

**Osnove teorije cenilk - intervalno ocenjevanje parametrov**

Pri intervalnem ocenjevanju parametrov na podlagi vzorca  $\mathbf{V} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  določimo **interval zaupanja**  $[l, u]$ , za katerega s **stopnjo zaupanja**  $(1 - \alpha)$  oziroma **stopnjo tveganja**  $\alpha$  zaupamo, da vsebuje pravo vrednost ocenjevanega parametra  $\theta$ :

$$P(l \leq \theta \leq u) = 1 - \alpha. \quad (1)$$

Intervalne ocene so lahko dvostranske ali pa leve oziroma desne enostranske:

$$l \leq \theta \leq u \quad \text{ali} \quad l \leq \theta \quad \text{oziroma} \quad \theta \leq u. \quad (2)$$

Napaka intervalne ocene je  $|l - \theta|$  oziroma  $|u - \theta|$ .

Če je porazdelitev  $X_i$  iz vzorca *normalna z znano varianco*  $\sigma^2$ , je dvostranski interval zaupanja za **povprečje**  $m$  te porazdelitve:

$$\langle x \rangle - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < m < \langle x \rangle + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}. \quad (3)$$

Pri tem upoštevamo, da je naključna spremenljivka

$$Z = \frac{\langle X \rangle - m}{\sigma/\sqrt{n}} \quad (4)$$

normalno porazdeljena. Vrednost  $z_{\alpha/2}$  določimo tako, da je  $\Phi(z_{\alpha/2}) = (1 - \alpha)/2$ .

Če je porazdelitev  $X_i$  iz vzorca *poljubna z neznano varianco*  $\sigma^2$  in je *vzorec velik* ( $n > 30$ ), je dvostranski interval zaupanja za **povprečje**  $m$  te porazdelitve:

$$\langle x \rangle - z_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} < m < \langle x \rangle + z_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}, \quad (5)$$

kjer je namesto neznane variance  $\sigma^2$  uporabljena popravljena vzorčna varianca  $S^2$ , ki je naključna spremenljivka. V gornji enačbi nastopa njena realizacija  $s^2$ , izračunana iz vzorca. Pri tem upoštevamo, da je naključna spremenljivka

$$Z = \frac{\langle X \rangle - m}{S/\sqrt{n}} \quad (6)$$

po centralnem limitnem teoremu za velik  $n$  normalno porazdeljena. Vrednost  $z_{\alpha/2}$  določimo kot zgoraj.

Če je porazdelitev  $X_i$  iz vzorca *normalna z neznano varianco*  $\sigma^2$  in je *vzorec majhen* ( $n < 30$ ), je dvostranski interval zaupanja za **povprečje**  $m$  te porazdelitve:

$$\langle x \rangle - t_{n-1; \alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} < m < \langle x \rangle + t_{n-1; \alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}}, \quad (7)$$

kjer je namesto neznane variance  $\sigma^2$  uporabljena popravljena vzorčna varianca  $S^2$ . Pri tem upoštevamo, da je naključna spremenljivka

$$T = \frac{\langle X \rangle - m}{S/\sqrt{n}} \quad (8)$$

Studentovo ali  $t$ -porazdeljena z  $n-1$  prostostnimi stopnjami. Vrednosti  $t_{n-1; \alpha/2}$  odčitamo iz tabele A.2.

Če je porazdelitev  $X_i$  iz vzorca *normalna*, je dvostranski interval zaupanja za **varianco**  $\sigma^2$  te porazdelitve:

$$\frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1;\alpha/2}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)s^2}{\chi_{n-1;1-\alpha/2}^2}. \quad (9)$$

Pri tem upoštevamo, da je naključna spremenljivka

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \quad (10)$$

$\chi^2$ -porazdeljena z  $n-1$  prostostnimi stopnjami. Vrednosti  $\chi_{n-1;\alpha/2}^2$  in  $\chi_{n-1;1-\alpha/2}^2$  odčitamo iz tabele A.3.

Približni dvostranski interval zaupanja za **delež**  $p$  **populacije** pri *velikem vzorcu* je:

$$\hat{p} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} < p < \hat{p} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}. \quad (11)$$

Pri tem upoštevamo, da lahko binomsko porazdelitev aproksimiramo z normalno.

Dvostranski interval zaupanja za **vsoto (razliko) povprečij**  $m_1$  in  $m_2$  *normalno porazdeljenih* populacij z *znanimi variancama* je:

$$\langle x_1 \rangle \pm \langle x_2 \rangle - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < m_1 \pm m_2 < \langle x_1 \rangle \pm \langle x_2 \rangle + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, \quad (12)$$

V kolikor sta populaciji *poljubno porazdeljeni* z *neznanimi variancama* in *velikima vzorcema*, je interval enak zgornjemu, le da  $\sigma_1^2$  in  $\sigma_2^2$  nadomestimo z vzorčnima variancama  $s_1^2$  in  $s_2^2$ .

Dvostranski interval zaupanja za **vsoto (razliko) povprečij**  $m_1$  in  $m_2$  *normalno porazdeljenih* populacij z *neznanimi variancama* in pri *majhnih vzorcih* je:

$$\langle x_1 \rangle \pm \langle x_2 \rangle - t_{n_1+n_2-2;\alpha/2} s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} < m_1 \pm m_2 < \langle x_1 \rangle \pm \langle x_2 \rangle + t_{n_1+n_2-2;\alpha/2} s_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \quad (13)$$

kjer je  $s_p$  kombinirana vzorčna standardna deviacija oziroma  $s_p^2$  varianca:

$$S_p^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}. \quad (14)$$

Približni dvostranski interval zaupanja za **vsoto (razliko) deležev**  $p_1$  in  $p_2$  **dveh populacij** pri *velikih vzorcih* je:

$$\hat{p}_1 \pm \hat{p}_2 - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}} < p_1 \pm p_2 < \hat{p}_1 \pm \hat{p}_2 + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}. \quad (15)$$

Pri tem predpostavljamo, da lahko binomski porazdelitvi aproksimiramo z normalnima.