ВПЛИВ ВИПАДКОВИХ ВІДХИЛЕНЬ У РЕЗУЛЬТАТАХ ВИМІРЮВАНЬ НА НЕПЕВНІСТЬ ЕКСТРЕМАЛЬНИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

THE EFFECT OF RANDOM DEVIATIONS ON UNCERTAINTY OF EXTREME OBSERVATIONS

Дорожовець М.М.[1], д.т.н. проф., Бубела І.В.[1,2],
1 - Національний університет «Львівська політехніка», Україна;
[2] – Державне підприємство «Науково-дослідний інститут метрології вимірювальних і управляючих систем» (ДП НДІ «Система»), Україна

Анотація

У статті проведено аналіз та кількісне оцінювання впливу випадкових відхилень у результатах вимірювань на розширену непевність екстремальних спостережень, які є критичними під час контролю якості багатьох різновидів продукції. Знайдено значення коефіцієнтів довірчих границь екстремального (мінімального) спостереження, в залежності від комбінацій різних розподілів значень технологічного розкиду досліджуваного параметру (від зразка до зразка) та випадкових впливів, пов'язаних з самим вимірюванням цих параметрів. Представлено результати досліджень для $n = 5$ кількості спостережень та наступних комбінацій розподілів спостережень і випадкових відхилень: нормальний-рівномірний, рівномірний-рівномірний, рівномірний-нормальний при різному співвідношенні їх стандартних відхилень складових. На підставі аналізу одержаних результатів зроблено висновки, що у випадку нестачі інформації про розподіл випадкових впливів коефіцієнти для обчислення розширеної непевності з достатньою для практики точністю (у декілька відсотків) можна взяти такими, як для нормального розподілу. Результати досліджень можуть бути використані при опрацюванні результатів вимірювань під час контролю параметрів якості продукції та виробів в промисловості, сільському господарстві та медицині.

Abstract

An attention is considered to analysis of instrumental component of result's uncertainty. While production control in industry, the mentioned component for concrete measuring instrument with the concrete measurement results has to be determined and analyzed. Important is the question of random impacts effect on to uncertainty of extreme (minimum or maximum) observations. Since in the practice of the test products qualifying there exist the cases when the result of such measurement becomes an extreme: the minimal value x_{min} that is the first one from ordered observations, or the maximal one that is the last one from ordered observations. To provide the reliable result of the experiment, it is important to take into account the impact of these random deviations in evaluating the uncertainty of processing the measurement results.

Research is fulfill for: (i) the normal distribution of the parameter of testing samples and the uniform distribution of the instrumental component (ii) the uniform distribution of the parameter of testing samples and uniform distribution of the instrumental component and (iii) the uniform distribution of the parameter of testing samples and normal distribution of the instrumental component. With the aim of quality comparison the change in the distribution shape, the histograms of the normalized relative deviation $z_{1,y1}$ and minimal observation y_1 are built.

If we measure x_i the value of ith tested sample parameter, the random impacts Δr_i cause the changes of the considered observations $y_i = x_i+\Delta r_i$. Then standard deviation of registered observation becomes bigger than the standard deviation σ_x of parameter x. In every measurement these changes are random, and their impact can be described by convolution of the distribution $p_x(x)$ of the tested parameter values and the random effects distribution $p_r(\Delta r)$. If the distribution of observations and random effects is normal, the its density $p1(z_1)$ and other parameters including the expansion coefficient are immutable and remain such as for normal distribution. If the distribution differs from the normal, the resultant distribution is normalized in the next way; due to this the expansion coefficient even less differs from to the expansion coefficient calculated according to the distribution of the observations themselves. I.e., for the number of observations $n \leq 10$ the expansion coefficient does not exceed a few percent. Dependences of the expansion coefficients on the random deviation impacts of measuring instruments results at different distributions are investigated by Monte Carlo method.

Therefore, in calculation of the expanded uncertainty of extreme observation when distributions of both components in measurements are known, the random impacts can be taken into account directly. In case of shortage of information on distribution of random affects, the coefficients for the calculating the expanded uncertainty with sufficient accuracy (for practice equal to the few percent) are accepted such as for normal distribution.

Ключові слова

Вимірювання, Екстремальні спостереження, Непевність результату, Випадкові відхилення, Метод Монте-Карло.

Keywords

Measurement, Extreme Observations, Uncertainty of Result, Random Deviations, Monte Carlo Method.

1. Вступ

У багатьох галузях виробництва важливо дотримуватись контролю якості виготовлення виробів чи продукції. Виконання контролю проводиться згідно з вимогами нормативної документації (НД), які встановлюються законодавством країни, і які враховують специфіку продукції. В загальному контроль якості виробу продукції передбачає:

1. Вибірку певного обсягу (рис. 1). Зазвичай вона складається з декількох спостережень, особливо при руйнівному контролі, де n – кількість дослідних зразків є обмеженою, тому n = 4, 5, …, 10.

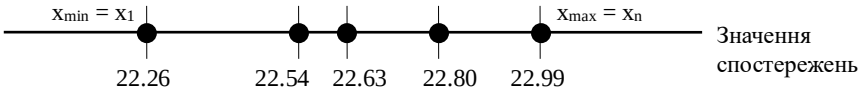

Рис. 1. Приклад впорядкованої вибірки з декількох спостережень
Figure 1. Example of ordered (sorted) sample of several observations

2. Вимірювання потрібного параметра дослідного об’єкта.
3. Виконання порівняння (рис. 2) відповідного значення виміряного параметру з встановленим допустимим значенням вказаним у НД.

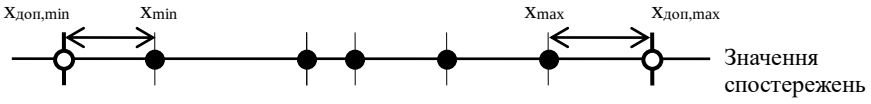

Рис. 2. Порівняння виміряних спостережень з допустимими значеннями
Figure 2. Comparison measured observations with allowable values

Для певної категорії виробів при дослідженні декількох проб зразків чи елементів об’єкта результатом контрольного вимірювання можуть бути екстремальні значення (рис. 1) – мінімальне $x_{min} = x_1$ чи максимальне $x_{max} = x_n$ значення з впорядкованої вибірки з декількох спостережень [1-5]. Оскільки екстремальні значення є елементами випадкової вибірки, результати вимірювань яких містять непевності, то для отримання коректного результату контролю, порівняння слід виконувати з врахування непевності екстремальних спостережень x_1 чи x_n (рис. 3).

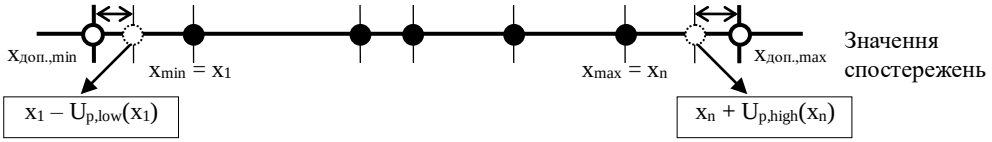

Рис. 3. Порівняння екстремальних спостережень з допустимими значеннями
Figure 3. Comparison extreme observations with allowable values

Наприклад, при контролі механічних параметрів виробів потрібно порівнювати мінімальне значення з допустимим [0,0,0]. Подібно є при контролі якості продуктів харчування чи медичних препаратів коли максимальне значення порівнюється з допустимим.

При опрацюванні результатів вимірювань важливим аспектом є врахування інструментальної складової непевності $u_{cB}(x_1)$ чи $u_{cB}(x_n)$. Зазвичай випадкові та систематичні відхилення [9] у результатах вимірювань по різному впливають на непевність екстремальних спостережень. У будь-якій галузі під час контролю виготовлення виробів чи продукції складова інструментальної непевності для конкретних засобів вимірювальної техніки (ЗВТ) і результатів вимірювань повинна бути визначена. Тому актуальною задачею є аналіз як випадкових, так і систематичних відхилень на непевність екстремальних спостережень при експериментальних дослідженнях з контролю якості продукції.

2. Недоліки

Існуючі методики опрацювання результатів вимірювання, які базуються на визначенні чи обчисленні середнього значення і визначення його розкиду, не можуть бути безпосередньо застосовані для оцінювання непевності екстремальних значень.

3. Мета роботи

У даній статті метою роботи є дослідження і кількісне оцінювання впливу випадкових відхилень на непевність екстремальних спостережень.

4. Теоретичне дослідження випадкових впливів

Аналізуючи вплив випадкових відхилень Δr припущено, що він спричиняє різні невідомі зміщення Δr_i у всіх спостереженнях досліджуваної вибірки, тобто:

$$y_i = x_i + \Delta r_i. \tag{1}$$

Отже, мінімальне y_1 чи максимальне y_n значення, середнє значення $\bar{y}$, стандартне відхилення s_y спостережень змінюють свої значення:

$$y_1 = x_1 + \Delta r_1,\ \ y_n = x_n + \Delta r_n,\ \ \bar{y} = \bar{x} + \overline{\Delta r},\ \ s_y = \sqrt{s_x^2 + \sigma_r^2}, \tag{2}$$

де σ_r^2 - дисперсія випадкового впливу.

Змінюється і відхилення мінімального чи максимального спостереження від середнього значення нормоване до стандартного відхилення, відповідно до виразів:

$$z_{1,y} = (y_1 - \bar{y})/s_y \neq z_{1,x},\ \ z_{n,y} = (y_n - \bar{y})/s_y \neq z_{n,x}. \tag{3}$$

Приймаємо густини розподілів самих випадкових спостережень та випадкових впливів незалежними, тому густина розподілу суми $p_{yr}(y)$ двох незалежних випадкових величин (досліджуваних спостережень та випадкових впливів (1)) є згорткою розподілу спостережень $p_x(x)$ та розподілу випадкового впливу $p_r(\Delta r)$ [1]:

$$p_{yr}(y) = p_x(x) \otimes p_r(\Delta_r) = \int_{-\infty}^{\infty} p_r(\Delta_r) \cdot p_x(y - \Delta_r) \cdot d\Delta_r. \tag{4}$$

Використовуючи методику, яка детально описана у працях [1-0], та розподіл суми $p_{yr}(y)$ (4) можемо знайти розподіл $p1(z_{1,y})$ чи $pn(z_{n,y})$ нормованого до стандартного відхилення s_y спостережень випадкового відхилення $z_{1,y}$ чи $z_{n,y}$ (3) екстремального спостереження від середнього значення $\bar{y}$. Коефіцієнт розширення $z_{1,1,low}(n, p)$ чи $z_{n,1,high}(n, p)$ для заданої кількості спостережень n та рівня довіри p можна обчислити із розв'язання нелінійного рівняння для функції розподілу $F1(z_1)$ чи $Fn(z_n)$ [1]:

$$\int_{z_{1(b,1)}}^{z_{1,1,\mathrm{low}}(n,p)} p1(z_1)dz_1 = F1(z_{1,1,\mathrm{low}}(n,p)) = 1 - p,\quad \int_{z_{n(b,3)}}^{z_{n,1,\mathrm{high}}(n,p)} pn(z_n)dz_n = Fn(z_{n,1,\mathrm{high}}(n,p)) = 1 - p. \tag{5}$$

У практиці вимірювань обчислення густини розподілу $p1(z_{1,y})$ чи $pn(z_{n,y})$ в багатьох випадках аналітично є неможливим, або дуже складною задачею. У таких випадках доцільно застосувати метод Монте-Карло [10] і розв'язок нелінійного рівняння (5) отримати числовим способом.

Складність задачі спрощується, якщо розподіл випадкових впливів $p_r(\Delta r)$ є нормальним, і тоді якщо розподіл спостережень $p_x(x)$ також є нормальним, то у цьому випадку розподіл $p_{yr}(y)$ суми (4) залишається нормальним із стандартним відхиленням s_y (2). Тому значення коефіцієнта розширення (5) залишається без змін. Розширену непевність екстремальних спостережень обчислюємо за виразом [1,2] (використовується стандартне відхилення s_y, яке обчислене на підставі опрацювання зареєстрованих спостережень):

$$\mathrm{U_{p,low}(x_1) = k_{1,low}(n,p) \cdot u_c(x_1),\ \ U_{p,high}(x_n) = k_{1,high}(n,p) \cdot u_c(x_n)}, \tag{6}$$

де $k_{1,\mathrm{low}}(n, p)$, або $k_{1,\mathrm{high}}(n, p)$ - коефіцієнти розширення [1,2], які не залежать від параметрів самих спостережень, але залежать тільки від кількості та густини розподілу генеральної сукупності; $u_c(x_1)$, або $u_c(x_n)$ - сумарна стандартна непевність екстремального спостереження [1,2].

У випадках, коли розподіл спостережень $p_x(x)$ нормальний, а розподіл випадкових впливів $p_r(\Delta r)$ рівномірний, або навпаки, тоді розподіл $p_{yr}(y)$ суми (4) стає плоско-нормальним розподілом, властивості якого детально проаналізовано у працях [1,2,11].

4.1 Дослідження випадкових впливів методом Монте-Карло

Аналіз впливу випадкових відхилень на непевність екстремального (мінімального) значення виконано за допомогою методу Монте-Карло. Дослідження виконувались для мінімальних спостережень, оскільки при симетричних розподілах спостережень розширені непевності мінімального та максимального спостереження однакові $U_{p,\mathrm{low}}(x_1) = U_{p,\mathrm{high}}(x_n)$ з врахуванням протилежного знаку [1]. У програмному середовищі MathCad для розподілів спостережень та випадкових впливів під час вимірювань задано наступні характеристики:

• кількість спостережень……..…….… $n = 5$;

• розподіл спостережень $p_x(x)$ ……..…… 1 – рівномірний, 2 – нормальний;

математичне сподівання……..…… $m_x = 0$;
стандартне відхилення……..…… $\sigma_x = 1$;

- розподіл випадкового впливу $p_r(\Delta r)$ ……..…. 1 – рівномірний, 2 – нормальний;
  математичне сподівання……..…… $m_x = 0$;
  стандартне відхилення……..…… σ_r;
- рівень довіри для односторонньої довірчої границі…… p = 0,90; 0,925; 0,95; 0,975; 0,99;
- відношення стандартних відхилень……..…… $\sigma_r/\sigma_x = 1/1; 1/\sqrt{3}; 1/3; 1/3\sqrt{3}; 1/10$.

Для наближеного обчислення розширеної односторонньої непевності застосовано значення на основі коефіцієнта розширення для нормального розподілу згідно з виразом [1]:

$$y_{1,1,p,\mathrm{low}} = \bar{y} - z_{1,1,\mathrm{low,norm}}(n,p)\cdot s_y \approx y_1 - k_{1,\mathrm{low,norm}}(n,p)\cdot u_A(y_1). \quad (7)$$

З метою якісного порівняння зміни форми розподілів побудовано гістограми нормованого відносного відхилення $z_{1,y1}$ та гістограми мінімального спостереження y_1 (рис. 4) [1]. При різних комбінаціях розподілів спостережень і розподілів випадкової складової та при відношення стандартних відхилень σ_r / σ_x = 1 / 1; 1 / 10.

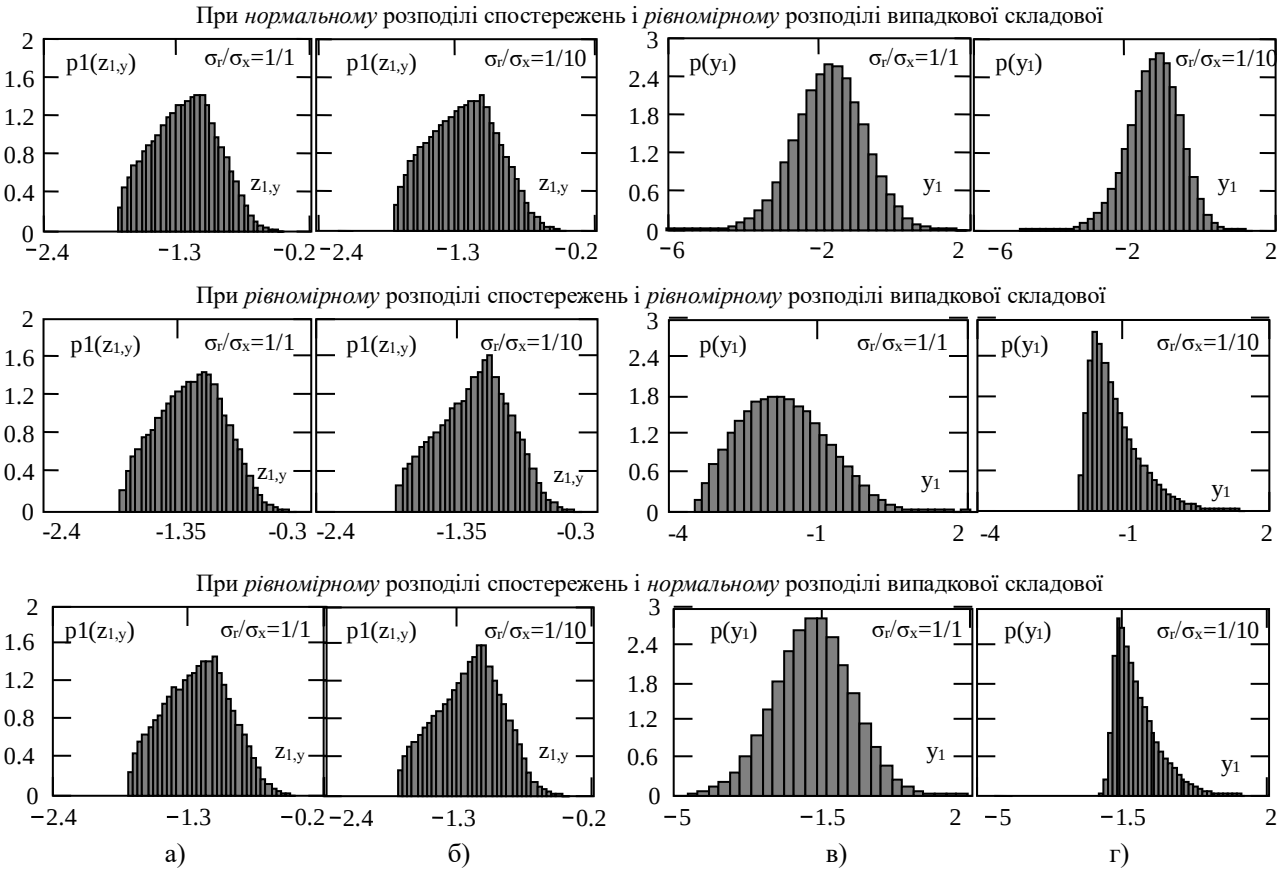

Рис. 4. Гістограми відносного відхилення $z_{1,y1}$ та мінімального спостереження y_1:
а), б) – гістограми нормованого відносного відхилення $z_{1,y1}$; в), г) – гістограми мінімального спостереження y_1
Figure 4. Histograms of the relative deviation $z_{1,y1}$ and minimal observation y_1:
a), b) - histograms of the normalized relative deviation $z_{1,y1}$; v), g) - histograms of the minimal observation y_1

Проаналізувавши гістограми (рис. 4) встановлено, що зменшення вмісту у результатах випадкової складової з рівномірним (з нормальним чи рівномірним) розподілом у 10 разів спричиняється трансформацією розподілу $p1(z_{1,y1})$ до розподілу, як для нормального (для рівномірного).

На основі методу Монте-Карло обчислено значення коефіцієнтів довірчих границь $z_{1,r,1,\mathrm{low}}(n, p)$ мінімального спостереження залежно від відношення стандартних відхилень $\sigma_r/\sigma_x = 1/1; 1/\sqrt{3}; 1/3; 1/3\sqrt{3}; 1/10$ для n = 5 та різних комбінаціях розподілів спостережень і випадкових відхилень (таблиця 1) [1].

Таблиця 1. Значення коефіцієнтів довірчих границь $z_{1,r,1,low}(n, p)$ залежно від σ_r / σ_x
Table 1. The values of coefficients of the confidence limits depending on σ_r / σ_x

Нормальний - рівномірний		*p = 0,90*	*p = 0,925*	*p = 0,95*	*p = 0,975*	*p = 0,99*
σ_r/σ_x = 1/1	$z_{1,r,1,\mathrm{low}}(5, p)$	-1,5956	-1,6295	-1,6675	-1,7115	-1,7465

$\sigma_r/\sigma_x = 1/\sqrt{3}$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,6008	-1,6337	-1,6722	-1,7149	-1,7479
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,6023	-1,6354	-1,6720	-1,7159	-1,7484
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3\sqrt{3}$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,6018	-1,6343	-1,6710	-1,7157	-1,7498
$\sigma_r/\sigma_x = 1/10$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,6033	-1,6363	-1,6712	-1,7157	-1,7499
Рівномірний - рівномірний		*p = 0,90*	*p = 0,925*	*p = 0,95*	*p = 0,975*	*p = 0,99*
$\sigma_r/\sigma_x = 1/1$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5924	-1,6253	-1,6630	-1,7071	-1,7439
$\sigma_r/\sigma_x = 1/\sqrt{3}$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5885	-1,6241	-1,6638	-1,7093	-1,7443
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5822	-1,6202	-1,6606	-1,7095	-1,7451
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3\sqrt{3}$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5849	-1,6221	-1,6652	-1,7131	-1,7494
$\sigma_r/\sigma_x = 1/10$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5838	-1,6207	-1,6637	-1,7146	-1,7502
Рівномірний - нормальний		*p = 0,90*	*p = 0,925*	*p = 0,95*	*p = 0,975*	*p = 0,99*
$\sigma_r/\sigma_x = 1/1$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5942	-1,6291	-1,6675	-1,7118	-1,7459
$\sigma_r/\sigma_x = 1/\sqrt{3}$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5892	-1,6250	-1,6643	-1,7113	-1,7453
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5819	-1,6184	-1,6607	-1,7090	-1,7477
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3\sqrt{3}$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5825	-1,6213	-1,6634	-1,7116	-1,7487
$\sigma_r/\sigma_x = 1/10$	$z_{1,r,1,low}(5, p)$	-1,5812	-1,6193	-1,6634	-1,7126	-1,7489

Як бачимо, з представлених вище табличних значень для кожного співвідношення стандартних відхилень $\sigma_r/\sigma_x = 1/1; 1/\sqrt{3}; 1/3; 1/3\sqrt{3}; 1/10$ зміна відбувається лише у третьому знаку приблизно на 0,02. Тому вважаємо за доцільне узагальнити, що зміни комбінацій розподілів спостережень і випадкових зміщень мало впливають на значення коефіцієнтів $z_{1,r,1,low}(n, p)$.

При виконанні порівняння наближених значень коефіцієнтів $z_{1,r,1,low}(n, p)$ (таблиця 1) для обчислення довірчих границь мінімального спостереження з значеннями коефіцієнтів $z_{1,1,low}(n, p)$ (таблиця 2) [1], які отримані при нормальному розподілі спостережень, спостерігаємо, що вони близькі між собою.

Таблиця 2. Значення коефіцієнта $z_{1,1,low}(n, p)$ при нормальному розподілі спостережень, при n = 5
Table 2. The values of coefficient $z_{1,1,low}(n, p)$ for the normal distribution of observations and for n = 5

	p = 0,90	*p = 0,925*	*p = 0,95*	*p = 0,975*	*p = 0,99*
$z_{1,1,low}(5, p)$	-1,6016	-1,6346	-1,6714	-1,7150	-1,7489

Отже, проаналізувавши числові значення (таблиця 1, 2) встановлено, що присутні випадкові відхилення у результатах спостережень неістотно впливають на точність обчислення розширених границь. Це також підтверджують значення відносних похибок $\delta_{z1,u,набл.}(n, p)$ наближених значень коефіцієнта розширення $z_{1,r,1,low}(n, p)$ залежно від σ_r/σ_x та різних комбінацій розподілів і випадкових зміщень, $n = 5$, $p = 0{,}90$; …; 0,99 (таблиця 3) [1]:

$$\delta_{z1,u,\text{набл.}} = \frac{z_{1,1,\text{low(high)}}(n, p) - z_{1,U,1,\text{low(high)}}(n, p)}{z_{1,U,1,\text{low(high)}}(n, p)} \cdot 100\%. \quad (8)$$

Таблиця 3. Значення відносних похибок $\delta_{z1,u,набл.}(n, p)$ коефіцієнта розширення $z_{1,r,1,low}(n, p)$ залежно від σ_r / σ_x
Table 3. The values of the relative errors $\delta_{z1,u,набл.}(n, p)$ of the expansion coefficient $z_{1,r,1,low}(n, p)$ depending on σ_r / σ_x

Нормальний - рівномірний		*p = 0,90*	*p = 0,925*	*p = 0,95*	*p = 0,975*	*p = 0,99*
$\sigma_r/\sigma_x = 1/1$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
$\sigma_r/\sigma_x = 1/\sqrt{3}$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,04	0,01	0,04	0,03	0,02
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,04	0,03	0,04	0,04	0,03
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3\sqrt{3}$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,04	0,04	0,06	0,08	0,06
$\sigma_r/\sigma_x = 1/10$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,23	0,44	0,37	0,35	0,28

Рівномірний - рівномірний		*p = 0,90*	*p = 0,925*	*p = 0,95*	*p = 0,975*	*p = 0,99*
$\sigma_r/\sigma_x = 1/1$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	1,40	0,56	0,84	0,78	0,88
$\sigma_r/\sigma_x = 1/\sqrt{3}$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	1,38	1,21	1,03	1,07	0,84
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	1,48	1,01	1,59	0,94	1,18
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3\sqrt{3}$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,95	0,91	0,38	0,68	0,76
$\sigma_r/\sigma_x = 1/10$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,40	0,66	0,56	0,51	0,47
Рівномірний – нормальний		*p = 0,90*	*p = 0,925*	*p = 0,95*	*p = 0,975*	*p = 0,99*
$\sigma_r/\sigma_x = 1/1$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	1,22	0,67	1,65	0,76	1,01
$\sigma_r/\sigma_x = 1/\sqrt{3}$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	1,19	1,51	1,11	1,21	1,04
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	1,00	0,86	0,79	0,58	0,93
$\sigma_r/\sigma_x = 1/3\sqrt{3}$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,70	0,81	0,99	0,76	0,87
$\sigma_r/\sigma_x = 1/10$	$\delta_{z1,u,набл.}(5, p)$, %	0,27	0,59	0,57	0,21	0,26

Аналізуючи значення подані у таблиці 3, бачимо, що похибки наближених значень коефіцієнтів для обчислення розширеної непевності від впливу випадкової складової є нехтовно малими. Тому використання для обчислення розширеної непевності мінімального спостереження згідно з (7) коефіцієнта розширення такого, як для нормального розподілу, є цілком обґрунтованим, оскільки не спричиняє істотних неточностей значення розширеної непевності.

5. Результати і обговорення

Виходячи з практичних аспектів для комбінацій різних розподілів необхідно застосувати процедуру згортки. При цьому необхідно пам'ятати, що завдяки операції згортки відбувається нормалізація отриманої густини розподілу суми складових, тобто розширена непевність стає щораз ближчою до непевності, як у нормального розподілу [1]. У літературі доведено [1,4], що при невеликій кількості спостережень для невідомого апріорі їх розподілу коефіцієнт розширення $z_{1,1,\mathrm{low}}(n, p)$ чи $z_{n,1,high}(n, p)$ відносно значення для нормального може змінитися лише на декілька відсотків.

Отже, якщо стандартне відхилення випадкових зміщень порівняно зі стандартним відхиленням самих спостережень є невеликим ($\leq 1/3$), то використання коефіцієнта розширення для нормального розподілу може змінити розширену непевність мінімального (максимального) спостережень також лише на декілька відсотків.

Водночас, якщо у ЗВТ, які використовуються для вимірювань, виникають випадкові впливи, які незалежні від змін властивостей досліджуваних зразків і змінюють всі спостереження, тоді обчислене стандартне відхилення s_y (2) зареєстрованих значень враховує дисперсію випадкового впливу (σ_r^2). Завдяки цьому розширена непевність мінімального (максимального) спостереження збільшиться, але це збільшення буде враховане безпосередньо в процесі оцінювання непевності.

6. Висновки

Встановлено, що випадкові відхилення на результати екстремальних спостережень впливають, змінюючи їх стандартне відхилення, що дозволяє безпосередньо їх врахувати у розширеній непевності. У випадках нестачі інформації про розподіл випадкових впливів коефіцієнти для обчислення розширеної непевності з достатньою для практики точністю (у декілька відсотків) можна взяти такими, як для нормального розподілу.

Подяка

Автори висловлюють вдячність колективу кафедри Інформаційно-вимірювальних технологій Національного університету «Львівська політехніка», Україна, за надану допомогу та всемірне сприяння у підготовці даної статті.

Список літератури

1. *Бубела І.В. (2016). Опрацювання результатів вимірювання при відхиленні їх статистичних властивостей від типових: дис. канд. тех. наук: 05.01.02; М-во освіти і науки України, Нац. ун-т «Львівська політехніка»; наук. кер. Дороговець М.М., Львів, Україна, с.168.*

2. *Бубела І.В. (2016). Опрацювання результатів вимірювання при відхиленні їх статистичних властивостей від типових: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. тех. наук: спец. 05.01.02 «Стандартизація, сертифікація та метрологічне забезпечення», Львів, Україна, с.20.*
3. *Dorozhovets M,. Popovych I., Warsza Z.L. (2016). Method of evaluation the measurement uncertainty of the minimal value of observations and its application in testing of plastic products. Advanced Mechatronics Solutions. Advances in Intelligent Systems and Computing. Springer International Publishing Switzerland. Vol. 393. p. 421 – 430. (SCOPUS).*
4. *Dorozhovets M., Bubela I. (2016). Computing uncertainty of the extreme values in random samples. International Journal of Computing. Vol. 15 (2). p. 127 – 135. (SCOPUS).*
5. *Dorozhovets M.,. Warsza Z.L, Popovych I. (2015). Uncertainty evaluation of the minimal value measurements. Measurement Automation Monitoring. Aug. Vol. 61, no. 08. p. 395-398.*
6. *ASM International. Tensile Testing, Second Edition, (2004).*
7. *D 638 Test Method for Tensile Properties of Plastics Annual Book of ASTM Standards, Vol 08.01.*
8. *ГОСТ 11262-80 Пластмассы. Метод испытания на растяжение (Пластмаси. Метод випробування на розтяг). ГОСТ 26277-84 Пластмассы. Общие требования к изготовлению образцов способом механической обработки (Пластмаси. Загальні вимоги до виготовлення зразків способом механічної обробки). ГОСТ 12423-66 Пластмассы. Условия кондиционирования и испытаний образцов (проб) (Пластмаси. Умови кондиціонування і випробувань зразків (проб)).*
9. *JCGM 100: 2008. Evaluation of measurement data — Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM 1995 with minor corrections). - 101 p.*
10. *JCGM 101: 2008. Evaluation of measurement data—Supplement 1 to the «Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement»—Propagation of distributions using a Monte-Carlo method.*
11. *Bubela I.V. (2015). Opracowanie wyników losowych obserwacji z płasko-normalnym rozkładem metodą statystyk pozycyjnych. Zeszyty naukowe Politechniki Rzeszowskiej. Elektrotechnika. № 34. s. 71-80.*

References

[1] I. Bubela, “Processing of measurement results by deviation of their statistics properties from typical”, PhD Diss., Lviv, Ukraine: Lviv Polytechnic National University, 2016.
[2] I. Bubela, “Processing of measurement results by deviation of their statistics properties from typical”, PhD Thesis, Lviv, Ukraine: Lviv Polytechnic National University, 2016.
[3] M. Dorozhovets. I. Popovych, Z. Warsza, “Method of evaluation the measurement uncertainty of the minimal value of observations and its application in testing of plastic products”, *Advanced Mechatronics Solutions. Advances in Intelligent Systems and Computing*, Springer International Publishing, Switzerland, vol.393. p.421–430, 2016.
[4] M. Dorozhovets, I. Bubela, “Computing uncertainty of the extreme values in random samples”, *International Journal of Computing*, vol.15(2). p.127–135, 2016.
[5] M. Dorozhovets, Z. Warsza, I. Popovych, “Uncertainty evaluation of the minimal value measurements”, *Measurement Automation Monitoring*, vol. 61, no.08, p.395-398, 2015.
[6] ASM International. Tensile Testing, 2nd Edition, 2004, [On-line]. Available: https://www.asminternational.org/search/-/journal_content/56/10192/05106G/PUBLICATION.
[7] D 638. Test Method for Tensile Properties of Plastics, Annual Book of ASTM Standards, vol.08.01. [On-line]. Available: https://www.astm.org/Standards/D638
[8] GOST 11262-80. Standard of testing methods and conditions of plastic materials and products, 1980.
[9] JCGM 100:2008. Evaluation of measurement data — Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM 1995 with minor corrections), 2008. [On-line]. Available: https://ncc.nesdis.noaa.gov/documents/documentation/JCGM_100_2008_E.pdf.
[10] JCGM 101:2008. Evaluation of measurement data—Supplement 1 to the «Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement»—Propagation of distributions using a Monte-Carlo method, 2008. [On-line]. Available: https://www.bipm.org/utils/common/documents/jcgm/JCGM_101_2008_E.pdf.
[11] I. Bubela, “Processing of the observations results with the Flatten-Gaussian distribution by the order statistics method”, *Scientific Papers of RUT. Electrotechnics.* № 34. p.71-80. 2015.