

## A priedas. Statistinio duomenų apdorojimo metodika

Gavus tam tikro parametro tyrimų rezultatus, apskaičiuotas jo įvertis, kuris yra atskirų matavimų aritmetinis vidurkis  $\bar{x}$ . Žinant parametro aritmetinį vidurkį  $\bar{x}$ , apskaičiuota atskirų matavimų  $x_i$  tikimybių pasiskirstymą atitinkanti eksperimentinė dispersija  $s^2(x_i)$  (Žilinskas 2003):

$$s^2(x_i) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \quad (\text{A1})$$

čia  $n$  – matavimų skaičius;  $x_i$  – vieno matavimo rezultatas;  $\bar{x}$  – atskirų matavimų aritmetinis vidurkis.

Apskaičiavus  $s^2(x_i)$  rastas geriausias aritmetinio vidurkio  $\bar{x}$  sklaidos įvertis, kuris yra vidurkio eksperimentinė aritmetinė dispersija  $s^2(\bar{x})$ , lygi (normaliam pasiskirstymui):

$$s^2(\bar{x}) = \frac{s^2(x_i)}{n}, \quad (\text{A2})$$

čia  $s^2(x_i)$  – atskirų matavimų  $x_i$  tikimybių pasiskirstymą atitinkanti eksperimentinė dispersija;  $n$  – matavimų skaičius.

Gavus aritmetinio vidurkio  $\bar{x}$  sklaidos įvertį, skaičiuotas eksperimentinis standartinis aritmetinio vidurkio nuokrypis:

$$s(\bar{x}) = \frac{s(x_i)}{\sqrt{n}}, \quad (\text{A3})$$

čia  $s(x_i)$  – eksperimentinis standartinis nuokrypis;  $n$  – matavimų skaičius.

Darbe statistiniams skaičiavimams naudota Microsoft Office Excel 2016 programa. Matavimų aritmetiniai vidurkiai, eksperimentinės aritmetinės dispersijos, standartiniai aritmetinio vidurkio nuokrypiai apskaičiuoti naudojant Microsoft Office Excel 2016 statistikos (Statistical) funkcijas: AVERAGE (vidurkis), VARP (dispersija), STDEV (standartinis nuokrypis) (Vakrina 2007).

Rezultatų sklaidai patikrinti skaičiuotas variacijos koeficientas  $v_{\text{var}}$ :

$$v_{\text{var}} = \frac{s(x_i)}{\bar{x}} \cdot 100, \% \quad (\text{A4})$$

čia  $s(x_i)$  – eksperimentinis standartinis nuokrypis;  $\bar{x}$  – atskirų matavimų aritmetinis vidurkis.

Jei variacijos koeficientas  $v_{\text{var}} < 5-10$  %, tai laikoma, kad rezultatų sklaida nedidelė. Esant didesnei rezultatų sklaidai laikyta, kad rezultatų sklaida yra didelė ir rezultatai nėra patikimi. Tuomet tyrimai kartoti iš naujo.

Atsitiktinė matavimo rezultato paklaida  $\Delta$  apskaičiuota pagal formulę:

$$\Delta = t_{\beta} \frac{s(x_i)}{\sqrt{n}}, \quad (\text{A5})$$

čia  $t_{\beta}$  – Stjudento koeficientas, priklausantis nuo pasirinktos pasiklovimo tikimybės  $\beta$  ( $\beta = 0,95$ ) ir nuo laisvės laipsnių skaičiaus  $\varphi$  ( $\varphi = n-1$ );  $n$  – matavimų skaičius.

Kai  $\beta = 0,95$ , o  $\varphi = 5-1 = 4$ , tai  $t_{\beta} = 2,78$ .

Bendrajai matavimo rezultato santykinę paklaidai  $\delta_b$  įvertinti skaičiuotos santykinės atsitiktinės paklaidos  $\delta_{ats}$  ir santykinės sisteminės paklaidos  $\delta$ :

$$\delta_{ats} = \frac{\Delta}{\bar{x}} \cdot 100, \% ; \quad (\text{A6})$$

$$\delta = \frac{a}{A} \cdot 100, \% , \quad (\text{A7})$$

čia  $a$  – prietaiso matavimo paklaida;  $A$  – prietaiso rodmuo.

Apskaičiavus santykinę atsitiktinę ir sisteminę paklaidas, rasta bendroji matavimo rezultato santykinė paklaida  $\delta_b$ :

$$\delta_b = \sqrt{\delta_{ats}^2 + \delta}. \quad (\text{A8})$$

Rezultatų patikimumui įvertinti nustatytas koeficientas  $u_1$ :

$$u_1 = \frac{\bar{x} - x_1}{s}, \quad (\text{A9})$$

jei abejojama dėl pirmojo variacinės eilutės nario arba:

$$u_n = \frac{x_n - \bar{x}}{s}, \quad (\text{A10})$$

jei abejojama dėl didžiausią reikšmę turinčio variacinės eilutės nario. Gauta reikšmė lyginama su kritine reikšmę  $u_{\alpha}$  (su tikimybe 95 %,  $\alpha = 0,05$ ,  $n = 3$ , tuomet  $u_{\alpha} = 1,15$ ), kai reikšmingumo lygmuo  $\alpha$  ir duomenų skaičius  $n$ .

Kai teisingos lygybės:

$$u_1 \leq u_{\alpha} \text{ arba } u_n \leq u_{\alpha}, \quad (\text{A11})$$

tai nulinė hipotezė – didžiausia reikšmė  $x_n$  (arba mažiausia  $x_1$ ) priklauso tai pačiai duomenų grupei – priimama, t. y. pirma arba paskutinė tyrimo rezultatų reikšmė nevertinama kaip ryškiai išsiskiriančia ir ji neatmetama. Tuo atveju, kai:

$$u_1 > u_{\alpha} \text{ arba } u_n > u_{\alpha}, \quad (\text{A12})$$

nulinę hipotezė nepriimama, t. y.  $x_n$  arba  $x_1$  nėra būdingi esamai duomenų grupei ir jie atmetami. Atmetus šiuos dydžius, anksčiau apskaičiuoti įverčiai  $\bar{x}$  ir  $s$  turi būti koreguojami, imant  $n-1$ .

Nustačius, kad sąlyga (A11) nebuvo tenkinama, tai su tikimybe 0,95 tos įtartinios reikšmės buvo atmestos ir visi statistiniai rodikliai skaičiuoti be jų. Nustatytos ir grafikuose pateiktos santykinės paklaidos tenkino sąlygą  $\delta_b \leq 5\%$ , todėl galima teigti, kad gauti rezultatai yra patikimi. Pateikti paveiksluose atliktų tyrimų rezultatai pavaizduoti kartu su atidėtais pasikliautinaisiais intervalais, kurie nusako parametrų ištirtų dydžių intervalus.

Ryšiams tarp dviejų atsitiktinių dydžių nusakyti naudotas koreliacijos koeficientas  $r$ . Naudojant Microsoft Office Excel 2016 programą matematiškai aprašytos dviejų dydžių ( $x$ ,  $y$ ) tarpusavio priklausomybės. Aprašymo tikslumui įvertinti grafikuose pateikti neapbrėžties (determinacijos) koeficientai  $R^2$ . Kuo šio koeficiento vertė artimesnė vienetui, tuo tiksliau aprašyta lygtis, įvertinanti ryšį tarp dviejų atsitiktinių dydžių.