибірки невеликого обсягу ($n < 30$):

- дисперсії вибірок рівні;
- дисперсії вибірок не рівні;

Б) без припущення про дисперсії (вибірки великі $n > 30$);

2 Порівняння показників вибірки до і після експерименту. У цьому випадку ми маємо справу з так званими зв'язними вибірками.

3 Чи можна вважати, що деяке значення показника дорівнює деякому нормальному значенню.

Перевірка гіпотези про рівність середніх при рівних дисперсіях (малі вибірки $n < 30$)

Умови:

- Вибірki розподілені нормально.
- Дисперсії невідомі й однакові: .
- Дані незалежні.

Використовується *критерій Стьюдента* :

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}$$

з $k = n_1 + n_2 - 2$ ступенями вільності,
де n_1, n_2 - обсяг вибірок;

\bar{x}_1, \bar{x}_2 - середні значення;

S_1^2, S_2^2 - виправлені дисперсії.