

УДК 006.91:658.562

С.І. Мельничук, канд. техн. наук, доц.,
І.З. МанулякПриватний вищий навчальний заклад „Галицька Академія“,
м. Івано-Франківськ, Україна, e-mail: manulyak-iryna@ukr.net

ВИКОРИСТАННЯ ГАУСОВА ІНТЕГРАЛА ПОМИЛОК ПРИ ОЦІНЮВАННІ МЕТРОЛОГІЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ПЕРЕТВОРЮВАЧІВ ІНФОРМАЦІЙНО-ВИМІРЮВАЛЬНИХ СИСТЕМ

S.I. Melnychuk, Cand. Sci. (Tech.), Associate
Professor,
I.Z. ManuliakPrivate Higher Educational Institution “Galytska Academy”,
Ivano-Frankivsk, Ukraine, e-mail: manulyak-iryna@ukr.net

IMPLEMENTATION OF GAUSS ERROR INTEGRAL FOR ASSESSMENT OF THE METROLOGICAL CHARACTERISTICS OF INFORMATION MEASURING SYSTEM CONVERTER

Одним з основних показників, що характеризують первинні перетворювачі, є точність вимірювання. Сучасні методи, що дозволяють отримати відповідні метрологічні характеристики, розділяють на дві різні групи: визначення похибки та оцінювання невизначеності. До спільних недоліків згаданих методів можна віднести недостатню інформативність щодо ймовірнісних характеристик вимірювальної величини та, як наслідок, неоднозначність отриманих результатів.

Мета. Дослідження можливості застосування Гаусова інтеграла помилок для аналізу метрологічних характеристик первинних перетворювачів.

Методика. У ході проведення чисельного моделювання опрацьовано ряд множин вимірювальних сигналів з різною апертурою амплітуди й значенням середнього квадратичного відхилення. За результатами статистичного дослідження кожної з множин показано, що збільшення кількості спостережень зумовлює зменшення невизначеності за типом А, і це суттєво ускладнює адекватне оцінювання метрологічних характеристик перетворювачів. Для усунення такого недоліку використано функції правдоподібності вимірювального сигналу, за результатами аналізу яких оцінюються ймовірнісні характеристики похибок.

Результат. Запропонований підхід був використаний для аналізу характеристик дослідного взірця перетворювача витрати газу. Вихідними даними послужили результати експериментальних досліджень похибки перетворення на еталонній установці. За результатами аналізу встановлено, що, задавшись довірчою ймовірністю спостережень вимірювальної величини, можна отримати оцінку випадкової складової похибки на попередніх етапах розробки первинних перетворювачів інформаційно-вимірювальних систем.

Наукова новизна. Запропоновано використати Гаусів інтеграл помилок для аналізу сигналів первинних перетворювачів, що дозволяє визначити ймовірності попадання вимірюваної величини до заданого інтервалу, що задається (обмежується) допустимою похибкою.

Практична значимість. Полягає в тому, що запропонований підхід дозволяє однозначно інтерпретувати результати вимірювання, а отже отримати обґрунтовану, точну й практично повну інформацію про невизначеність вимірювання первинного перетворювача.

Ключові слова: *перетворювач, похибка, невизначеність, розподіл, Гаусів інтеграл помилок*

Актуальність теми. Останнім часом спостерігається суттєве зростання вартості природного газу, як одного з основних енергоносіїв у промисловій та побутовій сферах. У такій ситуації вимірювальні перетворювачі та реалізовані на їх основі інформаційні системи контролю є одним з основних мотиваторів ефективного використання енергоресурсів. Крім того, Україна володіє однією з найбільш потужних і розгалужених систем переробки, зберігання та транспортування газу в Європі, що зумовлює необхідність постійного вдосконалення методів і засобів обліку.

Постановка завдання. Незалежно від методів та способів реалізації первинні перетворювачі, що використовуються окремо чи у складі інформаційно-

вимірювальних систем, можуть оцінюватись різними метрологічними параметрами. Класичний підхід в оцінюванні якості результатів будь-якого з таких пристроїв визначається похибкою – кількісною характеристикою відхилення вимірюваного значення фізичної величини від істинного. В останні роки згадану характеристику вважають такою, що не відповідає сучасним вимогам науки та техніки, і для оцінювання достовірності результатів вимірювань вводять поняття „невизначеність” [1,2]. Основна відмінність такого підходу полягає в тому, що адекватним представленням вимірюваної величини вважають не унікальне (істинне, еталонне) числове значення, а величину, що характеризується набором числових значень, які не виходять за межі деякого інтервалу. Такий інтервал називають невизначеністю визначення вимірюваної

величини й він повинен характеризувати неповноту врахування різних чинників, що спотворюють результат. При такому підході основною метою вимірювання є визначення інтервалу обґрунтованих значень вимірюваної величини, який ґрунтується на припущенні, що при проведенні вимірювань не було допущено помилок.

Взагалі методи розрахунку невизначеності поділяють на дві групи – А та В. До першої групи належать невизначеності результату вимірювання, оцінені шляхом статистичного аналізу результатів повторних спостережень, а до другої – оцінені нестатистичними методами [2].

Доцільно зазначити, що оцінювання невизначеності за типом В потребує детального інформаційного опису, зокрема: вимірюваних вихідних величин; не вимірюваних впливових вихідних величин; введених поправок на систематичні похибки; коефіцієнтів і констант; додаткових похибок, а також відповідного аналітичного опису, зокрема рівняння залежності вимірюваної величини від вихідних величин тощо. У результаті отримуються громіздкі обчислювальні задачі, що є незручним при практичній реалізації.

Оцінювання невизначеності за типом А для опосередкованого вимірювання реалізують за оцінками декількох величин і обчислення здійснюють для кожної вихідної величини [3]:

- якщо значення величини розподілені за рівномірним законом

$$u_A = \frac{b}{\sqrt{3}}, \quad (1)$$

де b – півширина інтервалу;

- якщо вимірювальні значення розподілені за нормальним законом

$$u_A = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} . \quad (2)$$

Оцінювання невизначеності за типом А для прямих вимірювань здійснюють на основі повторних спостережень x_1, x_2, \dots, x_n , остаточний результат визначають як середнє арифметичне \bar{x} , відповідно, стандартна невизначеність обчислюється за формулою [3]

$$u_A = \sqrt{\frac{1}{n \cdot (n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} , \quad (3)$$

де i – порядковий номер результату спостереження; n – кількість результатів повторних спостережень.

Слід зазначити, що попередньо отримані результати вимірювань коригують, зокрема, перевіряють на наявність грубих помилок та промахів, що необхідно вилучити.

Якщо детальніше розглянути формулу (3), то можна зауважити, що в основу розрахунку покладено функцію середнього квадратичного відхилення σ значень вимірюваної величини, тобто

$$u_A = \sqrt{\frac{1}{n \cdot (n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} . \quad (4)$$

З огляду на таке представлення можна відзначити, що, незалежно від σ , збільшення кількості спостережень (розміру вибірки) n призведе до зменшення оцінки невизначеності. З урахуванням того, що сучасні цифрові перетворювачі та інформаційно-вимірювальні канали здатні формувати вимірювальні дані з частотою понад 10^3 Гц, виникає питання щодо прийнятності оцінювання невизначеності в такий спосіб.

Основна частина. З метою перевірки викладеного вище припущення проведено ряд експериментів у чисельному моделюванні. У ході моделювання використано дані, що представляють оцифрований сигнал перетворювача витрати газу як одиничні відліки smpl 16-ти розрядного АЦП, частота формування значень з діапазону від -32768 до $+32767$ (відліки АЦП smpl) амплітуди сигналу складала $44,1 \text{ КГц}$. Засобами MathCad здійснене опрацювання модельованої вимірюваної величини цифрового перетворювача, сигналу $S_i(t)$ з $\sigma = 115,108$, амплітуда якого розподілена за нормальним законом [4], фрагмент масиву даних подано в табл. 1.

Таблиця 1

Фрагмент масиву спостережень Ad модельованої вимірюваної величини

№ спостереження	Амплітуда (відліки АЦП smpl)	№ спостереження	Амплітуда (відліки АЦП smpl)
0	-69	13	54
1	-113	14	-156
2	136	15	31
3	273	16	302
4	259	17	-6
5	263	18	54
6	-31	19	-238
7	57	20	-92
8	-14	21	-52
9	0	22	22
10	-49	23	102
11	-22	24	-182
12	113

Відповідні маніпуляції щодо перевірки закону розподілу модельованих масивів спостережень вимірюваної величини засобами середовища MathCad подано нижче:

$$j := 0..rows(Ad) - 1; \quad \zeta_j := Ad_j;$$

- кількість значень у масиві

$$n := length(\zeta); \quad n = 2 \times 10^3; \quad i := 0..n - 1;$$

- кількість інтервалів у гістограмі

$$m := 20 ; \quad j := 0..m ;$$

- довжина інтервалу

$$\Delta x := \frac{\max(\zeta) - \min(\zeta)}{m - 1} ;$$

$$\Delta x = 41,579 ; \quad \max(\zeta) = 390 ; \quad \min(\zeta) = -400 ;$$

- поділ на інтервали

$$x_j := \min(\zeta) - \frac{\Delta x}{2} + j \cdot \Delta x ; \quad \text{length}(x) = 21 .$$

Результати опрацювання за вищенаведеними формулами подано в табл. 2.

Таблиця 2

Фрагмент масиву інтервалів x^T обраного діапазону

№ інтервалу	x^T	№ інтервалу	x^T
0	-420,789	9	-46,579
1	-379,211	10	-5,000
2	-337,632	11	36,579
3	-296,053	12	78,158
4	-254,474	13	119,737
5	-212,895	14	161,316
6	-171,316	15	202,895
7	-129,737	16	244,474
8	-88,158

Визначення кількості влучень (попадань) в інтервал: $h := \text{hist}(x, \zeta)$.

Результати подано в табл. 3.

Таблиця 3

Фрагмент масиву кількості попадань h^T в кожний інтервал

№ інтервалу	h^T	№ інтервалу	h^T
0	1	9	298
1	3	10	302
2	12	11	270
3	17	12	176
4	34	13	152
5	64	14	74
6	104	15	45
7	182	16	27
8	225

У випадку, коли кількість влучень у відповідний інтервал модельованих спостережень менша п'яти (табл. 3), доцільно здійснити об'єднання сусідніх груп.

Оцінка середнього значення модельованої вимірювальної величини

$$\mu := \text{mean}(\zeta) ; \quad \mu = 2,513 .$$

Оцінка середнього квадратичного відхилу

$$\sigma := \sqrt{\frac{n}{n-1}} \text{stdev}(\zeta) ; \quad \sigma = 115,108 .$$

Побудова гістограми частот (рис. 1)

$$z := \mu - 4 \cdot \sigma, \mu - 4 \cdot \sigma + 1 .. \mu + 4 \cdot \sigma .$$

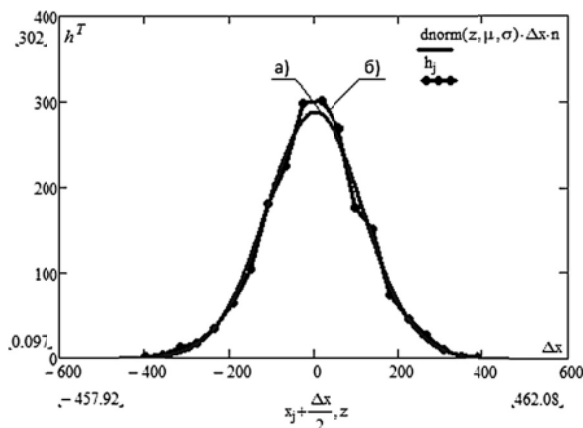


Рис. 1. Графіки закону розподілу: а) теоретичного; б) модельованої вимірюваної величини

Як можна побачити на рис. 1 модельовані значення практично відповідають нормальному закону розподілу, а незначні відхилення пояснюються приведенням результатів до розрядної сітки АЦП шляхом заокруглення до цілого.

Розрахунок теоретично-очікуваної кількості влучень (табл. 4)

$$j := 0..m - 1 ;$$

$$h_{\text{teor } j} := (\text{pnorm}(x_{j+1}, \mu, \sigma) - \text{pnorm}(x_j, \mu, \sigma)) \cdot n .$$

Таблиця 4

Теоретично-очікувана кількість влучень h_{teor}^T

№ інтервалу	h_{teor}^T	№ інтервалу	h_{teor}^T
0	0,677	9	278,205
1	2,214	10	284,770
2	6,366	11	256,194
3	16,085	12	202,578
4	35,719	13	140,786
5	69,713	14	85,995
6	119,581	15	46,166
7	180,281	16	21,782
8	238,883

Реалізація функції, що виконує об'єднання сусідніх груп у разі, якщо кількість влучень менша п'яти, має вигляд

```

grup(v,w) := | j ← 0
              | for i ∈ 0..length(v) - 1
              |   if vi ≥ 5
              |     | aj ← vi
              |     | bj ← wi
              |     | j ← j + 1
              |   otherwise
              |     | if i = length(v) - 1
              |       | aj-1 ← aj-1 + vi
              |       | bj-1 ← bj-1 + wi
              |     otherwise
              |       | vi+1 ← vi + vi+1
              |       | wi+1 ← wi + wi+1
              |     ( a )
              |     ( b )
    
```

Групована спостережувана кількість влучень (табл. 5)

$$H_{grp} := grup(h, hteor)_0.$$

Таблиця 5

Спостережувана кількість влучень H_{grp}^T

№ інтервалу	H_{grp}^T	№ інтервалу	H_{grp}^T
0	16	8	302
1	17	9	270
2	34	10	176
3	64	11	152
4	104	12	74
5	182	13	45
6	225	14	27
7	298

Розрахунок групованої теоретичної кількості влучень (табл. 6)

$$Hteor := grup(h, hteor)_1.$$

Таблиця 6

Теоретична кількість влучень $Hteor^T$

№ інтервалу	$Hteor^T$	№ інтервалу	$Hteor^T$
0	9,257	8	284,770
1	16,085	9	256,194
2	35,719	10	202,578
3	69,713	11	140,786
4	119,581	12	85,995
5	180,281	13	46,166
6	238,883	14	21,782
7	278,205

Розрахунок спостережуваного значення χ^2

$$j := 0..length(Hgrp) - 1;$$

$$\chi^2 := \sum_j \frac{(Hgrp_j - Hteor_j)^2}{Hteor_j}; \quad \chi^2 = 18.924.$$

Табличне значення χ^2 при рівні значимості 0,05 $qchisq(0,95; m - 3) = 27,587$.

Формування відповіді

$$result := if(\chi < qchisq(0,95, m - 3), „ВІДПОВІДАЄ“, „НІ“)$$

$$result = „ВІДПОВІДАЄ“.$$

Аналогічно здійснено формування та перевірку приналежності до нормального виду розподілу, за критерієм χ^2 , масивів спостережень вимірюваних сигналів з різними значеннями середнього квадратичного відхилення:

- $\sigma = 142,876$:
 $qchisq(0,95; m - 3) = 27,587$
 $\chi^2 = 18,341$
 $18,341 < 27,587$ - відповідає;
- $\sigma = 215,969$:
 $qchisq(0,95; m - 3) = 27,587$
 $\chi^2 = 17,092$
 $17,092 < 27,587$ - відповідає;
- $\sigma = 256,288$:
 $qchisq(0,95; m - 3) = 27,587$
 $\chi^2 = 11,98$
 $11,98 < 27,587$ - відповідає;
- $\sigma = 275,107$:
 $qchisq(0,95; m - 3) = 27,587$
 $\chi^2 = 9,829$
 $9,829 < 27,587$ - відповідає.

На основі отриманих даних проведено дослідження впливу кількості спостережень (розміру вибірки) n на значення σ , результати якого подано на рис. 2.

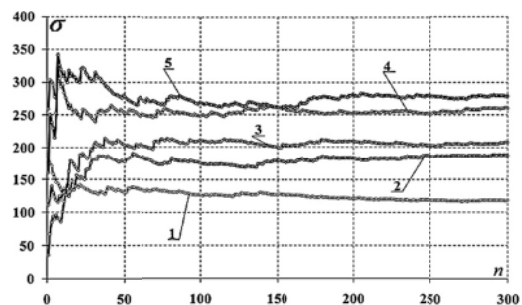


Рис. 2. Залежність середнього квадратичного відхилення від розміру вибірки вимірюваної величини $S_i(t)$:
 1) $\sigma = 115,108$; 2) $\sigma = 142,876$; 3) $\sigma = 215,969$;
 4) $\sigma = 256,288$; 5) $\sigma = 275,107$

Як можна побачити на рис. 2, значення середнього квадратичного відхилу, незалежно від величини вимірюваного сигналу $S_i(t)$, прямує до усталеної величини та практично, при $n > 50$, змінюється несуттєво. Отже, якщо $\sigma \rightarrow const$ і $n \rightarrow \infty$, то $u_A \rightarrow 0$, результати оцінювання невизначеності при збільшенні n для модельованих даних подано на рис. 3.

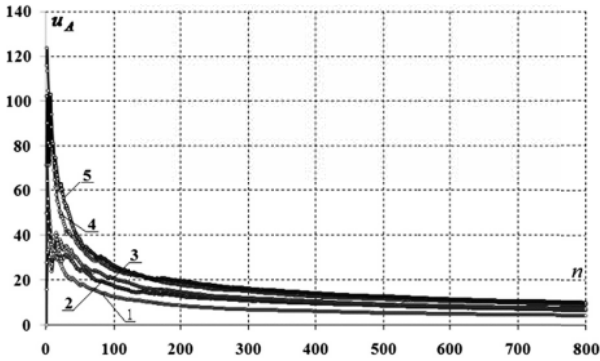


Рис. 3. Залежність оцінки невизначеності від розміру вибірки вимірюваної величини $S_i(t)$: 1) $\sigma = 115,108$; 2) $\sigma = 142,876$; 3) $\sigma = 215,969$; 4) $\sigma = 256,288$; 5) $\sigma = 275,107$

Як можна побачити на рис. 3, незалежно від величини середнього квадратичного відхилу, при збільшенні n оцінки невизначеності зменшуються та у подальшому можуть збігатися, що не дозволяє забезпечити достатньої інформативності про невизначеність визначення вимірюваної величини.

Одним з можливих варіантів вирішення цього питання є використання характеристики, що дозволила би оцінити ймовірнісні властивості $S_i(t)$, зокрема щодо входження до меж заданого інтервалу.

Процес формування множини спостережень у ході вимірювання можна представити як сигнал $S_i(t)$ первинного перетворювача, що, зазвичай, відповідає нормальному розподілу [5], значення якого з дифузністю, що характеризує σ , групуються навколо відповідного математичного сподівання (рис. 4).

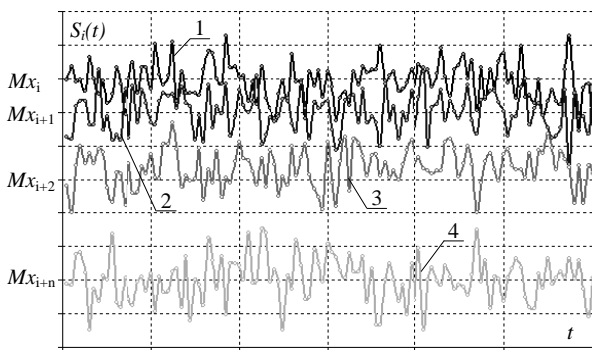


Рис. 4. Флуктуація вимірювальних сигналів перетворювача витрати газу навколо математичних сподівань: 1) $1,014 \text{ м}^3/\text{год}$; 2) $1,0115 \text{ м}^3/\text{год}$; 3) $1,009 \text{ м}^3/\text{год}$; 4) $1,0039 \text{ м}^3/\text{год}$

Як можна побачити на рис. 4, інтервали існування значень $S_i(t)$, які групуються навколо Mx_i та Mx_{i+1} , перетинаються, що фактично не дозволяє адекватно розрізнити величини, представлені цими математичними сподіваннями, незалежно від розміру вибірки (масиву спостережень), тобто похибка вимірювання буде більшою за $Mx_i - Mx_{i+1}$. Розглянувши $S_i(t)$, що групуються навколо Mx_i та Mx_{i+2} відповідно, можна відзначити, що інтервали існування їх значень не перетинаються, тобто похибка вимірювання не буде більшою за $Mx_i - Mx_{i+2}$. У цьому випадку можна сказати, що межі бажаного інтервалу визначаються величиною допустимої похибки вимірювання. Отже процес вимірювання можна означити як визначення приналежності $S_i(t)$ до однієї з областей, що здійснюється шляхом порівняння Mx такого сигналу, у момент закінчення опрацювання (перетворення), з порогом γ ідентифікації. Як правило (рис. 5), значення оптимального порогу $\gamma = \gamma_0$ розраховується виходячи з величини допустимої похибки вимірювання й залежить від характеру та симетрії функцій правдоподібності вимірювальних сигналів. Для випадку, коли такі функції симетричні, γ_0 визначається згідно з таким аналітичним виразом

$$\gamma_0 = \frac{Mx_i + Mx_{i+1}}{2} \quad (5)$$

Загальний вид функцій правдоподібності у вигляді щільностей імовірностей значень вимірювального сигналу подано на рис. 5.

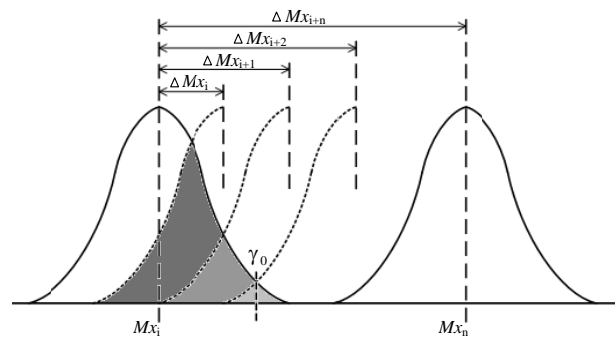


Рис. 5. Функції правдоподібності вимірювальних сигналів

Таким чином, імовірність входження вимірюваної величини $S_i(t)$ до заданого інтервалу залежатиме від σ та ΔMx – величини допустимої похибки вимірювання. Статистична оцінка ймовірності виходу за межі означеного інтервалу, для випадку нормального розподілу даних, залежить від площі фігури (рис. 5 виділено темним фоном), утвореної перетином щільностей імовірностей $S_i(t)$ для відповідних Mx , і визначається за допомогою функції Гаусова інтеграла помилок [6]

$$P_b = Q(k), \quad (6)$$

де $k = \frac{\Delta Mx_i}{2\sigma_0}$; $\Delta Mx_i = |Mx_{i+1} - Mx_i|$ – модуль різниці математичних сподівань вимірювальних сигналів $S_i(t)$; σ_0^2 – дисперсія вимірювальних даних; $Q(k)$ – функція Гаусова інтеграла помилок

$$Q(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^\infty \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du, \quad (7)$$

де u – допоміжна змінна.

З метою оцінки прийнятності запропонованого підходу проведено ряд експериментальних досліджень з використанням дослідного взірця перетворювача витрати за переміщенням сферичної мітки потоком газу [7].

Дослідження проводилися на еталонній дзвонівій установці НВФ „Темпо“, вимірюване середовище – повітря, контрольний об’єм 0,005 м³, тиск 113 мм. вод. ст., температура навколишнього середовища 20°C±0,5%, границі допустимої основної відносної похибки установки ±0,33% для витрати 1,014 м³/год, фрагмент масиву спостережень подано в табл. 7.

За отриманими даними проведено перевірку виду розподілу, що відповідає нормальному з критерієм $\chi^2 = 18,924$, обчислено середній квадратичний відхил, що складає – 0,001043. Абсолютна похибка визначалась як різниця між еталонним і вимірним значенням [7], що для витрати 1,014 м³ складає 0,007098 м³/год або 0,7%.

Таблиця 7

Фрагмент масиву експериментальних спостережень витрати газу

№ спостереження	Q , м ³ /год	№ спостереження	Q , м ³ /год
0	1,009	8	1,012
1	1,011	9	1,014
2	1,007	10	1,020
3	1,018	11	1,016
4	1,008	12	1,008
5	1,016	13	1,018
6	1,010	14	1,021
7	1,014

Доцільно зазначити, що щільності ймовірностей $S_i(t)$ при незначній різниці, у межах прийнятної похибки, математичних сподівань вимірювального сигналу практично не відрізняються. Отже, статистична оцінка ймовірності виходу за межі інтервалу означеного величиною похибки в 0,7% за функцією Гаусова інтеграла помилок складає [8]

$$P_b = Q\left(\frac{\Delta Mx_i}{2\sigma_0}\right) = Q\left(\frac{0,007098}{2 \cdot 0,001829}\right) \approx Q(1,94) = 0,006.$$

Таким чином запропонований підхід до оцінювання невизначеності дозволяє отримати однозначну, обґрунтовану ймовірнісну характеристику попадання вимірюваної величини до заданого інтервалу. Крім того, використовуючи Гаусів інтеграл помилок, можна здійснити оцінку межі прийнятної точності первинного перетворювача. Результати розрахунку ймовірності виходу за інтервал P_q , означений похибками 0,125%, 0,250%, 0,500% та 1,000% , для вищезгаданого пристрою подано в табл. 8.

Таблиця 8

Ймовірності виходу результатів вимірювання за межі інтервалу, обмеженого похибкою

Значення похибки		k	P_q
абсолютна	відносна %		
0,0013	0,125	0,3465	0,6240
0,0025	0,250	0,6930	0,3270
0,0050	0,500	1,3861	0,0500
0,0101	1,000	2,7722	0,0001

Зі збільшенням довірчої ймовірності квантиль Стюдента зменшується і, як наслідок, ступінь довіри до результату вимірювання зростає.

Проведені дослідження підтверджують ефективність застосування Гаусова інтеграла помилок для визначення ефективності проведених вимірювань та точності отриманих результатів.

Доцільно зазначити, що, згідно з ГОСТ 8.207-76, рекомендовано встановлювати довірчу ймовірність $P_q=0,95$ при виконанні технічних вимірювань, контролі параметрів технологічних процесів тощо. У випадку неможливості повторного вимірювання допускається приймати довірчу ймовірність 0,99 і, в особливих випадках, коли результати вимірювання мають суттєве значення для здоров’я людей, стану довкілля тощо, приймають довірчу ймовірність 0,999 і більше. Таким чином, нескладно розрахувати коефіцієнт k для згаданих значень довірчих ймовірностей (табл. 9).

Таблиця 9

Результати розрахунку функції Гаусова інтеграла помилок для значень довірчої ймовірності за ГОСТ 8.207-76

k	$Q(k)$	P_q
1,385	≈ 0,05	≈ 0,95
1,984	≈ 0,005	≈ 0,995
3,228	≈ 0,000499	≈ 0,99951

Фактично, для спрощеного оцінювання ймовірності виходу спостережень вимірювальної величини за заданий інтервал, достатньо розрахувати коефіцієнт $k = \Delta M x_i / 2\sigma_0$. Отриманий результат не повинен бути меншим від табличного значення k функції $Q(k)$ Гаусова інтеграла помилок відповідної довірчої ймовірності P_q .

Висновки. Таким чином, якщо середній квадратичний відхил та вид розподілу спостережень вимірювальної величини практично дозволяють оцінити випадкову складову похибки для обраного значення довірчої ймовірності, то, визначивши довірчу ймовірність результатів спостережень, можна отримати попередню оцінку випадкової складової похибки ще на етапі розробки первинних перетворювачів та вимірювальних каналів інформаційно-вимірювальних систем. Крім того, запропонований підхід дозволить більш адекватно оцінювати точність первинних перетворювачів вимірювальних каналів інформаційних систем, а також ефективно обирати напрями їх подальших досліджень.

Список літератури / References

1. ДСТУ-Н РМГ 43:2006 Метрологія. Застосування „Руководства по выражению неопределенности измерений“ (РМГ 43:2001, IDT)
DSTU-N RMH 43:2006 Metrology. Zastosuvannia „Rukovodstva po vyrazheniui neopredelennosti izmerenii“ (RMH 43:2001, IDT)
2. Поджаренко В.О. Опрацювання результатів вимірювань на основі концепції невизначеності / Поджаренко В.О., Васілевський О.М., Кучерук В.Ю. – Вінниця: ВНТУ, 2008. – 128 с.
Podzharenko, V.O., Vasilevskiy, O.M. and Kucheruk, V.Yu. (2008), *Opratsiuvannia rezultativ vumirivannia na osnovi kontseptsii nevuznachenosti* [Processing of the Measuring Results on the Base of Conception of Uncertainty], VNTU, Vinnytsia, Ukraine.
3. Захаров И.П. Теория неопределенности в измерениях / И.П. Захаров, В.Д. Кукуш – Харьков: Консум, 2002 – 256 с.
Zakharov, I.P. and Kukush, V.D. (2002), *Teoriya neopredelennosti v izmereniyakh* [Theory of Uncertainty in Measuring], Konsum, Kharkiv, Ukraine.
4. MathCAD12. [Електронний ресурс] – Режим доступу: http://mathcad.name/Glava_01/Index03.htm.
MathCAD12. Available at: http://mathcad.name/Glava_01/Index03.htm.
5. Теорія інформації (інформаційно-вимірювальні системи, похибки, ідентифікація) / [Стухляк П.Д., Іванченко О.В., Букетов А.В., Долгов М.А.] – Херсон: Айлант, 2011. – 371 с.
Stukhliak, P.D., Ivanchenko, O.V., Buketov, A.V. and Dolgov, M.A. (2011), *Teoriia informatsii (informatsiino-vumiriuvalni systemy, pokhybky, identyfikatsiia)* [Information Theory (Information Measuring Systems, Errors, Identification)], Ailant, Kherson, Ukraine.
6. Bernard Sklar (2001), *Digital communications: fundamentals and applications*, Prentice-Hall PTR, 1079 p.
7. Мельничук С.І. Інформаційно-вимірювальний мітковий перетворювач витрати газових середовищ: VII міжнародна науково-практична Інтернет-конференція „Спецпроект: Аналіз наукових досліджень“ (14–15 червня 2012 р.) / Мельничук С.І., Мануляк І.З. – 2012. – том 5. – С. 22–24.
Melnuchuk, S.I. and Manuliak, I.Z. (2012), “Information Measuring”, The 7-th International Scientific and Practical Internet-Conference “Spetsproekt: Analiz naukovykh doslidzhen”, (June 14–15, 2012) tom 5, pp. 22–24.
8. Мельничук С.І. Оцінювання довірчої ймовірності вимірювання на основі інтегралу ймовірності помилки: X міжнародна науково-технічна конференція „Приладобудування 2011: стан і перспективи“. / Мельничук С.І., Мазурик І.З. – 2011. – С. 86–87.
Melnuchuk, S.I. and Mazuryk, I.Z. (2011), “Estimation of the confidential probability of measurements on the base of error function integral”. The 10th International Scientific and Practical Internet-Conference “PRULA-DOBUDUVANNIA: stan i perspektyvy”, pp. 86–87.

Одним из основных показателей, характеризующих первичные преобразователи, является точность измерения. Современные методы, позволяющие получить соответствующие метрологические характеристики, разделяют на две различные группы: определения погрешности и оценки неопределенности. Недостатками упомянутых методов есть недостаточная информативность по вероятностным характеристикам измеряемой величины и, как следствие, неоднозначность полученных результатов.

Цель. Исследование возможности применения Гауссова интеграла ошибок для анализа метрологических характеристик первичных преобразователей.

Методика. В ходе проведения численного моделирования обработан ряд множеств измерительных сигналов с разной апертурой амплитуды и значением среднего квадратичного отклонения. По результатам статистического исследования таких множеств показано, что увеличение количества наблюдений приводит к уменьшению неопределенности типа А, и это существенно затрудняет адекватное оценивание метрологических характеристик преобразователей. Для устранения такого недостатка использованы функции правдоподобия измерительного сигнала, по результатам анализа которых оцениваются вероятностные характеристики погрешностей.

Результат. Предложенный подход использован для анализа характеристик исследовательского образца преобразователя расхода газа. Исходными данными послужили результаты экспериментальных исследований погрешности преобразования на эталонной установке. По результатам анализа установлено, что, задаваясь доверительной вероятностью наблюдений измеряемой величины, можно получить оценку случайной составляющей погрешности на предыдущих этапах разработки первичных

преобразователей информационно-измерительных систем.

Научная новизна. Предложено использовать Гауссов интеграл ошибок для анализа сигналов первичных преобразователей, что позволяет определить вероятности попадания измеряемой величины в заданный интервал, который задается (ограничивается) допустимой погрешностью.

Практическая значимость. Заключается в том, что предложенный подход позволяет однозначно интерпретировать результаты измерения, а значит получить обоснованную, точную и практически полную информацию о неопределенности измерения первичного преобразователя.

Ключевые слова: преобразователь, погрешность, неопределенность, распределение, Гауссов интеграл ошибок

Background. The main indicator of the primary converter is its accuracy. Modern methods of obtaining of relevant metrological characteristics can be divided on two groups: the group for of error definition and the group for uncertainty assessment. But this methods have insufficient information capacity concerning probabilistic characteristics of the measured value and consequently the results ambiguity is unsatisfactory. The purpose of the study is to investigate the possibility of application of the Gaussian error integral to analyze the sensor's metrological characteristics.

Methodology. During the numerical simulation we have processed several sets of test signals with different aperture of amplitude and standard deviation. The results

of statistical analysis of each set showed that the increase of the number of observations decreases the uncertainty of the A-type, and this greatly complicates the sensors metrological characteristics adequate evaluation. To amend this disadvantage we have used the credibility functions of measuring signal. Their analysis allows us to assess the probability error characteristics.

Findings. The proposed approach has been implemented for analysis of the characteristics of the exploratory prototype of the gas flow transducer. As the initial data we have used the results of the experimental studies of conversion error on the standard machine. Based on the results we have found that, given confidence level of observations of the measured value we can estimate the random component of the error in the previous development phases of the information-measuring systems primary transmitters.

Originality. We propose to use the Gaussian error integral for the signal analysis of transducers. This allows us to determine the probability if the measured value falls in the given interval, which is defined (limited) by acceptable error.

Practical value. The proposed approach allows us to interpret precisely the measurement results, and thus to obtain the reasonable, accurate and almost complete information about the uncertainty of the primary converter measurement.

Keywords: meter, measurement error, uncertainty, distribution, Gaussian errors integral

*Рекомендовано до публікації докт. техн. наук
І.З. Лютаком. Дата надходження рукопису 18.02.13.*