Міжнародне керівництво по оцінці невизначеності вимірювань широко використовується при обробці і представлені результатів вимірювань на різних рівнях проведення метрологічних робіт. Зважаючи на актуальність розвитку енергозберігаючих джерел світла і необхідності єдності фотометричних вимірювань в міжнародному плані. В статті розглянуті основні аспекти обробки результатів в фотометрії через невизначеність.

УДК 536.51.089.68

Л.А. Назаренко,
докт. техн. наук
Харківська національна академія міського господарства

НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАННЯ В ФОТОМЕТРІЇ

Вступ. З середини 70-х років минулого сторіччя рядом метрологів із різних країн було підняте дискусійне питання про наявність або відсутність істинного значення вимірюваної фізичної величини. Стверджувалось, що істинне значення завжди залишається невідомим, а результат вимірювання необхідно виражати одержуванням значенням з оцінкою не похибки, а невизначеності результатів вимірювання, прийнятною для вирішуємої вимірювальної задачі.

В 1979 р. маючи на увазі відсутність міжнародної єдності по питанню представлення невизначеності результатів вимірювання, найбільш авторитетний світовий орган в метрології – Міжнародний комітет мір і вагів (МКМВ) звернувся до Міжнародного бюро мір і вагів (МБМВ) з проханням розглянути цю проблему і розробити рекомендацію.

Результатом багаторічної діяльності авторитетних міжнародних метрологічних організацій стало керівництво по вираженню невизначеності результатів вимірювання [1].

Основні поняття: Невизначеністю результатів вимірювання рекомендовано вважати параметр, пов'язаний с результатом вимірювання і характеризуючий розсіяння значень, які достатньо обґрунтовано могли б бути приписані вимірювальній величині.

Параметром може бути, наприклад, стандартне відхилення (або число, кратне йому), або половина інтервалу, який має вказаний рівень довіри. При оцінці невизначеності вимірювання мірою розсіяння спостережень рекомендовано вважати [1] не середнє квадратичне, а стандартне відхилення, яке є по суті синонімом СКВ.

Стандартна невизначеність – невизначеність результату вимірювання, виражена як стандартне відхилення.

Оцінка (невизначеності) за типом А – метод оцінювання невизначеності шляхом статистичного аналізу рядів спостережень.

Оцінка (невизначеності) за типом В – метод оцінювання невизначеності іншим способом, ніж статистичний аналіз рядів спостережень.

Сумарна стандартна невизначеність – стандартна невизначеність результату вимірювання, коли результат одержують із значення ряду других величин, рівних додатному квадратному кореню сумі членів, причому члени є дисперсіями або по варіаціями цих двох величин зважених у відповідності з тим, як результат вимірювань змінюються в залежності від зміни цих величин.

Розширена невизначеність – величина, яка визначає інтервал навколо результату вимірювання, в межах якого, як можна чекати, знаходиться більша частина розподілу значень, які з достатньою підставою могли бути приписані вимірюваній величині.

Ця частина розподілу може розглядатись як ймовірність охоплення або рівень довіри для інтервалу.

Встановлення зв'язку між конкретним рівнем довіри і інтервалом, визначеним розширеною невизначеністю, потребує явних і неявних припущень відносно розподілу ймовірностей, які характеризують результати вимірювання і його сумарну стандартну невизначеність. Рівень довіри, який може бути відомий тільки до того ступеня, в якому такі припущення можуть бути оправдані.

Коефіцієнт охоплення k – числовий коефіцієнт, який використовується як множення сумарної стандартної невизначеності для одержання розширеної невизначеності і звичайно знаходиться в діапазоні від 2 до 3.

Оцінка стандартної невизначеності за результатами повторних вимірювань: Значення x_i фізичної величини X_i може бути визначено із показів повторних незалежних спостережень за умови, що $1\le k\le n$. Середнє значення x_i є оцінкою значення величини, а стандартне відхилення середнього представляє собою квадратний корінь емпіричної дисперсії. Вони розраховуються статистичними методами

$$\overline{x}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i\,, \tag{1}$$

$$S(\overline{x})=\sqrt{\frac{1}{n(n-1)}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i-\overline{x}\right)^2}$$

Якщо кількість показів достатньо велика (на практиці $n\ge 10(20)$) то стандартне відхилення середнього вважається стандартною невизначеністю $u(x_i)$, яка відповідає значенням x_i величини X_i.

Цей метод «приписування» значення і невизначеності деякій величині, заснованій на окремих показах, називають «оцінкою» стандартної невизначеності за типом А. Число ступінів свободи ν_i ефективне з точки зору опису характеру невизначеності визначають виразом

$$\nu_i = n-1 \ll \infty$$

Кореляція: Значення x_i, x_j для двох величин X_i, X_j можуть бути корельованими. Це означає, що існує третя невідома величина, яка впливає на значення двох інших заданих величин.

Емпірична коваріантність $S(\overline{x}_i,\overline{x}_j)$ характеризує ступінь корреляції двох середніх значень. Виходячи із коваріантності $S(\overline{x}_i,\overline{x}_j)$ і двох відповідних дисперсій $S(\overline{x}_i)$, $S(\overline{x}_j)$, можна обчисляти коефіцієнт кореляції $r(\overline{x}_i,\overline{x}_j)$ двох середніх значень при цьому можливі значення будуть обмежені інтегралом $|\,r(\overline{x}_i,\overline{x}_j)|\le 1$:

$$S(\overline{x}_i,\overline{x}_j)=\frac{\sum_{k=1}^{n}(x_{i,k}-\overline{x}_i)(x_{j,k}-\overline{x}_j)}{n(n-1)} \tag{2}$$

$$r(\overline{x}_i,\overline{x}_j)=\frac{s(\overline{x}_i,\overline{x}_j)}{s(\overline{x}_i)S(\overline{x}_j)}=\frac{\sum_{k=1}^{n}(x_{i,k}-\overline{x}_i)(x_{j,k}-x_j)}{\sqrt{\sum_{k=1}^{n}\left(x_{j,k}-\overline{x}\right)^2\sum_{k=1}^{n}(x_{j,k}-\overline{x}_j)^2}}$$

(число вимірювань повинно бути достатньо великим n>50).

Складова невизначеності $u(\overline{x}_i,\overline{x}_j)$ з врахуванням кореляції двох величин обчислюється як добуток їх стандартних невизначеностей і коефіцієнта кореляції

$$u(\bar{x}_i,\bar{x}_j)=u(\bar{x}_i)\,u(\bar{x}_j)\,r((\bar{x}_i,\bar{x}_j) \quad (3)$$

Інші способи оцінки стандартної невизначеності: Із результатів попередніх вимірювань може бути відомо, що значення величини симетрично розподілені в інтервалі, обмеженому границями a_-, a_+. Тоді для середнього значення $\bar{x}_i$ і на півширини а одержимо, що

$$\bar{x}_i = \frac{a_- + a_+}{2}\ ; \qquad a = \frac{a_+ - a_-}{2}$$

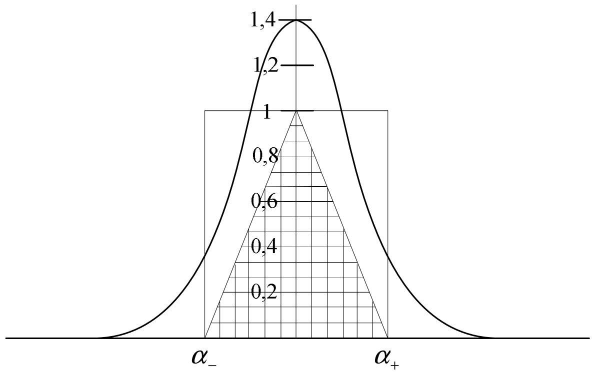


Рис. 1.

Рівномірний прямокутний розподіл ймовірності в межах інтервалу – це самий розповсюджений випадок (якщо не має іншої інформації). Тоді відповідно стандартна невизначеність для цієї величини дорівнює

$$\text{и}(x_i) = \frac{a}{\sqrt{3}}$$

Якщо зміна значення деякої величини в межах інтервалу на півширини a відповідає синусоїдальному закону з періодом, багато меншим тривалості вимірювання, то відповідна стандартна невизначеність для цієї величини визначається із рівняння (синусоїдальний варіант)

$$\text{и}(x_i) = \frac{a}{\sqrt{2}}$$

У випадку, якщо значення величини змінюється в межах інтервалу на півшириною а у відповідності з трикутним розподілом з максимумом в центрі, тоді відповідно стандартне невизначеність для цієї величини розраховується наступним чином (трикутний варіант)

$$\text{и}(x_i) = \frac{a}{\sqrt{6}}$$

Нехай значення ε деякої величини малі $|\varepsilon| \le a \ne 0$ і змінюється за законом прямокутного розподілу ймовірностей в інтервалі з на півшириною a, при цьому згадана величина є аргументом функції, симетричної відносно центру інтервалу (наприклад, косинусоїдальна функція $x_i = \cos q\,\varepsilon \approx 1 - q\varepsilon^2/2$ проекція деякої області). Тоді значення x_i і стандартна невизначеність $u(x_i)$ визначаються у відповідності з виразом:

$$x_i = \cos^g \varepsilon \to x_i = 1 - \frac{ga^2}{6}\ ;\ u(x_i) = g\frac{a^2}{\sqrt{45}} \quad (4)$$

В деяких випадках в рівнянні (4) зручно прирівняти x_i одиниці і включити поправку в сумарну стандартну невизначеність:

$$x_i = \cos^g \varepsilon \to x_i = 1; \; u(x_i) = g\frac{a^2}{\sqrt{20}}.$$

Цей метод «приписування» значення і невизначеності деякій величині заснований на певній формі розподілу, називають «оцінкою стандартного відхилення типу В». З врахуванням даної оцінки кількість ступіней свободи ν_i визначається як $\nu_i = \propto$. Наявність необмеженого числа ступіней свободи необхідно приймати до уваги всякий раз коли, крім характеру розподілу, відсутня інша інформація.

Представлення невизначеності: В багатьох випадках більш зручно відносне представлення, і можливо перетворення стандартної невизначеності $u(x_i)$ в відносну невизначеність $w(x_i)$, якщо значення $x_i \neq 0$, тобто відмінно від нуля:

$$w(x_i) = и_{від}(x_i) = \frac{u(x_i)}{|x_i|}$$

Сумарна стандартна невизначеність однієї вихідної величини:

Вихідне значення у розраховується на основі декількох значень вхідних величин $x = (x_1, x_2, ... x_n)$ відповідно моделі. Із моделі величин визначається c_i і потім підставляються вхідні значення відповідно величин:

$$y = f(x_1, x_2 ... x_n); \qquad c_i = \frac{dF}{dx_i} \Big/ x_i \tag{5}$$

За допомогою цієї моделі розраховується стандартна невизначеність $и(y)$ для значення вихідної величини у вигляді лінійної апроксимації з використанням стандартних невизначеностей

$$u(x_i, x_j) = u(x_i) \times u(x_j) r(x_i, x_j) \text{ для } 1 \leq i,j \leq n$$

(див. рівняння 3)

$$u^2(y) = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} c_i c_j u(x_i) u(x_j) r(x_i, x_j)$$

$$r(x_i x_i)^{def} = 1 \tag{6}$$

Існують чотири випадки, відрізняющихся вхідних величин. В першому випадку, який є найбільш розповсюдженим, кореляція відсутня:

$$u^2(y) = \sum_{i=1}^{n} [c_i u(x_i)]^2; \; r(x_i, x_j) = 0 \text{ при } i \neq j \tag{7}$$

В ситуації, яка вважається швидше теоретичною, всі величини на вході повністю корельовані, а коефіцієнт кореляції дорівнює одиниці

$$u^2(y) = [\sum_{i=1}^{n} c_i u(x_i)]^2; \; r(x_i, x_j) = 1 \tag{8}$$

Комбінація із цих двох рівнянь (7) (8) застосовується у випадку однорідної додатньої кореляції всіх вхідних величин. При коефіцієнті кореляції, меншому одиниці, і при коефіцієнті кореляції рівному одиниці, для елементів, розташованих по діагоналі використовуємої матриці невизначеностей.

Цей тип кореляції може бути справедливим для спектрального розподілу при розрахунку з використанням залежних або апроксимованих початкових даних або представлених на довжинах хвиль, або в інтервалах довжин хвиль, відмінних від прийнятих при початковому вимірюванні

$$0 \leq r(x_{i,} x_j) = r \leq 1 \qquad \text{для } i \neq j$$

$$u^2(y) = (1 - r)\sum_{i=1}^{n} [c_i u(x_i)]^2 + r[\sum_{i=1}^{n} c_i u(x_i)]^2 \tag{9}$$

Між всіма вхідними значеннями можуть існувати різні коефіцієнти кореляції. Тому рівняння (6) може бути представлено в наступному вигляді:

$$-1 \le r(x_i, x_j) \le 1 \qquad \text{для } i \ne j$$

$$u^2(y) = \sum_{i=1}^{n}[c_i u(x_i)]^2 - 2\sum_{i=1}^{n-1}\sum_{j=i+1}^{n} c_i c_j u(x_i) u(x_j) r(x_i, x_j) \qquad (10)$$

Розширена невизначеність: Значення деякої величини і відповідної стандартної невизначеності підкоряється закону розподілу ймовірностей цієї величини. Якщо відсутня інша інформація, то необхідно приймати нормальний (гауссівський) розподіл без обмеження числа ступінів свободи $\nu \to \infty$.

Для багатьох застосувань результатом вимірювання повинен бути інтервал, центром якого є сумарне значення з заданою ймовірністю того, що в процесі повторних вимірювань воно буде знаходитись в межах цього інтервалу. Таке представлення результату вимірювання називають вимірюванням з розширеною невизначеністю u.

За нормального розподілу $\nu \to \infty$, коефіцієнт охоплення k=k $(\nu \to \infty)$=2. Це означає, що з ймовірністю 95,45%, сумарне значення знаходиться в цьому інтервалі. Функція $k(\nu)$ табульована для декількох рівней ймовірності, причому рекомендується рівень, який відповідає k=2.

$$u = ku(y), \qquad k = k(\nu) \qquad (11)$$

У випадку, якщо обчислення значень і відповідних стандартних невизначеностей виконується за типом А, а кількість підрахунків дорівнює n,то число ступіней свободи завжди обмежено : ν_i= n–1. Таким чином, сумарна невизначеність вихідної величини з врахуванням вклада вхідних величин також обмежена числом ступенів свободи. Ефективна ступінь свободи $\nu_{еф}$ вихідної величини y з стандартною невизначеністю $u(y)$ розраховується за формулою Уелча-Саттервейта з врахуванням викладів $u_i(y)$ сумарних вхідних величин x_i, з відповідними стандартними невизначеностями $u(x_i)$ і їх ступіней свободи ν_i:

$$\upsilon_{еф} = \frac{u^4(y)}{\sum_{i=1}^{n} \frac{u^4_i(y)}{\nu_i}} \qquad (12)$$

Графічна ілюстрація оцінки стандартної невизначеності: На рис. 2 графічно подана оцінка значення вхідної величини X_i і оцінка невизначеності цієї оцінки з невідомого розподілу можливих вимірюваних значень X_i, або розподілу ймовірностей X_i, вибірку якого одержують шляхом повторних спостережень.

На рисунку 2.11 а припускають, що вхідною величиною X_i, є температура t, що її невідомим розподілом є нормативний розподіл із очікуванням μ=100^{0}C і стандартним відхиленням G=1,5^{0}C. Тоді її функція щільності ймовірностей є

$$p(t) = 1 \big/ \sigma\sqrt{2\pi} \exp[-(t-\mu_t)^2 \big/ 2\sigma^2] \qquad (13)$$

P(t)/º C

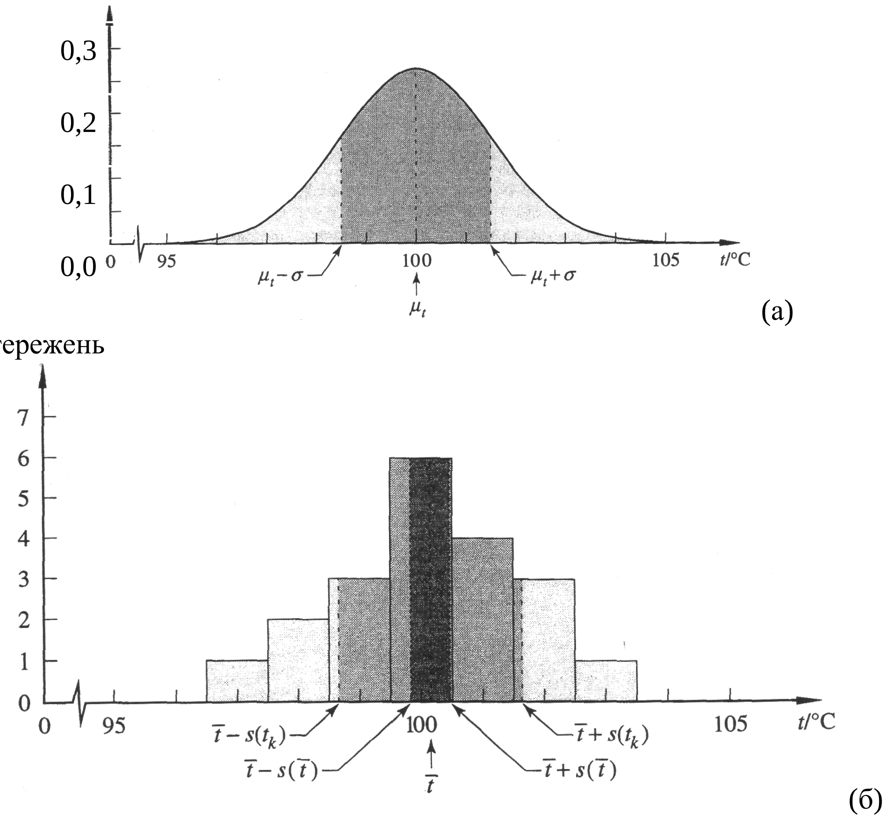


Рис. 2 Графічна ілюстрація оцінки стандартної невизначеності вхідної величини з повторних спостережень

На рисунку 2б показана гістограма n=20 повторних спостережень t_k температури t, що, як передбачається була взята випадково з розподілу, показаного на рис 2а. Для одержання гістограм 20 спостережень або вибірок, значення яких дані в таблиці 1, групувалися в інтервалі шириною 1^0С.

Середнє арифметичне або середнє значення $\bar{t}$ з n=20 спостережень дорівнює $\bar{t}$ =100,145^{0}С≅100,14^{0}С, передбачається, що воно є кращою оцінкою очікування μ_t значення t, заснованої на наявних даних. Експериментальне стандартне відхилення $s(t_k)$=1,489^{0}С≅1,49^{0}С і експериментальне стандартне відхилення середнього $s(\bar{t})$, обчислені з рівняння (1), що є стандартною невизначеністю $u(\bar{t})$ середнього значення $\bar{t}$, є $u(\bar{t})=S(\bar{t})=\dfrac{s(tk)}{20^{1/2}}$ =0,333

На рис. 3 графічно показана оцінка значення вхідної величини X_i і оцінка невизначеності цієї оцінки з апріорного розподілу можливих значень X_i, або розподілу ймовірностей X_i, заснованого на всій наявній інформації.

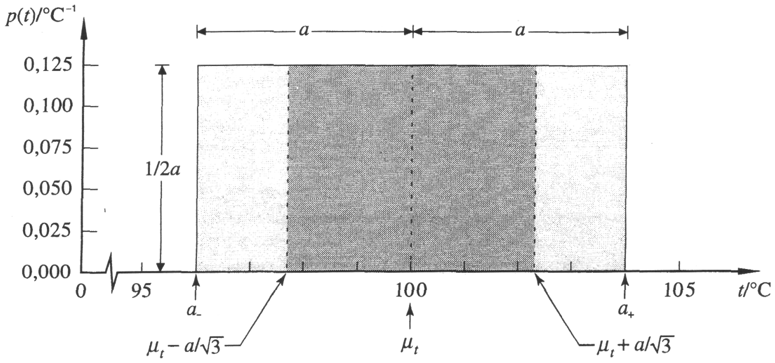
Для випадку, показаного на рис. 3 а, передбачається, що є мало інформації про вхідну величину t і все, що можна зробити, так це припустити, що t описується симетричним прямокутним апріорним розподілом ймовірностей із нижньою границею α=96^{0}С і з верхньою границею α=104^{0}С і, таким чином, напівшириною $\alpha = (\frac{\alpha_+ - \alpha_-}{2}) = 4^0\,C$. Тоді функція щільності ймовірностей величини t є

$$p(t) = 1/2\alpha, \qquad \alpha_- \prec t \prec \alpha_+ \tag{14}$$

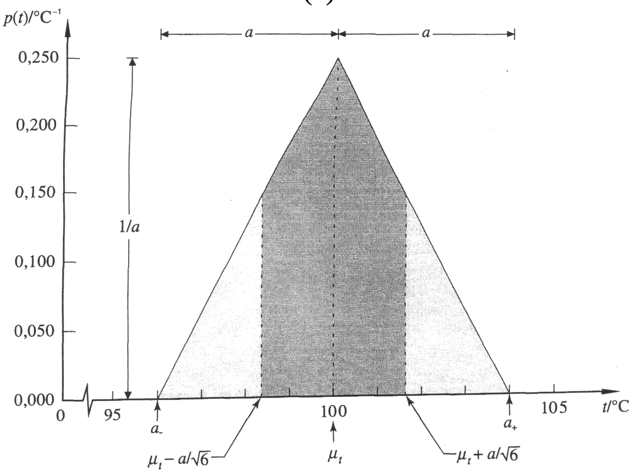
$$p(t) = 0 \qquad \text{у протилежному випадку}$$

Найкращою оцінкою t є її очікування $\mu_t = \frac{\alpha_- + \alpha_-}{2} = 100\,^0C$.

Стандартна невизначеність цієї оцінки є $и(\mu_t) = \alpha / 3^{1/2} \cong 2{,}3^0\,C$



(a)



(в)

Рис. 3 Графічна ілюстрація оцінки стандартної невизначеності вхідної величини з апріорного розподілу

Для випадку, показаного на рис. 3в передбачається, що наявна інформація, що стосується t, менше обмежено і що t можна описати симетричним трикутним розподілом ймовірності при тій же самій нижній границі α=96^{0}C і тій же самій верхній границі α=104^{0}C і таким чином, тієї ж навпівширини $\alpha = (\frac{\alpha_+ - \alpha_-}{2}) = 4^0\,C$ Тоді функція щільності ймовірності величини t є

$$p(t) = (t - \alpha_-) / \alpha^2, \qquad \alpha_- \prec t \prec (\frac{\alpha_+ - \alpha_-}{2}) \tag{15}$$

$$p(t) = (\alpha_+ - t) / \alpha^2, \qquad (\frac{\alpha_+ + \alpha_-}{2}) \le t \le \alpha$$

$$p(t) = 0 \qquad \text{у протилежному випадку}$$

Очікування величини t $\mu_t = (\frac{\alpha_+ - \alpha_-}{2})$ =100^{0}C. Стандартна невизначеність цієї оцінки є $и(\mu_t) = \alpha / 6^{1/2}$ =1^{0}C.

Це останнє значення $u(\mu_t) = 1{,}6^0\,C$ може порівняти з $u(\mu_t) = 2{,}3^0\,C$, отриманим із прямокутного розподілу з тією ж самою шириною 8^{0}C, із нормального розподілу з

$G=1{,}5^0C$ із рис. 2а, чия ширина від – 2,58G до +2,58G, що включає 99% розподілу, дорівнює приблизно 8^0C, із $u(\bar{t}) = 0{,}33\,^0C$, отриманої із 20 спостережень, які, як передбачено, були взяті випадково з того ж самого нормального розподілу.

Таблиця 1.

Двадцять повторних спостережень температури t, згрупованих в інтервалах 1^0C.

Інтервал $t_1 \le t < t_2$		Температура, $t/^0C$
$t_1/^0C$	$t_2/^0C$	
94,5	95,5	
95,5	96,5	–
96,5	97,5	96,90
97,5	98,5	98,18; 98,25
98,5	99,5	98,61; 99,03; 99,49
99,5	100,5	99,56; 99,74; 99,89; 100,07; 100,33, 100,42
100,5	101,5	100,68; 100,95; 101,11; 101,20
101,5	102,5	101,57; 101,84; 102,36
102,5	103,5	102,72
103,5	104,5	–
104,5	105,5	–

Вихідна величина і модель: Повне представлення результату вимірювання можна розділити на 4 етапи. Вихідна величина повинна бути визначена точно і однозначно. В описі методики вимірювання повинно бути вказано, які покази змінюються і які прилади використовуються. Опис повинен містити таку кількість інформації, щоб була зрозуміла модель, яка прийнята для оцінки числового результату. Модель представляє собою апроксимовану алгебраїчну форму, яка відображає зведені дані про метрологічну процедуру.

Модель є основою для розрахунку значень і відповідних стандартних невизначеностей; вона повинна повністю включати в себе всі величини і співвідношення.

Для всіх вхідних величин згаданих в моделі, необхідно встановити джерело їх походження і відповідних їм невизначеностей.

Бюджет невизначеності: Бюджет невизначеності вносить в список вхідні величини, і дає інформацію для кожної. Як мінімум, повинні бути вказані назва величини і її символ, значення, стандартна невизначеність, коефіцієнт чутливості, тип розподілу і число ступенів свободи.

Модель $I_x = d^2 \dfrac{V_x}{s_v} k_1 = d^2 v_x{}^1 s_v{}^{-1} k^1$,

I_x - сила світла,

d – відстань лампа-фотометр,

V_x – показ фотометра,

s_v – чутливість фотометра,

k_1 – корригуючий фактор (інші вклади, не визначені в цьому прикладі)

Як пояснювалось раніше,

$$u_{rel}^2(I_x) = [2 \cdot u_{rel}(d)]^2 + [1 \cdot u_{rel}(v_x)]^2 + [-1 \cdot u_{rel}(s_v)]^2 + [1 \cdot u_{rel}(k_1)]^2$$

Таблиця 2.

Назва вхідної величини	Символ	Значення	Відносна стандартна невизначеність	Ступінь свободи	Тип	Відносний коефіцієнт чутливості	Вклад невизначеності
Відстань (м)	d	2,456	0,0075%	∝	B	2	0,015%
Фотострум (мА)	V_x	327,64	0,040%	19	A	1	0,040%
Чутливість (мА/лк)	S_v	2,8145	0,16	∝	B	–1	0,160%
Корригуючий коефіцієнт	k_1	1	0,05%	∝	B	1	0,050%
Корреляція	$r(V_x, k_{1)}$	–0,80					–0,040%
Світловий потік, кд	I_x	702,19		>>50			0,173% 0,168%

Ефективна ступінь свободи $\nu_{еф}$ обчислюється за формулою Уелча-Саттервейта

$$\nu_{еф}=\frac{u^4(y)}{\sum\limits_{i=1}^{N}\frac{[c_i u(x_i)]^4}{v_i}}$$

$u(y)$ – стандартна невизначеність вихідної величини

$c_i u(x_i)$ – вклад невизначеностей вхідних величин;

v_i – ступінь свободи вхідних величин;

N – число вхідних величин.

$$\nu_{еф}=\frac{0{,}168^4}{\frac{0{,}0154+0{,}016^4+0{,}05^4}{\infty}+\frac{0{,}04}{19}}\approx 19\cdot(\frac{0{,}168}{0{,}04})=5912$$

Розширена невизначеність

$$u(x_i)=k(p,v_{еф})\cdot u(x_i)$$

Таблиця 3.

Функції $k(p, v_{еф})$ для декількох рівней ймовірності

Число відліків N	**Довірчий рівень в %**						
	68,27	**90**	**95**	**95,45**	**99**	**99,5**	**99,73**
2	1,84	6,31	12,71	13,97	63,66	127,32	235,8
3	1,32	2,92	4,30	4,53	9,93	14,09	19,21
4	1,20	2,35	3,18	3,31	5,84	7,45	9,22
5	1,14	2,13	2,78	2,87	4,60	5,60	6,62
6	1,11	2,02	2,57	2,65	4,03	4,77	5,51
8	1,08	1,89	2,37	2,43	3,50	4,03	4,53
10	1,06	1,83	2,26	2,32	3,25	3,69	4,09
20	1,03	1,73	2,09	2,14	2,86	3,17	3,45
50	1,01	1,68	2,01	2,05	2,68	2,94	3,16
100	1,005	1,660	1,984	2,025	2,626	2,935	3,077
∝	1,000	1,645	1,960	2,000	2,576	2,866	3,000

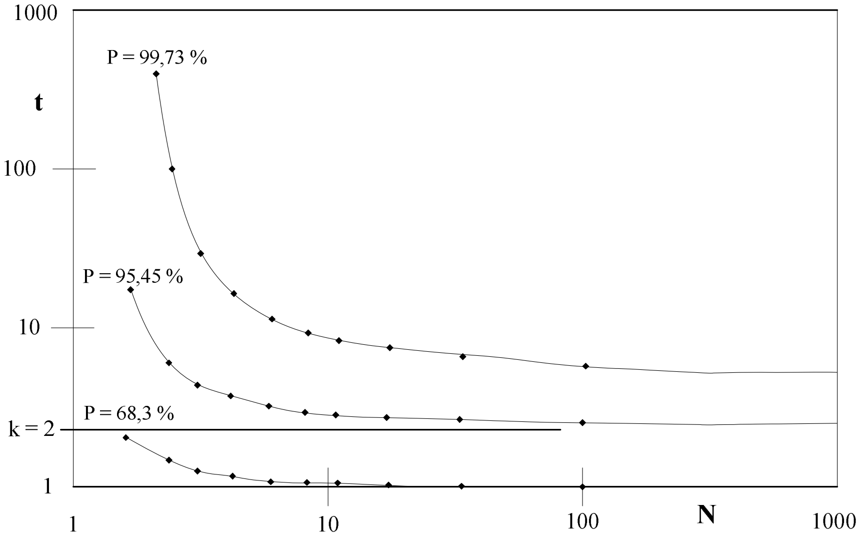
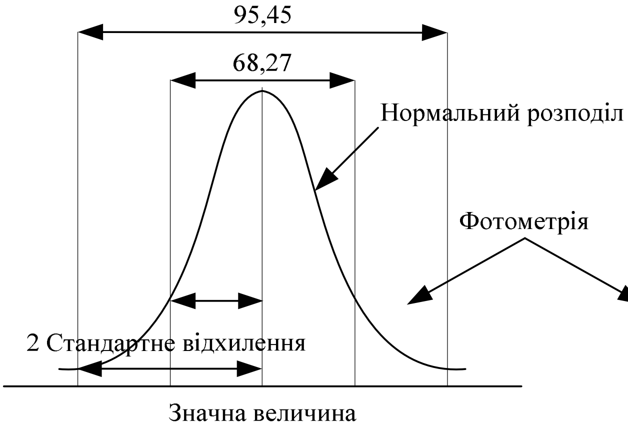


Рис. 4

Нормальний розподіл:



Довірчий рівень *p*	Коефіцієнт охоплення *k*
68,27 %	1
90 %	1,645
95 %	1,960
95,45 %	2
99 %	2,576
99, 73 %	3

Рис. 5

Представлення невизначеності: Сила світла $I_x = 702{,}2$ кд стандартна невизначеність $u(I_x)$=1,2 кд відносна невизначеність $u_{\text{від}}(I_x)$=0,17%. Публікуємий результат вимірювання к=2 з розширеною невизначеністю I_x=702,2 кд±2,4 кд у відносному форматі = 702,2 (1±3,4*10^{-3}) кд, процентній формат =702,2 (1±0,348) кд.

Заключення: Невизначеність вимірювання виражає той факт, що для даної вимірюваної величини і для даного результату її вимірювання не має єдиного значення, а є нескінчене число значень розсіяних навколо результату, який узгоджується зі всіма спостереженнями і даними, а також зі знанням фізичного світу, і який з різним ступенем упевненості може бути приписаний вимірюваній величині.

Таким чином, поняттю «невизначеність вимірювання» необхідно приписувати в достатній мірі філософське трактування, засноване на неможливості точного визначення істинного значення вимірюваної величини. Тому оцінкою з врахуванням достатньо надійної апріорної і апостеріорної інформації є інтервал значень, в якому перебуває шуканий результат вимірювань.

Поняття «похибка вимірювання» при ретельному аналізі її складових і не менш надійної апріорної і апостеріорної інформації було і залишається в вітчизняній метрології зручним і доступним для вимірювача будь-якого рангу.

В залежності від вирішуємої вимірювальної задачі можна вибирати будь-який із двох способів оцінки точності результатів вимірювання, або стверджувати, що істинне значення величини гарантовано знаходиться в знайденому інтервалі з припусуємим коефіцієнтом охоплення (сумарна або розширена невизначеність вимірювання), або вважати експериментально визначене значення величини істинним з вказівкою довірчого інтервалу і ймовірності (похибка вимірювання).

Література

1. Guide to the expression of uncertainty in measurement. (First edition 1993) International Organization for Standardization. 1993.

НЕОПРЕДЕЛЕННОСТЬ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ В ФОТОМЕТРИИ

Л.А. Назаренко

Международное управление по оценки неопределенности измерений широко используется при обработке и представлении результатов измерений на разных уровнях проведения метрологических робот. В виду актуальности развития энергосберегающих источников света и необходимостью единства в фотометрических измерениях в международном плане. В статье рассмотрены основные аспекты обработки результатов в фотометрии через неопределенность.

UNCERTAINTIES OF RESULTS OF MEASUREMENTS IN PHOTOMETRY

L.A. Nazarenko

International quide to the expression of uncertainty in measurement are wide used at metrological works. Because of actual development energesaving sources of light and medyng unity photometrical measuments in international plan in this article considered results of measurements through uncertainty.