

## Варіансний аналіз

Варіансний аналіз (В.А.) – це метод статистичного дослідження впливу різних факторів на яке не-будь явище, який базується на порівнянні варіанс. Він застосовується тоді, коли вибірки можна згрупувати. Основна задача варіансного аналізу полягає в тому, щоб дослідити мінливості, викликані різними факторами. При цьому повну мінливість розкладаємо на доданки за факторами.

При В.А. істотно те, що вибірки беруться із нормальної популяції і статистичні доведення проводяться з допомогою критерію Фішера. Якщо генеральна сукупність (популяція) не є нормальною, то оцінки середніх арифметичних не є незалежними від варіанси і відношення варіанс при аналізі стають залежними.

В.А. може бути : однофакторний,

двофакторний і т.д.

### 1. Однофакторний варіансний аналіз

Нехай дано  $m$  груп (класів, рівнів) незалежних спостережень над деякою одновимірною кількістю мінливою величиною.

$$m = 2, 3, \dots$$

Позначимо через  $x_{ij}$  -  $j$ -е спостереження в  $i$ -й групі, а через  $n_i$  - обсяг  $i$ -ї групи. Тоді всі  $m$  груп спостережень можна записати в такій таблиці:

$$\begin{array}{ccccccc} x_{11} & \dots & x_{1j} & \dots & x_{1n_{11}} & & \\ & \dots & & \dots & & & \\ x_{i1} & \dots & x_{ij} & \dots & x_{in_{ii}} & & \\ & \dots & & \dots & & & \\ x_{m1} & \dots & x_{mj} & \dots & x_{mn_m} & & \end{array}$$

Позначимо через  $N$  обсяг всіх спостережень

$$N = n_1 + \dots + n_i + \dots + n_m$$

через

$x_{i\cdot}$  - середнє спостереження в  $i$ -й групі

$$x_{i\cdot} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \quad (i = 1, m)$$

через

$x_{\cdot\cdot}$  - загальне середнє всіх спостережень

$$x_{\cdot\cdot} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}$$

Повна мінливість всіх спостережень виражається з допомогою дивіації

$$(1) \quad \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{..})^2 =$$

Запишемо її у вигляді

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} [(x_{ij} - x_{i.}) + (x_{i.} - x_{..})]^2 = \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{i.})^2 + 2 \sum_{i=1}^m (x_{i.} - x_{..}) \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{i.}) + \sum_{i=1}^m (x_{i.} - x_{..})^2 \sum_{j=1}^{n_i} 1 = \sum_{i=1}^m n_i (x_{i.} - x_{..})^2 + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{i.})^2 \end{aligned}$$

Подвоєний добуток  $= 0$  на основі доведеного твердження: сума відхилень елементів статистичного матеріалу від середнього арифметичного  $= 0$ .

Ця тотожність з алгебри представляє розклад квадратичної форми з ліва на суму двох квадратичних форм справа.

Таким чином повна дивіація розкладається на суму двох дивіацій: дивіація між групами

$$\sum n_i (x_{i.} - x_{..})^2$$

і дивіація у групах

$$\sum \sum (x_{ij} - x_{i.})^2$$

Кожна з цих дивіацій має своє число ступенів вільності. Повна дивіація має  $(N-1)$  ступенів вільності. Дивіація між групами має  $(m-1)$  ступенів вільності. Дивіація у групах має  $(N-m)$  ступенів вільності. Очевидно, що між цими ступенями вільності існує тотожність

$$N-1 = (m-1) + (N-m)$$

Поділимо тотожність (1) на  $(N-1)$  одержимо нову тотожність (2)

$$\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{..})^2 = \frac{m-1}{N-1} \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m n_i (x_{i.} - x_{..})^2 + \frac{N-m}{N-1} \cdot \frac{1}{N-m} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{i.})^2 \quad (2)$$

повна варіанса                      варіанса між групами  $S_1^2$                       варіанса у групах  $S_2^2$

$$S^2 = \frac{m-1}{N-1} S_1^2 + \frac{N-m}{N-1} S_2^2$$

Коефіцієнти при варіансах справа додатні і сума їх  $= 1$ .

Таким чином тотожність (2) вказує на те, що повна варіанса є опуклою лінійною комбінацією варіанси між групами та варіанси у групах. Позначимо варіанси через  $S_1^2$  і  $S_2^2$ .

Припустимо, що  $m$  груп спостережень однорідні, тобто взяті у тої самої генеральної сукупності. Тоді середнє кожної групи буде оцінкою сподівання генеральної сукупності.

Якщо припустити що генеральна сукупність нормально розподілена, то варіанса між групами  $S_1^2$  та варіанса у групах  $S_2^2$  є незалежними і незміщеними оцінками дисперсії нормальної генеральної сукупності

**Означення.** Оцінка називається незміщеною, якщо її сподівання дорівнює оцінюваному параметру, тобто  $E(S_1^2) = E(S_2^2) = \sigma^2$  )  
Тому для перевірки гіпотези однорідності можна використати критерій Фішера, оснований на статистиці

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

Якщо при заданому рівні значущості  $\alpha$  і даних ступенях вільності  $d.f. = (m-1, N-m)$   $F_{emn} > F_{kp}$ , то гіпотезу однорідності відкидаємо. В протилежному випадку – гіпотеза не суперечить емпіричним даним. Обчислення при однофакторному варіантному аналізі оформляємо у вигляді наступної таблиці.

Мінливість	Девіація	$d.f.$	Варіанса
між групами	$\sum_{i=1}^m n_i (x_{i0} - x_{..})^2$	$m-1$	$S_1^2$
у групах	$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{i.})^2$	$N-m$	$S_2^2$
повна	$\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - x_{..})^2$	$N-1$	-

Відмітимо, що останній рядок для девіацій та ступенів вільності є сумою двох попередніх рядків, що служить контролем правильності обчислення найтрудомісткішим буває обчислення девіації в групі.

**Приклад.** Тривалість життя в годинах 4-х вибірових електроламп була такою:

Дано	час (год)	тривалості 4-х вибірок електричних ламп						
1-а вибірка:	1600	1610	1650	1680	1700	1720	1800	-
2-а вибірка:	1580	1640	1640	1700	1750	-	-	-
3-а вибірка:	1450	1550	1600	1620	1640	1660	1740	1820
4-а вибірка:	1510	1520	1530	1600	1600	1800	-	-

На основі цих даних здійснити варіансний аналіз і показати, що критерій Фішера не дозволяє відкинути гіпотезу однорідності

$$x_{1.} = \frac{1600 + 1610 + 1650 + 1680 + 1700 + 1720 + 1800}{7}$$

$$x_{2\bullet} = \frac{1580 + 1640 + 1620 + 1700 + 1750}{5}$$

Середнє спостережень в 1-й виборці(групі) (це сума всіх ел-в вибірки(групі) (це сума всіх ел-в статистичного матеріалу поділена на обсяг статистичного матеріалу

Тут

$$n_1 = 7$$

$$n_2 = 5$$

$$n_3 = 8$$

$$n_4 = 6$$

$$m = 4$$

$$N = 26$$

$$x_{1\bullet} = 1680$$

$$x_{2\bullet} = 1662$$

$$x_{3\bullet} = 1636,25$$

$$x_{4\bullet} = 1568,33$$

$$x_{\bullet\bullet} = 1637,3 \text{ - (загальне середнє спостережень)}$$

Обчислення оформляємо у вигляді таблиці (варіансного аналізу)

Мінливість	Девіація	$d.f.$	Варіанса
між групами	44360	3	$S_1^2 = 14767$
у групах	151351	22	$S_2^2 = 6880$
повна	195711	25	-

$$F_{емп} = \frac{14767}{6880} = 2,14 \text{ (емпіричне відношення варіанс)}$$

$$\left. \begin{array}{l} \alpha = 0,10 \\ d.f. = (3,22) \end{array} \right\} F_{кр} = 3,05$$

$$F_{емп} < F_{кр} \text{ Гіпотезу однорідності приймаємо.}$$