Лекція 3. СТАТИСТИЧНІ ОЦІНКИ ПАРАМЕТРІВ ГЕНЕРАЛЬНОЇ СУКУПНОСТІ

3.1. Числові характеристики дискретного статистичного розподілу вибірки

Вибіркова середня величина (\overline{x}_B) .

$$\overline{x}_B = \frac{\sum_{i=1}^k x_i n_i}{n},\tag{3.1}$$

У випадку, коли всі варіанти з'являються у вибірці лише по одному разу, тобто $n_i = 1$, то вибіркова середня величина:

$$\overline{x}_B = \frac{\sum_{i=1}^k x_i}{n}$$

Формулу (3.1) можна отримати при p=1 із узагальненої формули для степеневих середніх

$$\overline{x}_p = \left(\frac{\sum_{i=1}^k x_i^p n_i}{n}\right)^{\frac{1}{p}},\tag{3.2}$$

тоді $\overline{x}_1 = \overline{X}$.

При
$$p = -1$$
 (середнє гармонічне): $\overline{x}_{-1} = \overline{x}_{\epsilon apm} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{k} \frac{n_i}{x_i}}$.

При p=0, яка після розкриття невизначеності при обчисленні границі, коли $p\to 0$, набуває вигляду $\overline{x}_0=\overline{x}_{{\scriptscriptstyle {\it PeoM}}}=\sqrt[n]{x_1^{n_1}\cdot x_2^{n_2}\cdot ...\cdot x_k^{n_k}}$ (середнє геометричне).

При
$$p = 2$$
: $\overline{x}_2 = \sqrt{\sum_{i=1}^k \frac{x_i^2 n_i}{n}}$.

 $Modoo\left(Mo^*\right)$ дискретного статистичного розподілу вибірки називають варіанту, що має найбільшу частоту появи: $Mo^*=x_i$, якщо $n_i=\max n_i$.

Якщо всі значення в групі зустрічаються з однаковою частотою, то вважається, що моди немає. Такий розподіл називають *антимодальними*.

Якщо дві варіанти ряду мають однакову частоту і є суміжними між собою (сусідні) та їхні частоти більше ніж частоти будь-якої іншої варіанти цього ряду, то значення моди є середнє цих двох значень.

Якщо те ж саме відноситься до двох несуміжних варіант, то існує дві моди, а розподіл називають *бімодальним*.

Бімодальний розподіл указує на якісну неоднорідність сукупності за досліджуваною ознакою.

Mediaнoo $\left(Me^*\right)$ дискретного статистичного розподілу вибірки називають варіанту, яка поділяє варіаційний ряд на дві частини, рівні за кількістю варіант:

$$Me^* = egin{cases} x_i, & n = 2 \cdot i - 1, & ($$
 непарна кількість варіант $) \\ \frac{x_i + x_{i+1}}{2}, & n = 2 \cdot i, & ($ парна кількість варіант $) \end{cases},$

де x_i - середина варіаційного ряду.

Відхилення варіант.

Різницю $(x_i - \overline{x}_B) \cdot n_i$ називають $\emph{відхиленням варіант}.$

Pозмах вибірки (варіацій) (R):

$$R = x_{\text{max}} - x_{\text{min}} \tag{3.3}$$

Дисперсія вибірки — це середнє арифметичне квадратів відхилень варіант відносно \bar{x}_B , яке обчислюється за формулою:

$$D_B = \frac{\sum_{i=1}^{k} (x_i - \overline{x}_B)^2 \cdot n_i}{n}$$
(3.4)

або

$$D_{B} = \frac{\sum_{i=1}^{k} x_{i}^{2} \cdot n_{i}}{n} - (\bar{x}_{B})^{2}$$
(3.5)

Середн ϵ квадратичне відхилення вибірки σ_B :

$$\sigma_B = \sqrt{D_B} \,, \tag{3.6}$$

Коефіцієнт варіації (V):

$$V = \frac{\sigma_B}{\overline{x}_B} \cdot 100\% \tag{3.7}$$

Коефіцієнт варіації є оцінкою надійності середньої. При величині V=5% варіація вважається слабкою, V=6-10 % -помірною, V=16-20 % - значною V=21-50 % - великою; V> 50 % -дуже великою.

Для малих вибірок величина коефіцієнта варіації повинна бути не більше 33 %. Якщо \overline{x}_B =1; V=1.

Назва	Значення
Вибіркове середнє	характеризує центральну тенденцію ряду даних за
\overline{x}_B	умови нормальності розподілу вибірки
Дисперсія D_{B}	характеризує розкид даних відносно середнього арифметичного; застосовується в статистичних тестах для порівняння розкидів різних наборів нормально розподілених даних; має квадратичну розмірність аналізованої величини (наприклад, см2)
Середньоквадратич не відхилення σ_B	характеризує розкид даних відносно середнього арифметичного; застосовується для опису нормально розподілених виборок; має таку ж розмірність, що і аналізована величина (наприклад, см)
мінімум; максимум min; max	певною мірою характеризує розкид даних не залежно від характеру розподілу; дуже чутливі до «викидів» показники. Викид — деякий компонент вибірки, що сильно відрізняється від усіх інших компонентів цієї вибірки.
$ Poзмax $ $ R = x_{\text{max}} - x_{\text{min}} $	чим менший розмах варіації, тим стійкіше досліджуваний процес, тобто його можна охарактеризувати як більш передбачуваний.
Коефіцієнт варіації $\left(V ight)$	виражає стандартне відхилення відносно середнього значення. Тобто він намагається пояснити, наскільки великим є значення середньоквадратичного відхилення відносно середнього значення.

3.2. Числові характеристики інтегрального статистичного розподілу вибірки

Медіана

Для визначення медіани інтегрального статистичного розподілу вибірки необхідно визначити медіанний частковий інтервал. Якщо, наприклад, на i-му інтервалі $\begin{bmatrix} x_{i-1} - x_i \end{bmatrix}$ $F^*(x_{i-1}) < 0.5$ і $F^*(x_i) > 0.5$, то, беручи до уваги, що досліджувана ознака X є неперервною і при цьому $F^*(x)$ є неспадною функцією, всередині інтервалу $\begin{bmatrix} x_{i-1} - x_i \end{bmatrix}$ неодмінно існує таке значення X = Me, де $F^*(Me) = 0.5$.

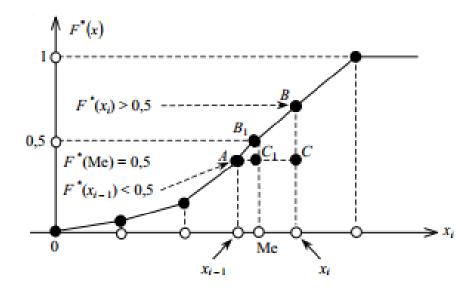


Рис. 2.2. Графік емпіричної функції розподілу за інтегральним статистичним розподілом вибірки (комулята)

3 подібності трикутників $\triangle ABC$ і $\triangle AB_1C_1$ маємо:

$$\frac{x_{i} - x_{i-1}}{Me^{*} - x_{i-1}} = \frac{F^{*}(x_{i}) - F^{*}(x_{i-1})}{0.5 - F^{*}(x_{i-1})} \to Me^{*} = x_{i-1} + \frac{0.5 - F^{*}(x_{i-1})}{F^{*}(x_{i}) - F^{*}(x_{i-1})} \cdot h$$
 (3.8)

де $h = x_i - x_{i-1}$ називаються *кроком*.

Мода

Для визначення моди інтервального статистичного розподілу необхідно знайти модальний інтервал, тобто такий частинний інтервал, що має найбільшу частоту появи.

Використовуючи лінійну інтерполяцію, моду обчислимо за формулою

$$Mo^* = x_{i-1} + \frac{n_{Mo} - n_{Mo-1}}{2n_{Mo} - n_{Mo-1} - n_{Mo+1}} \cdot h$$
 (3.9)

де x_{i-1} - початок модального інтервалу;

h - довжина, або крок, часткового інтегралу;

 n_{Mo} - частота модального інтервалу;

 n_{Mo-1} - частота домодального інтервалу;

 n_{Mo+1} - частота післямодального інтегралу.

Визначення вибіркової середньої величини:

де $x_i^* = x_{i-1} + \frac{h}{2} = x_i - \frac{h}{2}$ - середина часткових інтервалів, і має вигляд:

$$x_i^* = x_{i-1} + \frac{h}{2} = x_i - \frac{h}{2}$$
 x_1^* x_2^* x_3^* ... x_k^* $x_k^$

Тоді вибіркова середня величина
$$(\overline{x}_B)$$
: $\overline{x}_B = \frac{\sum\limits_{i=1}^k x_i^* n_i}{n}$ (3.10)

Дисперсія вибірки
$$(D_B)$$
: $D_B = \frac{\sum_{i=1}^k (x_i^*)^2 \cdot n_i}{n} - (\overline{x}_B)^2$ (3.11)

Середнє квадратичне відхилення
$$(\sigma_B)$$
: $\sigma_B = \sqrt{D_B}$ (3.12)

3.3. Емпіричні моменти

Початкові емпіричні моменти

Середнє зважене значення варіант у степені k (k=1,2,3,...) називають початковим емпіричним моментом k — го порядку (v_k^*), який обчислюється за формулою:

$$v_k^* = \frac{\sum_{i=1}^m x_i^k n_i}{n}$$
 (3.13)

При k = 1 дістанемо початковий момент першого порядку:

$$v_1^* = \frac{\sum_{i=1}^m x_i n_i}{n} = \overline{x}_B$$
 (3.14)

При k = 2 дістанемо початковий момент другого порядку:

$$v_2^* = \frac{\sum_{i=1}^m x_i^2 n_i}{n} \tag{3.15}$$

m - кількість варіантів ряду.

Отже, дисперсію вибірки можна подати через початкові моменти першого та другого порядків, а саме:

$$D_B = v_2^* - \left(v_1^*\right)^2 \tag{3.16}$$

Центральний емпіричний момент k — го порядку.

Середнє зважене відхилення варіант у степені k (k=1,2,3,...) називають центральним емпіричним моментом k — го порядку

$$\mu_k^* = \frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \overline{x}_B)^k n_i}{n}$$
 (3.17)

При k = 1 дістанемо:

$$\mu_{1}^{*} = \frac{\sum_{i=1}^{m} (x_{i} - \overline{x}_{B}) \cdot n_{i}}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{m} x_{i} n_{i}}{n} - \overline{x}_{B} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{m} n_{i}}{n} = \overline{x}_{B} - \overline{x}_{B} = 0$$

При k = 2 дістанемо:

$$\mu_2^* = \frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \overline{x}_B)^2 n_i}{n} = D_B,$$

де m - кількість варіантів ряду.

На практиці найчастіше застосовують центральні емпіричні моменти третього та четвертого порядків, що обчислюються за формулами:

$$\mu_3^* = \frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x}_B)^3 n_i}{n}$$
(3.18)

$$\mu_4^* = \frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x}_B)^4 n_i}{n}$$
 (3.19)

Підносячи до третього та четвертого степені відхилення варіант, подаємо μ_3^* та μ_4^* через відповідні початкові моменти:

$$\mu_3^* = \nu_3^* - 3\nu_2^* \cdot \nu_1^* + 2(\nu_1^*)^2 \tag{3.20}$$

$$\mu_4^* = \nu_4^* - 4\nu_3^* \cdot \nu_1^* + 6\nu_2^* \cdot (\nu_1^*)^2 - 3(\nu_1^*)^4$$
(3.21)

Коефіцієнт асиметрії $\left(A_{s}^{*}\right)$

$$A_s^* = \frac{\mu_3^*}{\sigma_B^3} \,. \tag{3.22}$$

Якщо коефіцієнт скошеності дорівнює нулю, то розподіл симетричний, якщо не дорівнює нулю –асиметричний. У випадках, коли $A_s^*>0$, розподіл має лівосторонню асиметрію, коли $A_s^*<0$ – правосторонню асиметрію, асиметрія відсутня коли $A_s^*=0$.

У статистичній практиці прийнято вважати, що при значенні коефіцієнта $A_s^* < \pm 0.25\,$ асиметрія ϵ незначною, при значенні $A_s^* > \pm 0.25\,$ — емпіричний розподіл відрізняється від нормального значним зміщенням.

Похибка коефіцієнта асиметрії можна знайти за формулою:

$$\delta_A = \sqrt{\frac{6(n-1)}{(n+1)(n+3)}}$$
, де n - обсяг вибірки.

Eксцес $\left(E_{s}^{*}\right)$

$$E_s^* = \frac{\mu_4^*}{\sigma_B^4} - 3. \tag{3.23}$$

При нормальному розподілі ексцес $E_s^* = 0$, при гостровершинному (вершина фактичного розподілу виступає над вершиною нормального розподілу) $E_s^* > 0$, при туповершинному (плосковершинному) (вершина

фактичного розподілу знаходиться нижче вершини нормального розподілу) $E_s^* < 0 \, .$

У тих випадках, коли величина коефіцієнта ексцесу не перебільшує $\pm 0,4$, крива фактичного розподілу вважається слабоексцесивною.

Максимальне значення від'ємного ексцесу становить —2. У цьому випадку вершина кривої фактичного розподілу опускається до осі абсцис і крива розподілу ділиться на дві самостійні одновершинні криві.

Похибка коефіцієнта ексцесу можна знайти за формулою:

$$\delta_E = \sqrt{\frac{24n(n-2)(n-3)}{(n-1)^2(n+3)(n+5)}}$$
, де n - обсяг вибірки.