

## Інтервальні оцінки параметрів розподілу.

Точкові оцінки параметрів розподілу можна вважати первинними результатами обробки вибірки, оскільки невідомо з якою точністю кожна з них оцінює відповідну числову характеристику генеральної сукупності. Якщо обсяг вибірки великий, то точкові оцінки є задовільними з практичної точки зору. Якщо обсяг вибірки малий, то точкові оцінки можуть давати значні помилки і тому використовують інтервальні оцінки.

**Інтервальною** називається оцінка, параметр розподілу якої визначається двома числами - кінцями інтервалу. Інтервальні оцінки дозволяють встановити точність і надійність оцінок.

Нехай за даними вибірки отримана статистична оцінка  $\theta^*$  невідомого параметра  $\theta$ .  $\theta^*$  тим точніше визначає  $\theta$ , чим менше абсолютна величина  $|\theta - \theta^*|$  і якщо ця різниця  $|\theta - \theta^*| < \delta$  при  $\delta > 0$ , то малому  $\delta$  відповідає більш точна оцінка. Тому позитивне число  $\delta$  характеризує **точність оцінки**.

Проте статистичні методи не дозволяють категорично стверджувати, що оцінка  $\theta^*$  задовольняє нерівності  $|\theta - \theta^*| < \delta$ . Таке твердження можна сказати тільки з імовірністю  $\gamma$ .

**Надійністю (довірчою ймовірністю) оцінки параметра  $\theta$**  називається ймовірність  $\gamma$ , з якою здійснюється нерівність  $|\theta - \theta^*| < \delta$ :

$$\gamma = P(|\theta - \theta^*| < \delta) \quad (1).$$

Найбільш часто число  $\gamma$  задається наперед, і в залежності від обставин приймає значення близькі до одиниці 0,95; 0,99; 0,999.

Формулу (1) можна переписати у вигляді:

$$P(\theta^* - \delta < \theta < \theta^* + \delta) = \gamma \quad (2).$$

Інтервал  $(\theta^* - \delta, \theta^* + \delta)$  називається **довірчим**.

Загальний спосіб знаходження довірчого інтервалу полягає у вирішенні рівняння (2) і визначенні з нього числа  $\delta$ . Обчислення ймовірності в (2)

можливо, якщо відомий закон розподілу точкової оцінки  $\theta^*(x_1, x_2, \dots, x_n)$  або пов'язаної з нею іншої випадкової величиною, використовуючи при цьому формули:

$$P(\alpha \leq \theta^* < \beta) = F(\beta) - F(\alpha); \quad P(\alpha \leq \theta^* < \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} f(x) dx.$$

На ряду з відомими розподілами (Пуассона, нормальне, показовий) в статистиці використовують розподіл Стьюдента, Фішера - Снедекора та інші.

### **Довірчі інтервали для оцінки математичного сподівання нормального розподілу при відомому $\sigma$ :**

Нехай маємо вибірку  $x_1, x_2, \dots, x_n$  нормально розподіленої випадкової величини з відомим  $\sigma$ . Потрібно оцінити невідоме математичне очікування  $a$ , по вибірковому середньому  $\overline{X}_B$ . Параметри розподілу  $\overline{X}_B$  такі:

$$\text{Математичне очікування } M(\overline{X}_B) = a$$

$$D = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \overline{X}_B)^2 n_i}{n},$$

$$D(\overline{X}_B) = D\left(\sum_{i=1}^n \frac{n_i x_i}{n}\right) = \frac{\sum_{i=1}^n D(x_i) n_i}{n^2} = \frac{D}{n},$$

$$\sigma(\overline{X}_B) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

$$\begin{aligned} P(|x - a| < \delta) &= P(a - \delta < x < a + \delta) = \\ &= \Phi\left(\frac{a + \delta - a}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - \delta - a}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\delta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{-\delta}{\sigma}\right) = 2\Phi\left(\frac{\delta}{\sigma}\right). \end{aligned}$$

$$P(|\overline{X}_B - a| < \delta) = 2\Phi\left(\frac{\delta}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = 2\Phi\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right) = 2\Phi(t),$$

$$t = \frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma} \Rightarrow \delta = \frac{t\sigma}{\sqrt{n}}.$$

$$|\overline{X}_B - a| < \delta,$$

$$-\delta < \overline{X}_B - a < \delta \Rightarrow -\overline{X}_B - \delta < -a < \delta - \overline{X}_B,$$

$$\overline{X}_B - \delta < a < \overline{X}_B + \delta,$$

$$P\left(\overline{X}_B - \frac{t\sigma}{\sqrt{n}} < a < \overline{X}_B + \frac{t\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 2\Phi(t) = \gamma,$$

$\left(\overline{X}_B - \frac{t\sigma}{\sqrt{n}}; \overline{X}_B + \frac{t\sigma}{\sqrt{n}}\right)$  - довірчий інтервал невідомого параметра  $a$ . Точність

оцінки дорівнює  $\delta = \frac{t\sigma}{\sqrt{n}}$ , число  $t$  знаходять із рівності:

$2\Phi(t) = \gamma \Rightarrow \Phi(t) = \frac{\gamma}{2}$ , використовуючи таблицю функції Лапласа.

Нехай ознака  $X$  генеральної сукупності розподіляється по нормальному закону з параметром  $a$  і необхідно знайти об'єм вибірки  $n$ , який із заданою точністю  $\delta$  і надійністю  $\gamma$  дозволяє знайти оцінку параметра

$a$ . З формули для точності  $\gamma$  одержимо:  $n = \frac{t^2 \sigma^2}{\delta^2}$ .

### Довірчі інтервали для оцінки математичного сподівання

#### нормального розподілу при невідомому $\sigma$ :

Нехай кількісний ознака  $X$  генеральної сукупності розподілений нормально, причому  $\sigma$  - невідомо. За даними вибірки можна побудувати випадкову величину:

$$T = \frac{\overline{X}_B - a}{S/\sqrt{n}},$$

що має розподіл Стюдента із  $k = n - 1$  ступенями свободи. Щільність розподілу Стюдента має вигляд:

$$S(t, n) = B_n \left[1 + \frac{t^2}{n}\right]^{-\frac{n+1}{2}} = B_n \left[1 + \frac{t^2}{n-1}\right]^{-\frac{n}{2}}.$$

Оскільки  $S(t, n)$  - парна функція від  $t$ , то ймовірність виконання нерівності дорівнює:

$$P\left(\left|\frac{\overline{X}_B - a}{S/\sqrt{n}}\right| < t_\gamma\right) = 2 \int_0^\gamma S(t, n) dt = \gamma,$$

$$|\overline{X}_B - a| < \frac{t_\gamma S}{\sqrt{n}},$$

$$P\left(\overline{X}_B - \frac{t_\gamma S}{\sqrt{n}} < a < \overline{X}_B + \frac{t_\gamma S}{\sqrt{n}}\right) = \gamma.$$

Використовуючи відомі  $n, \gamma$  знаходять  $t_{\gamma, n}$  з таблиці розподілу Стьюдента.

**Довірчі інтервал для оцінки середнього квадратичного відхилення нормального розподілу.**

Нехай кількісний ознака  $X$  генеральної сукупності розподілений нормально. Потрібно оцінити невідоме середньоквадратичне  $\sigma$  по відхиленню  $S$ .

Нехай виконується співвідношення:

$$P(|\sigma - S| < \delta) = \gamma \text{ або } P(S - \delta < \sigma < S + \delta) = \gamma$$

$$S\left(1 - \frac{\delta}{S}\right) < \sigma < S\left(1 + \frac{\delta}{S}\right); q = \frac{\delta}{S},$$

$$S(1 - q) < \sigma < S(1 + q) \text{ при } q < 1 \tag{1}.$$

$$0 < \sigma < S(1 + q) \text{ при } q > 1$$

Для знаходження  $q$  розглянемо випадкову величину  $\chi$ :

$$\chi = \frac{S}{\sigma} \sqrt{n-1}, \text{ де } n - \text{об'єм вибірки.}$$

Випадкова величина  $\frac{S^2}{\sigma^2}(n-1)$  розподілена за законом  $\chi^2$  з  $(n-1)$  - ступенями свободи. Щільність розподілу має вигляд:

$$R(X, n) = \frac{\chi^{n-2} e^{-\chi^2/2}}{2^{(n-3)/2} \Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}.$$

Для знаходження  $q$  використовують таблицю.