

ПРОБЛЕМИ ОЦІНЮВАННЯ НЕПЕВНОСТІ ЗА МЕТОДОМ ТИПУ А РЕЗУЛЬТАТІВ ПРАКТИЧНО ВИКОНАНИХ ВИМІРЮВАНЬ

© Дорожовець Михайло, 2008

Національний університет "Львівська політехніка", вул. С. Бандери, 12, Львів, Україна

dorozhovets@polynet.lviv.ua

Ряшівська політехніка, вул. В.Поля, 2В, 35-959, Ряшів, Польща

michdor@prz.rzeszow.pl

Досліджено загальні проблеми застосування характеристик похибок та непевності для оцінювання якості результатів вимірювань, які пов'язані із прямою та оберненою задачами вимірювань. Також проаналізовано стандартну методику оцінювання непевності за методом типу А і показано істотні обмеження у практичному її використанні, які зумовлені кореляцією між результатами спостережень та відхиленням їхнього розподілу від нормального, зокрема у разі рівномірного розподілу та розподілу Лапласа.

Исследованы общие проблемы применения характеристик погрешности и неопределенности при оценивании качества результатов измерений, которые связаны с прямой и обратной задачами измерений. Также проанализировано стандартную методику оценивания неопределенности методом типа А и показаны существенные ограничения в ее практическом применении, которые обусловлены корреляцией между результатами наблюдений и отклонением их распределений от нормального, в частности в случае равномерного распределения и распределения Лапласа.

In the article the common problems of the application of characteristics of error and uncertainty in the evaluation of the quality of the results of measurements which are concerned with direct and inverse measuring problems are investigated. Also analyzed the standard procedure of the evaluation of uncertainty by the type A method and also are shown the substantial limitations in its practical application, which are caused by correlation between the observations and deviation of their distributions from the normal, in particular in the case of uniform and Laplace distribution.

1. Вступ. Основними компонентами вимірювального процесу є: експериментатор, об'єкт вимірювання з конкретними вимірюваними величинами, вимірювальні перетворювачі (сенсори, давачі), лінії, якими вони під'єднується до пристроїв вимірювального перетворення сигналів та інших засобів вимірювальної техніки, обчислювальні засоби та інші засоби, які використовують для пересилання вимірювальних даних і відображення результатів вимірювань. Вказані компоненти вимірювального кола перебувають під впливом так званих умов вимірювань, до яких зараховують температуру навколишнього середовища, його тиск, вологість, напруженість магнітного, електростатичного поля, інтенсивність електромагнітного поля, рівень завад спільного і нормального видів, рівень радіації, механічних вібрацій, стрясань та ударів, напругу та частоту живлення тощо.

Кожен із зазначених компонентів спричиняє те, що отримувані результати неоднозначно відображають значення вимірюваних величин, тобто погіршується якість вимірювання. Існує величезна кількість мож-

ливих джерел неточності вимірювання, серед них виділимо такі:

- незбіг моделі вимірюваної величини та справжньої властивості об'єкта, розмір якої треба виміряти (простіше кажучи, вимірюємо не те, що мали б вимірювати);

- небажаний взаємний вплив засобів та об'єкта;

- недосконалість засобів, що використовують під час вимірювань, зокрема недосконалість засобів їхнього калібрування (інструментальний фактор);

- вплив зовнішніх умов на об'єкт та засоби вимірювань і неповні знання про ці впливи;

- динаміка (зміна) вимірюваної величини і невідповідності динамічних властивостей використовуваних ЗВТ властивостям вимірюваних сигналів;

- прийняті наближення і спрощення у методі та процедурі вимірювання;

- недостатній обсяг отриманих первинних результатів, який недостатньою мірою відображає стохастичні чи регулярні властивості вимірюваної величини;

- недосконалість обчислювального алгоритму та виконуваних обчислень під час опрацювання первинних (сирих) результатів для отримання кінцевого результату вимірювання величини;

- втрати і спотворення під час передавання, відображення та зберігання цифрових даних;

- особисті фактори – недостатня кваліфікація експериментатора, що здійснює вимірювання тощо.

Загалом з поняттям якості виконаного вимірювання безпосередньо пов'язані:

- істинне значення X вимірюваної величини, яке є ідеальним відображенням певної виокремленої властивості досліджуваного об'єкта, однак яке недоступне експериментатору;

- результати спостережень q_i , які стають відомими експериментатору внаслідок вимірювання і на основі яких знаходять результат вимірювання x , однак вони є лише певною практичною оцінкою (наближенням) істинного значення величини;

- різноманітні чинники, які не є вимірюваними величинами, але впливають на отримуваний результат вимірювання, внаслідок чого, з одного боку, певному істинному значенню можуть відповідати різні результати вимірювань, а з іншого боку, отриманому результату вимірювання можуть відповідати різні значення вимірюваної величини (рис.1) [1, 2].

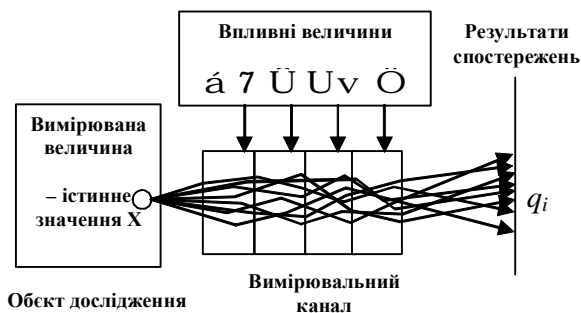


Рис. 1. Створення результатів спостережень – пряма задача

Традиційно до 90-х років ХХ століття якість вимірювання оцінювали похибкою вимірювання (Δ) [3–9] – відхиленням результату вимірювання (x чи q) від істинного значення (X) вимірюваної величини

$$\Delta = x - X = q - X . \quad (1)$$

Згідно з означенням (1) похибку вимірювання, як параметр якості результату, строго кажучи, можна застосовувати лише у вимірювальних задачах, у яких відоме істинне значення величини, тобто у так званих

прямих задачах вимірювань, у яких потік вимірювальної інформації у вимірювальному ланцюгу відбувається у напрямку від вимірюваної величини до значення результату вимірювання (рис. 1).

До таких задач насамперед належать:

- **теоретичний аналіз точності** вузлів і самого вимірювального ланцюга, проектування засобів вимірювальної техніки (ЗВТ) чи їхніх складових, методів вимірювань та опрацювання результатів спостережень тощо;

- **моделювання та симуляційні дослідження** вимірювального ланцюга, проектування ЗВТ чи їхніх складових, методів вимірювань та опрацювання результатів спостережень тощо;

- **експериментальне визначення** похибок засобів вимірювальної техніки (метрологічна перевірка).

У цих вимірювальних задачах похибки можуть бути проаналізовані по-різному:

- у вигляді загальних математичних моделей (виразів), які безпосередньо не пов'язані (принаймні на початковому етапі аналізу) із числовими значеннями похибок (наприклад, у разі аналізу статичних і динамічних похибок вимірювального ланцюга);

- у вигляді статистичних параметрів набору значень похибок $\Delta_i = q_i - X$ (наприклад, під час симуляційних досліджень та метрологічної перевірки ЗВТ);

- у вигляді параметрів похибки, які розраховані на основі заданих (відомих) апіорі густин розподілу похибок $p(D)$.

Внаслідок впливу перелічених вище чинників значення q_i окремих результатів спостережень підпорядковані певній експериментальній густині розподілу $p(q_i)$ (рис. 2), яка завжди є дискретною (оскільки числове значення величини завжди реєструють із скінченною кількістю значущих цифр), хоча під час теоретичного аналізу часто цей розподіл наближають певною неперервною моделлю. Оскільки похибка означена як відхилення результату від істинного значення ($\Delta_i = q_i - X$), то густина розподілу похибок $p(D_i)$ за формою повторяє густину розподілу $p(q_i)$ результатів спостережень зі зміщенням на істинне значення X (рис.2).

На підставі набору реалізацій значень похибки Δ_i ($i=1,2,\dots,n$) чи заданої апіорі моделі густини розподілу $p(\Delta)$ моделі густини розподілу оцінюють (чи розраховують) точкові чи інтервальні характеристики

похибки: середнє значення, середньоквадратичне значення, дисперсію, стандартне відхилення, довірчі границі на заданому рівні довір'я, а також безумовні граничні значення похибки тощо.

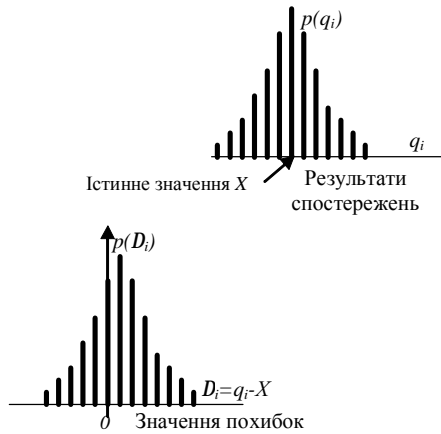


Рис. 2. Густина розподілу результатів спостережень q_i та похибок D_i під час вимірювань величини X

Головною методологічною проблемою використання похибки для оцінювання якості практично виконаного вимірювання є те, що істинне значення X вимірюваної величини не є відомим (інакше для чого виконувати вимірювання?), і тому неможливо його використати під час аналізу якості реального вимірювання як точки віднесення, внаслідок чого, отримавши результат x , неможливо визначити його похибку $\Delta = x - X$.

Цю проблему у практичній метрології вирішували не за допомогою визначення значень похибок, а наближеним оцінюванням їхніх характеристик, про які йшлося вище [3–9].

Однак у такому разі завжди треба пам'ятати, що ніколи немає впевненості чи гарантії, що всі складові неточності вимірювань враховані, і тому форма результату $X = x \pm \Delta_{sp}$ (у разі встановлення граничних значень похибки) чи $X = x \pm \Delta_{pov}$ (у разі розрахунку довірчих границь похибки) може виявитися не правильною. Наведені нижче приклади підтверджують цю тезу.

Приклад 1. Один із основоположників і творців теорії ймовірності Лаплас (1749–1827) після ретельного аналізу та опрацювання результатів спостережень параметрів руху Юпітера встановив, що відношення маси Юпітера до маси Сонця становить 1:1071 [10].

Лаплас пропонував парі 1 000 000 : 1 (один мільйон до одного!!!), на те, що значення відносної похибки цього відношення не перевищує граничного значення $\pm 1,0\%$.

Як було пізніше встановлено на основі результатів точніших спостережень та урахування інших впливів (які раніше не були враховані), відношення мас Юпітера та Сонця має є більшим за вказане Лапласом більшим ніж 2 %!

Тобто однозначно Лаплас би програв, однак на той час він вже помер.

Приклад 2 (ближчий до сучасності). А. Майкельсон (1852–1931) – один з найвизначніших фізиків і перший американський лауреат Нобелівської премії – присвятив дуже багато часу у останні роки свого життя спробам точніше виміряти швидкість світла, порівняно з тим, що він сам зробив раніше. Він помер, не завершивши опрацювання експериментальних результатів.

Його учні продовжили роботу і опублікували результати опрацювання майже 3000 результатів первинних вимірювань. На основі цих результатів швидкість світла дорівнювала 299 774 км/с. Точність отриманого результату оцінив інший відомий фізик Р. Бьорж – визначний спеціаліст в теорії вимірювань та оцінювання їхніх похибок. Р. Бьорж проаналізував всі складові методу вимірювань, а також методу опрацювання результатів і зробив висновок, що похибка визначення швидкості світла за вказаними експериментальними результатами з високою ймовірністю не перевищує ± 4 км/с.

Однак пізніше, після винайдення радарів, вдалося точніше визначити швидкість світла. Значення, отримане за результатами експериментів А. Майкельсона, виявилось **на 16 км/с меншим!!!** Тобто точність вимірювання швидкості світла Майкельсоном виявилася значно гіршою за отриману Бьоржем оцінку характеристики похибки. Найважливіше те, що навіть пізніше не вдалося знайти задовільного пояснення отриманого Бьоржем занадто оптимістичного значення правдоподібного значення похибки вимірювання швидкості світла Майкельсоном.

У зв'язку із такими проблемами, а також внаслідок відсутності (як на міжнародному рівні, так і всередині країн) між метрологічними службами згоди щодо уніфікованих способів оцінювання характеристик точності (неточності) вимірювань (зокрема, під час порівняння еталонів та інших мір), а також браку

уніфікованих способів вираження (подання) характеристик якості вимірювань характеристиками похибки, для опрацювання узгоджених (уніфікованих) способів обчислення і вираження якості вимірювань, які би не вимагали знання істинного значення вимірюваної величини, за рішенням провідних міжнародних метрологічних організацій групою вчених-метрологів упродовж 1979–1993 рр. був опрацьований **Провідник з вираження непевності у вимірюваннях (Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM) [11].**

У Провіднику були сформульовані загальні засади визначення та вираження непевності вимірювань, які можуть знайти застосування у вимірюваннях на всіх рівнях точності – від вимірювань у торговому магазині до вимірювань під час фундаментальних наукових досліджень. У цьому документі (Провіднику) спеціально наголошено, що терміни “істинне значення величини” та “похибка”, які є невідомими під час вимірювань і під час оцінювання якості вимірювань, не використовуються. Натомість основною характеристикою якості вимірювань є **непевність результату** (англ. “uncertainty”), яку означено так:

непевність – це параметр, пов’язаний з результатом вимірювання, який характеризує розкид можливих значень величини навколо отриманого результату, які обґрунтовано можна приписати вимірюваній величині [11].

Слово “непевність” означає сумнівність, тому у метрологічному розумінні “непевність” означає сумніви щодо отриманого значення результату вимірювання [11].

Впровадження у вимірювальну практику непевності як міри розкиду можливих значень вимірюваної величини ґрунтується на тому, що внаслідок впливу різноманітних чинників у конкретному вимірюванні **різними значенням** вимірюваної величини може відповідати **той самий** результат вимірювання (спостереження) і тому справедливе твердження: отриманому під час вимірювання **результату спостереження можуть відповідати різні значення вимірюваної величини.**

Отже, у змістовному плані непевність результату вимірювання пов’язана із розглядом вимірювального процесу у зворотному напрямку (рис. 3), а саме від отриманого під час вимірювання результату до можливих значень вимірюваної величини, які можуть йому відповідати, і які групуються навколо нього. Їхнє

можливе розпорошення може бути знайдене на підставі відомих значень і моделей параметрів вимірювального каналу та впливних величин (рис. 3) [1, 2]. Реалізуватися відтворення можливих значень величини може поза вимірювальними засобами чи у подальшій, найчастіше обчислювальній, частині вимірювального каналу, при цьому також і у реальному часі.

Всі складові непевності незалежно від причин їхнього виникнення і характеру впливу трактуються однаково, не розрізняють складові систематичні та випадкові. Випадкова складова в одному вимірюванні може бути систематичною у іншому, і навпаки, систематична складова може бути однією із множини випадкових значень.

Числові параметри непевності можуть бути обчислені (знайдені, визначені) двома способами [11]:

- 1) на підставі серії результатів спостережень (**метод типу А**) – **статистичні методи**;
- 2) на підставі апіорі відомої густини розподілу кожного джерела непевності (**метод типу В**) – **імовірнісні методи.**

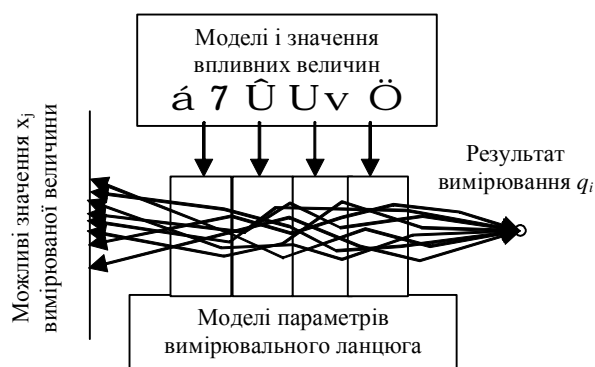


Рис. 3. Відтворення набору можливих значень вимірюваної величини із результату вимірювання – обернена задача

Основним числовим параметром непевності є **стандартна непевність $u(x)$** , яку можна розрахувати як **експериментальне стандартне відхилення $u_A(x) = s_n$** на підставі послідовності результатів спостережень (тип А), або як **стандартне відхилення $u_B(x) = s$** , знайдене на підставі **заданого (відомого, прийнятого) апіорі розподілу** джерела (тип В).

Розширену непевність $U_p = k_p u_c(x)$ визначають як добуток комбінованої (сумарної) стандартної непевності $u_c(x)$ (яка є результатом всіх складових

непевності) на деякий коефіцієнт розширення k_p , значення якого залежить від рівня довіри p , виду густини розподілу та кількості так званих ступенів свободи [11].

2. Обчислення непевності методом типу А згідно з вимогами Провідника (GUM). Якщо під час вимірювань кілька почергових результатів спостережень величини істотно відрізняються між собою, то застосовують вимірювання із багаторазовими спостереженнями з подальшим статистичним їхнім опрацюванням для визначення найкращої оцінки вимірюваної величини та найкращого (найменшого) значення непевності знайденого результату. Очевидно, що перед оцінюванням непевності результату обов'язково необхідно скоригувати вплив всіх виявлених дрейфів та регулярних складових і оцінити непевність результату від нескоригованих залишків.

Методика оцінювання найкращого результату та його стандартної непевності $u_A(x)$ методом типу А згідно з Провідником [11] подана у таблиці.

Оцінювання найкращого результату та його стандартної непевності $u_A(x)$ методом типу А згідно з Провідником [11]

Скориговані n результатів спостережень: $q_1, q_2, q_3, \dots, q_n$	
Середнє значення (найкращий результат вимірювання)	$\bar{x} \equiv \bar{q} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n q_i$
Оцінка дисперсії результатів спостережень	$s^2(q_i) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2$
Експериментальна оцінка стандартного відхилення	$s(q_i) = \sqrt{s^2(q_i)}$
Значення стандартної непевності типу А результату	$u_A(x) = s(\bar{q}) = \frac{s(q_i)}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2}$
Кількість ступенів свободи	$\nu = n - 1$
Розширена непевність	$U_p = t_p(\nu) \cdot u_A(x)$ $t_p(\nu)$ – коефіцієнт розширення – квантиль розподілу Стюдента, p – рівень довіри
Мінімальна за обсягом форма результату вимірювання	$X = \bar{x} \pm U_p, P = , \nu = , t_p(\nu) = .$

Рекомендована у Провіднику [11] методика обчислення непевності методом типу А повною мірою теоретично обґрунтована у разі дотримання певних умов, серед яких найважливішими є такі :

- 1) результати спостережень взаємно некорельовані;
- 2) генеральна сукупність результатів спостережень підпорядкована нормальній густині розподілу.

У вимірювальній практиці ці умови у певних випадках можуть не виконуватися. І тому стандартна непевність середнього значення, знайдена на підставі

$$\text{виразу } u_A(x) = s(\bar{q}) = \frac{s(q_i)}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2}, \text{ може}$$

виявитися або занадто оптимістичною, наприклад, у разі тісної кореляції між спостереженнями, або навпаки, занадто песимістичною, наприклад, у разі істотного відхилення розподілу результатів спостережень від моделі нормального розподілу у бік розподілу з іншими, стабільнішими (залежно від кількості спостережень) параметрами.

Метою подальших досліджень є розроблення методик оцінювання непевності результатів вимірювань, знайдених на підставі зареєстрованих спостережень для випадків відхилення властивостей вибірок від прийнятих у Провіднику [11].

3. Урахування впливу кореляції між результатами спостережень. Взаємна кореляція результатів спостережень збільшує стандартну непевність середнього значення і її можна розрахувати, якщо апіорі відома нормована коваріаційна функція результатів $r(k) = r_k$ або її оцінка [1, 2, 12, 13]:

$$u_A(x) = \sqrt{\frac{S_n^2}{n} \left[1 + \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k) r(k) \right]}. \quad (2)$$

Завдяки взаємній кореляції у виразі для обчислення стандартної непевності з'являється додатковий член

$$D_r = \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k) \cdot r_k, \quad (3)$$

згідно з яким еквівалентна кількість взаємно некорельованих результатів становить

$$n_{eff} = \frac{n}{1 + D_r} = \frac{n}{1 + \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k) \cdot r_k} \leq n, \quad (4)$$

і вона є меншою від кількості зареєстрованих результатів спостережень.

Якщо всі результати сильно корельовані ($r_k \rightarrow 1$), тоді значення цього члена становить $D_r = \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k) \cdot 1 = n-1$, і тому еквівалентна кількість взаємно некорельованих результатів прямує до 1 ($n_{eff} \rightarrow 1$), що свідчить про абсолютну неефективність усереднення.

Лише у разі некорельованих результатів спостережень ($r_k \rightarrow 0$ для всіх $k > 0$) значення цього члена прямує до 0: $D_r = \frac{2}{n} \sum_{r=1}^{n-1} (n-r) \cdot 0 = 0$, і тому еквівалентна кількість взаємно некорельованих результатів дорівнює кількості зареєстрованих результатів: $n_{eff} = n$.

Отже, кількість ступенів свободи у разі взаємно корельованих результатів спостережень становить

$$v_{eff} = n_{eff} - 1 = \frac{n}{1 + \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{n-1} (n-k) \cdot r_k} - 1 \leq n-1. \quad (5)$$

Отже, під час визначення стандартної непевності середнього значення попередньо треба встановити еквівалентну кількість некорельованих результатів n_{eff} , яку далі використати у виразі

$$u(x) = S_x = \frac{S_x}{\sqrt{n_{eff}}}. \quad (6)$$

Коректне визначення еквівалентної кількості некорельованих результатів є дуже важливим у так званих комп'ютеризованих вимірюваннях з використанням, наприклад, вимірювальних карт (плат) із можливістю програмованої зміни частоти дискретизації вхідного сигналу.

Часто з метою зменшення стандартної непевності (можливого розсіювання) результату (середнього значення) збільшують кількість зареєстрованих результатів спостережень, наприклад, простим збільшенням частоти вимірювальної дискретизації за тієї самої тривалості реєстрації. Збільшивши, наприклад, частоту дискретизації у 4 рази, стверджують, що кількість результатів спостережень зростає також у 4 рази, а стандартна непевність середнього значення відповідно зменшилася у $\sqrt{4} = 2$ рази. Так само можна було би зменшити стандартну непевність у 10 разів, збільшивши частоту дискретизації у 100 разів тощо.

Однак збільшення частоти дискретизації (за сталого інтервалу реєстрації) не завжди зумовлює зменшення непевності типу А. Причиною цього може

бути кореляція між послідовними результатами спостережень. Зокрема, при дискретизації випадкового сигналу з обмеженою смугою спектра шириною B протягом інтервалу часу T еквівалентна кількість некорельованих результатів спостережень є обмеженою і становить [14]

$$n_{eff} \rightarrow 2 \cdot B \cdot T, \quad (7)$$

і ніяке збільшення частоти дискретизації не збільшує вимірювальної інформації, яку можна використати для зменшення непевності середнього значення.

4. Вплив неадекватного вибору моделі густини розподілу результатів спостережень. Якщо справжня густина розподілу результатів спостережень істотно відрізняється від нормального, тоді :

1. Середнє значення результатів спостережень може бути не найкращою оцінкою результату вимірювань і у такому разі треба використати інший параметр розподілу.

2. Стандартне відхилення результатів спостережень, поділене на корінь із кількості спостережень, може не бути найкращою (найефективнішою) оцінкою стандартної непевності результату, і у такому разі останню треба знаходити іншим способом.

Наприклад, у разі підпорядкування результатів спостережень розподілу Лапласа найкращою оцінкою результату вимірювання є медіана (серединний елемент із впорядкованої вибірки).

4.1. Модель розподілу Лапласа для генеральної сукупності результатів спостережень. Розподіл Лапласа (рис. 4) описується виразом [15]

$$p(x) = \frac{1}{2I} e^{-\frac{|x-x|}{I}}, \quad -\infty < x < \infty \quad (8)$$

де ξ – точка (центр) групування можливих результатів спостережень, λ – параметр ширини розкиду результатів спостережень.

Математичне сподівання, мода та медіана рівні між собою і дорівнюють параметру ξ :

$$m_x = x_m = x_m = x, \quad (9)$$

а дисперсія розподілу однозначно пов'язана із параметром ширини I

$$D_x = 2 \cdot I^2. \quad (10)$$

Якщо генеральна сукупність результатів спостережень підпорядкована розподілу Лапласа, тоді найкращою оцінкою результату вимірювання із отриманої скінченної за обсягом вибірки є їхня медіана

[1–4] як результат спостереження із середнім номером впорядкованої вибірки

$$x_{s,1} \leq x_{s,2} \leq x_{s,3} \leq \dots \leq x_{s,n} \quad (11)$$

$$x_{med} = x_{s,(n+1)/2}, \text{ —}$$

непарна кількість спостережень; (12a)

$$x_{med} = \frac{x_{s,n/2} + x_{s,n/2+1}}{2}$$

— парна кількість спостережень. (12б)

Стандартна непевність медіани – експериментальне стандартне відхилення медіани вибірки, у $\sqrt{2}$ рази менше від експериментального стандартного відхилення середнього значення вибірки [1-4]

$$u_A(x_{med}) = S_{med} \approx \sqrt{\frac{S_x^2}{2n}} = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{S_x}{\sqrt{n}} = \frac{S_x}{\sqrt{2}} = \frac{u_A(\bar{x})}{\sqrt{2}} \quad (13)$$

У разі збільшення обсягу вибірки (кілька десятків і більше) медіана має асимптотично нормальний розподіл [15] із стандартним відхиленням (13).

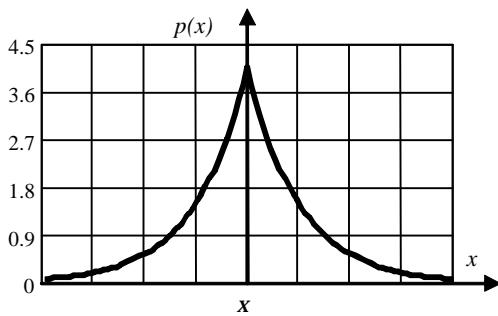


Рис. 4. Розподіл Лапласа

З цього випливає, що якщо є обґрунтовані підстави для зареєстрованої вибірки прийняти модель розподілу Лапласа, то найкращою оцінкою результату (з меншою непевністю) є медіана вибірки. Для отримання однакової стандартної непевності у разі визначення медіани потрібно у 2 рази менше результатів спостережень, ніж у разі визначення середнього значення.

4.2. Модель рівномірного розподілу для генеральної сукупності результатів спостережень. У разі підпорядкування результатів спостережень рівномірному розподілу найкращою оцінкою результату вимірювання є середина розмаху (середнє значення із крайніх членів впорядкованої вибірки) [1–4]:

$$x_{c.p.} = \frac{x_{c,1} + x_{c,n}}{2} \quad (14)$$

Математичне сподівання $M[V]$ розмаху вибірки $V = x_{c,n} - x_{c,1}$ (різниця між найбільшим та найменшим

членами вибірки) і дисперсія середини розмаху $D(x_{c.p.})$ становлять [15]:

$$M[V] = \frac{n+1}{n-1} R; \quad D(x_{c.p.}) = \frac{R^2}{2(n+1)(n+2)}, \quad (15)$$

де R – розмах генеральної сукупності з рівномірним розподілом, з якого отримана експериментальна вибірка розміром n спостережень.

Звідси стандартне відхилення середини розмаху становить

$$s(x_{c.p.}) \equiv s_{c.p.} = \frac{V}{\sqrt{2}} \frac{1}{(n-1)} \sqrt{\frac{n+1}{n+2}} \quad (16)$$

Отже, якщо є впевненість у тому, що вибірка підпорядкована рівномірному розподілу, то середина розмаху і його стандартна непевність, порівняно із середнім значенням і його стандартною непевністю є значно кращими, оскільки у разі зростання обсягу вибірки n стандартна непевність $s(x_{c.p.})$ середини розмаху зменшується пропорційно до n разів, а стандартна непевність середнього значення зменшується лише у \sqrt{n} разів. Тобто для зменшення стандартної непевності середини розмаху, наприклад, у 10 разів, обсяг вибірки необхідно збільшити також у 10 разів, тоді як для такого самого зменшення стандартної непевності середнього значення вибірки її обсяг треба збільшити у 100 разів. Беручи до уваги недопустимість появи кореляції між окремими спостереженнями, у цьому разі час збирання спостережень зростає також у 100 разів, що може спричинити зростання впливу динамічних чинників на результат спостереження (внаслідок повільних змін величини).

5. Висновки

1. Під час обчислення непевності результатів вимірювань за методом типу А треба мати певність, що результати спостережень є взаємно некорельованими, а прийнята модель їхньої густини розподілу відповідає справжній. Неврахування цих засад може призвести як до занадто оптимістичних оцінок непевності, так і, навпаки, до занадто песимістичних, тобто до таких, які не відповідають дійсності.

4. Необхідно виконати низку досліджень з метою створення методів, які би давали реалістичні оцінки складових непевності результатів практично виконаних вимірювань.

1. Дорожовець М. *Опрацювання результатів вимірювань. Навч. посібник.* – Львів: Видавництво НУ “Львівська політехніка”, 2007. – 624 с. 2. Dorozhovets

- M. Wybrane problemy praktycznej oceny błędów oraz niepewności wyników pomiaru. Zeszyty naukowe Politechniki Rzeszowskiej, Elektrotechnika Z.29, Rzeszów, 2006, s.9–46.*
3. Дорожовець М., Стадник Б., Мотало В., Василюк В., Ковальчик А., Борек Р. *Основи метрології. Підручник. Основи метрології і вимірювальна техніка. Том 1.* – Львів: Видавництво НУ “Львівська політехніка”, 2005. – 532 с.
4. Грановский В.А., Сирая Т.Н. *Методы обработки экспериментальных данных при измерениях.* – Л.: Энергоатомиздат, 1990. – 288 с.
5. Новицкий П.В., Зограф И.А. *Оценка погрешностей результатов измерений.* – Л.: Энергоатомиздат, 1985. – 248 с.
6. Орнатский П.П. *Теоретические основы информационно-измерительной техники.* – К.: Вища школа. 1984. – 455 с.
7. Тейлор Дж. *Введение в теорию ошибок.* – М.: Мир, 1985. – 272 с.
8. Тойберт П. *Оценка точности результатов измерений.* – М.: Энергоатомиздат, 1988. – 88 с.
9. Skubis T.: *Podstawy metrologicznej oceny wyników pomiaru.* Wyd. Politechniki Śląskiej Gliwice 2004.
10. Гольдштейн М., Гольдштейн И.Ф. *Как мы познаем. Исследование процесса научного познания.* – М.: Знание, 1984. – 256 с.
11. *Guide of the Expression of Uncertainty in Measurement.* ISO 1993, 1995.
12. Виленкин С.Я. *Статистическая обработка результатов исследования случайных функций.* – М.: Энергия. 1979. – 320 с.
13. Nien Fan Zhang: *Calculation of the uncertainty of the mean of autocorrelated measurements.* *Metrologia* 43(2006) s.276-281.
14. Бендат Дж., Пирсол А. *Измерение и анализ случайных процессов.* – М.: Мир, 1974. – 464 с.
15. Крамер Г. *Математические методы статистики.* – М.: Мир, 1975. – 648 с.

УДК 621.36:621.31.004

НАЦИОНАЛЬНЫЕ СТАНДАРТЫ УКРАИНЫ, ГАРМОНИЗИРОВАННЫЕ С МЕЖДУНАРОДНЫМИ В ОБЛАСТИ ИЗМЕРЕНИЯ ТЕПЛОФИЗИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК

© Грищенко Татьяна, Декуша Леонид, Воробьев Леонид, Менделеева Тамара, Мурованная Л.С., 2007

Институт технической теплофизики НАН Украины, ул. Желябова, 2а, Киев, Украина
teplomer@ukr.net

***Подана інформація про групу національних стандартів України, гармонізованих з ISO і EN для галузі
теплофізичних вимірювань в інтересах енергозбереження.***

***Дана информация о группе национальных стандартов Украины, гармонизированных с ISO и EN для области
теплофизических измерений в интересах энергосбережения.***

***The information about the group of national standards of Ukraine harmonized with ISO and EN for thermo-physical
measurements in interests of the saving energy is given.***

Для інтеграції України в Європейське сообщество і вступлення в СОТ важливим фактором являється дотримання міжнародних норм якості, що дозволяє подолати перешкоди для співпраці з європейськими і іншими країнами. Тому всі більш актуальні питання гармонізації, тобто відповідності національних нормативних документів міжнародним. Відповідно до Закону України “Про стандартизацію” добровільне (необов’язкове) застосування стандартів дозволяє одночасно використовувати національні і міжнародні стандарти (ДСТУ, ГОСТ) і стандарти, гармонізовані з ISO, EN, IEC.

В порядку виконання науково-дослідницьких робіт в сфері стандартизації, які проводяться в Інституті технічної теплофизики з 80-х років, розроблено три національні стандарти України, які є міждержавними [1÷4], і 14 національних стандартів, гармонізованих з міжнародними і європейськими [5÷18].

Ці стандарти, розроблені відповідно до Плану державної стандартизації, є частиною створюваної в Україні гармонізованої нормативної бази для задоволення наукових, виробничих, торгових і інших потреб суспільства. Стандарти [5÷18] є стандартами ідентичної