

ВИЗНАЧЕННЯ МІЖПОВІРОЧНИХ ІНТЕРВАЛІВ ОДНОТИПНИХ ВИМІРЮВАЛЬНИХ КАНАЛІВ ІНФОРМАЦІЙНИХ СИСТЕМ

© Наталюк М.Ф., Андрусак С.О., Кричевець О.М., Колтак Б.Д., 2004
Державний науково-дослідний інститут „Система” (м. Львів)

На основі аналізу реальних результатів експериментальних досліджень отримано залежність для визначення міжповірочного інтервалу вимірювальних каналів інформаційних систем. Показано, що цей інтервал залежить від середнього напрацювання вимірювального каналу на відмову, а також сумарного коефіцієнта впливу експлуатаційних факторів

На сьогоднішній день експлуатується значна кількість вимірювальних інформаційних систем (ВІС) та автоматизованих систем контролю технологічних параметрів (АСК ТП), результати вимірювань яких використовують у сфері поширення державного метрологічного нагляду у відповідності до статті 16 Закону України [1]. Це в першу чергу стосується систем, які забезпечують вимірювання та облік витрат рідин, газу, пари, сипучих матеріалів тощо.

Відомо, що багатоканальні ВІС формуються на об'єкті експлуатації із системних засобів вимірювальної техніки (ЗВТ) і лише після налагодження і метрологічної атестації (МА) стають завершеним об'єктом метрологічного забезпечення.

Однією із основних процедур МА є встановлення оптимальної тривалості міжповірочного інтервалу (МІ) вимірювального каналу (ВК), який враховував би надійність роботи ВК і об'єкту контролю в цілому та мінімізацію витрат на експлуатацію ВІС із врахуванням експлуатаційних факторів при вимірюванні витрат.

Тривалість МІ, як правило, встановлюють за результатами аналізу дослідної експлуатації ВК та експериментальних досліджень метрологічних характеристик (МХ) ВК при МА ВІС.

Перевірку експериментальних даних, отриманих під час досліджень МХ ВІС, виконують, як правило, оцінкою випадковості розбіжності між двома вибірковими середніми результатів згаданих спостережень [2]. З цією метою використовують розподіл Стьюдента [3], або критерій Романовського [4].

Враховуючи зазначену специфіку ВІС, оптимальний МІ для генеральної сукупності ВК слід встановлювати із врахуванням однорідності експериментальних даних оптимальних вибірок і приналежності їх до однієї генеральної сукупності.

Нехай, наприклад, при МА ВІС отримані вибірки A і B із експериментальних спостережень обсягом відповідно N_1 та N_2 , попередньо віднесених до

генеральної сукупності.

Визначимо значення параметра Стьюдента t на підставі результатів експериментальних спостережень вибірок. В цьому випадку t знаходять за такою формулою [3]:

$$t = \sqrt{\frac{N_1 \cdot N_2}{N_1 + N_2}} \cdot \frac{\Delta}{S}, \quad (1)$$

де Δ - абсолютне значення різниці між емпіричними середніми

$$\Delta = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2), \quad (2)$$

$$\bar{X}_1 = \frac{\sum_A X_{1i}}{N_1}; \quad \bar{X}_2 = \frac{\sum_B X_{2i}}{N_2} \quad (3)$$

відповідно середні значення результатів спостережень X_{1i} та X_{2i} вибірки A та B ; S - середнє квадратичне відхилення генеральної сукупності двох вибірок, а саме [2]:

$$S = \sqrt{\frac{(S_1)^2 + (S_2)^2}{N_1 + N_2 - 2}}, \quad (4)$$

де $S_1^2 = \sum_A (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$, $S_2^2 = \sum_B (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$.

На основі відповідних таблиць [2] знаходимо ймовірність S_t для критерію Стьюдента t при заданій кількості спостережень N_1 та N_2 , а на підставі нерівності

$$P(|\bar{X}_1 - \bar{X}_2| \geq \Delta) = 2[1 - S_t] \quad (5)$$

знаходимо ймовірність того, що різниця між двома вибірковими середніми випадкова.

Якщо одержане за формулою (5) значення P більше, ніж прийнята значимість [5], наприклад, $\alpha=0,05$, то розбіжності між двома вибірковими середніми несуттєві і ці вибірки слід вважати такими, що відносяться до однієї генеральної сукупності. У протилежному випадку їх об'єднання неможливе.

За методом Романовського [4] використовують правило "трьох сигм". В цьому випадку значення t , визначене за формулою (1), має наступні параметри розподілу:

- математичне сподівання $M_t=0$;
- середнє квадратичне відхилення

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{N_1 + N_2 - 2}{N_1 + N_2 - 4}}. \quad (6)$$

Критерієм випадковості розбіжності вважають нерівності:

- якщо $|t|/\sigma_t \geq 3$ – розбіжності не випадкові,
- а якщо $|t|/\sigma_t < 3$ – розбіжності випадкові.

Оцінку випадкової розбіжності між двома вибірковими дисперсіями (вибірок A і B) при кількості спостережень в них N_1 та N_2 виконаємо за допомогою розподілу Z_0 , запропонованого Р. Фішером:

$$Z_0 = 1,15129 \lg(S_1^2 / S_2^2). \quad (7)$$

Враховуючи, що Z_0 за довідковими даними [5] величина додатна, то за S_1^2 слід приймати більше значення дисперсії, а за S_2^2 – менше.

Критерій несуттєвості розбіжності дисперсій – виконання нерівності $Z_0 < Z_1$, де Z_1 – параметр, взятий з довідкової літератури при прийнятій значимості $\alpha=0,05$.

Оцінивши приналежність результатів спостережень до однієї генеральної сукупності та скориставшись середнім напрацюванням ВК на відмову T_0 , яке регламентоване в експлуатаційній документації, визначаємо тривалість першого МІ за такою формулою [6]:

$T = -T_0 \ln(1 - \varepsilon) / (k_n K)$, яку після деяких перетворень можна подати в такому вигляді:

$$T = 0,5 \cdot K \sqrt{T_0}, \quad (8)$$

де T – тривалість МІ в місяцях, K – сумарний коефіцієнт впливу експлуатаційних факторів, k_n – коефіцієнт переводу напрацювання в годинах в місяці, ε – допустима доля метрологічних відмов за МІ.

Із (8) видно, що МІ пропорційний коефіцієнту впливу K . Його значення нами встановлено на підставі багаторічної атестації систем з врахуванням різних експлуатаційних факторів, зокрема і коефіцієнта готовності K_g .

В загальному випадку коефіцієнт K може бути визначений як сума K_i – коефіцієнтів, які зумовлені експлуатаційними факторами, та коефіцієнта готовності, тобто

$$K = \sum_{i=1}^n K_i + K_g, \quad (9)$$

де n – кількість експлуатаційних факторів.

1. Закон України про метрологію та метрологічну діяльність (№ 113/ВР від 11 лютого 1998 р.). 2. РТМ 44-62. Методика статистической обработки эмпирических данных.–М.: Государственное издательство стандартов.–1963.–15с. 3. Дион А.М. Математическая статистика в технике.–М.:Советская наука.–1951.–105с. 4. Романовский В.И. Элементарный курс математической статистики.–М.: Гостехиздат.–1939.–210с. 5. ГОСТ 8.207-76. Прямые измерения с многократными наблюдениями.Методы обработки результатов наблюдений. Основные положения. 6. МИ 1872-88 Методические указания ГСИ. Межповерочные интервалы образцовых средств измерений. Методика определения и корректировки.