

Одержані результати за дослідження ефективності методу r -рівневого блочного пошуку записів у файлах для різних законів розподілу ймовірностей звертання до записів можуть бути використані для удосконалення механізмів доступу до інформації баз даних.

1. Кнут Д. *Искусство программирования для ЭВМ. Т.3. Сортировка и поиск.* – М.: Издательский дом "Вильямс", 2000. – 832 с. 2. Цегелик Г.Г. *Организация и поиск информации в базах данных.* – Львов: Вища школа, 1967. – 176 с. 3. Цегелик Г.Г. *Системы распределенных баз данных.* – Львов: Свит, 1990. – 168 с. 4. Мартин Дж. *Организация баз данных в вычислительных системах.* – М.: Мир, 1980. – 644 с. 5. Філяк М.І., Цегелик Г.Г. *Метод r -рівневого блочного пошуку записів у впорядкованих файлах і його ефективність* // Вісн. Львів. ун-ту. Сер. "Прикл. матем. та інформ.". – 2000. – Вип. 3. – С. 169 – 173. 5. Цегелик Г.Г., Філяк М.І. *Про ефективність методу r -рівневого блочного пошуку записів у впорядкованих файлах* // Вісн. Львів. ун-ту. Сер. "Прикл. матем. та інформ.". – 2002. – Вип. 5. – С. 174 – 177.

УДК 621.3.019.3:519.2

С. Ю. Юриш

Національний університет "Львівська політехніка",
кафедра інформаційних систем та мереж

ТОЧНИЙ МЕТОД ДОДАВАННЯ СКЛАДОВИХ ПОХИБОК НА ОСНОВІ ВИКОРИСТАННЯ ХАРАКТЕРИСТИЧНИХ ФУНКЦІЙ І ЛІНІЙНО-ЛАМАНОЇ АПРОКСИМАЦІЇ ЗАКОНІВ РОЗПОДІЛУ

© Юриш С.Ю., 2005

Описано метод побудови закону розподілу густини імовірності і визначення числових характеристик результуючої похибки n складових з наперед заданою точністю. Метод базується на використанні характеристичних функцій А.М. Ляпунова. На відміну від раніше запропонованого комп'ютерного методу побудови густини ймовірності у новому методі для представлення закону розподілу замість східчастої апроксимації використовується лінійно-ламана апроксимація з автоматичною зміною кроку дискретизації залежно від заданої точності. Це дало змогу отримати оптимальне співвідношення швидкодія/точність під час реалізації алгоритму цього методу на ПЕОМ.

The method for construction of the distribution law of probability density function and numerical characteristics determination for the resulting error of n components with beforehand given accuracy are described in this article. The method is based on Lyapunov's characteristic functions. For distribution law presentation the linear-broken approximation instead of step approximation is used. The method has an automatic change of discretization step depends on the given accuracy. It has allowed to achieve an optimum speed/accuracy ratio at its PC-based realization.

Вступ

Задача розрахункового додавання складових похибок являє собою одну з основних задач метрології під час створення засобів вимірювань, а також оцінювання похибок результатів самих вимірів [1]. Загальний підхід до визначення густини розподілу суми похибок вимірів полягає в зведенні задачі до обчислення розподілу суми незалежних випадкових величин та застосуванні для розв'язання останньої методів теорії ймовірності. Такий метод додавання з урахуванням усіх

імовірнісних характеристик і властивостей складових похибки є найбільш точним, але і досить трудомістким. Практичне виконання таких розрахунків вимагає як залучення додаткових вихідних зведень, так і прийняття цілого ряду евристичних рішень, що викликає часом серйозні утруднення [1]. Так, наприклад, перехід від с.к.в. похибки до ентропійного чи довірчого значень на останньому етапі додавання похибок ϵ , з теоретичної точки зору, найважчою операцією під час додавання складових, тому що повинно бути винесене судження про форму закону розподілу тим чи іншим шляхом, оскільки ентропійний коефіцієнт або квантильний множник залежать від форми закону розподілу результуючої похибки. Крім того, розкид значень ентропійного коефіцієнта досягає $\pm(0,2 \div 0,4)$ [2], що може привести до втрати точності обчислення результуючої похибки.

Класичні методики розрахунку націлені на те, щоб обійтися без точного визначення результуючого закону розподілу суми всіх складових. Потреба в більш точному визначенні метрологічних характеристик і форми результуючого закону розподілу загострюється у зв'язку з появою інтелектуальних мікропроцесорних високоточних засобів вимірювання, віртуальних вимірювальних приладів [3], що реалізують складні алгоритми вимірювання, обробки і представлення вимірювальної інформації. У роботі [4] описано η -метод додавання складових похибки, який враховує форму функції густини ймовірності за допомогою ексцесу η . Однак, недолік цього методу полягає в тому, що значення ексцесу не визначає однозначно виду закону розподілу.

Сьогодні відсутня єдина методика автоматизованої побудови закону розподілу і визначення числових характеристик результуючої похибки n складових, яка б легко піддавалася алгоритмізації і могла би бути реалізована на ПЕОМ. Разом з тим, клас розподілів похибок вимірювань визначений, і всі вони зустрічаються на практиці для розв'язання задач метрології.

Метод додавання складових похибок

У статті описано метод побудови закону розподілу густини ймовірності і визначення числових характеристик результуючої похибки n складових з наперед заданою точністю. Метод базується на використанні характеристичних функцій (ХФ) А.М. Ляпунова [5–8]. На відміну від раніше запропонованого комп'ютерного методу побудови густини ймовірності [8] у новому методі для представлення закону розподілу $W(\delta)$ замість східчастої апроксимації використовується лінійно-ламана апроксимація [9] з автоматичною зміною кроку дискретизації залежно від заданої точності. Це дало змогу отримати оптимальне співвідношення швидкодія/точність при реалізації алгоритму даного методу на ПЕОМ. При цьому такі закони розподілу, як прямокутний, трикутний, трапецеїдальний і деякі інші апроксимуються без похибки, а закони розподілу, які неможливо точно апроксимувати відрізками прямих ліній, апроксимують з наперед заданою похибкою. При лінійно-ламаний апроксимації закону розподілу функцію $W(\delta)$ можна представити як

$$W(\delta) = \sum_{i=1}^n (1[\delta_i] - 1[\delta_{i+1}]) * (A_i * \delta + W_i * \delta_{i+1} * \delta_i), \quad (1)$$

де A_i – коефіцієнт, що визначається за формулою

$$A_i = \frac{W_{i+1} - W_i}{\delta_{i+1} - \delta_i}; \quad (2)$$

W_i, δ_i – координати i -ї точки, за якою здійснюється апроксимація закону розподілу $W(\delta)$; $1[\dots]$ – одинична функція Хевісайда; n – кількість точок, що апроксимують закон розподілу $W(\delta)$ випадкової похибки δ .

Обчисливши ХФ $\Theta(\omega)$ закону розподілу $W(\delta)$, одержимо

$$\Theta(j\omega) = M(e^{j\omega\delta}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{j\omega\delta} * W(\delta) d(\delta) = \Theta_1(\omega) + j\Theta_2(\omega), \quad (3)$$

де $\Theta_1(\omega), \Theta_2(\omega)$ – дійсна і уявна частини шуканої ХФ відповідно. Визначимо Θ_1 і Θ_2 окремо:

$$\begin{aligned}
\Theta_1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(\omega \cdot \delta) \cdot W(\delta) d(\delta) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(\omega \cdot \delta) \cdot \left(\sum_{i=1}^n ([\delta_i] - [\delta_{i+1}]) \cdot (A_i \cdot \delta + W_i \cdot \delta_{i+1} - W_{i+1} \cdot \delta_i) \right) d(\delta) = \\
&= \sum_{i=1}^n \int_{\delta_i}^{\delta_{i+1}} \cos(\omega \cdot \delta) \cdot (A_i \cdot \delta + W_i \cdot \delta_{i+1} - W_{i+1} \cdot \delta_i) d(\delta) = \\
&= \sum_{i=1}^n \left(A_i \cdot \int_{\delta_i}^{\delta_{i+1}} \cos(\omega \cdot \delta) \cdot \delta \cdot d(\delta) + (W_i \cdot \delta_{i+1} - W_{i+1} \cdot \delta_i) \cdot \int_{\delta_i}^{\delta_{i+1}} \cos(\omega \cdot \delta) \cdot d(\delta) \right) = \\
&= \sum_{i=1}^n \left(A_i \left(\cos(\omega \cdot \delta_{i+1}) / \omega^2 + \sin(\omega \cdot \delta_{i+1}) \cdot \delta_{i+1} / \omega - \cos(\omega \cdot \delta_i) / \omega^2 - \sin(\omega \cdot \delta_i) \cdot \delta_i / \omega \right) + \right. \\
&\left. + (W_i \cdot \delta_{i+1} - W_{i+1} \cdot \delta_i) / \omega \cdot (\sin(\omega \cdot \delta_{i+1}) - \sin(\omega \cdot \delta_i)) \right) \quad (4)
\end{aligned}$$

Здійснивши елементарні перестановки доданків суми і вважаючи, що на початку і наприкінці закону розподілу є точки з нульовими значеннями W , одержимо:

$$\Theta_1(\omega) = \frac{2}{\omega^2} \cdot \sum_{i=1}^n A_i \cdot \sin(\omega \cdot (\delta_i - \delta_{i+1}) / 2) \cdot \sin(\omega \cdot (\delta_i + \delta_{i+1}) / 2) + \frac{1}{\omega} \cdot \sum_{i=1}^k B_i \cdot \sin(\omega \cdot \quad (5)$$

де k – кількість розривів 1-го роду в законі розподілу $W(\delta)$; B_i – коефіцієнт, що обчислюється за формулою

$$B_i = W_{i,1} - W_{i,2}, \quad (6)$$

де, у свою чергу, $W_{i,1}$, $W_{i,2}$ – ліва і права границі в точці розриву 1-го роду δ_i відповідно:

$$W_{i,1} = \lim_{\delta \rightarrow \delta_{i,0}} W(\delta) \quad (7)$$

$$W_{i,2} = \lim_{\delta \rightarrow \delta_{i,-0}} W(\delta) \quad (8)$$

Визначимо уявну частину шуканої ХФ:

$$\Theta_2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \sin(\omega \cdot \delta) \cdot W(\delta) d(\delta) \quad (9)$$

Після аналогічних перетворень одержимо:

$$\Theta_2(\omega) = \frac{1}{\omega^2} \cdot \sum_{i=1}^n \sin(\omega \cdot (\delta_i - \delta_{i+1}) / 2) \cdot \cos(\omega \cdot (\delta_i + \delta_{i+1}) / 2) \cdot A_i + \frac{1}{\omega} \cdot \sum_{i=1}^k B_i \cdot \cos(\omega \cdot \quad (10)$$

Дійсна частина $\Theta_1(\omega)$ характеристичної функції $\Theta(\omega)$ є парною, а уявна частина $\Theta_2(\omega)$ – непарною функцією частоти ω . Тому достатньо обчислити $\Theta(\omega)$ у додатній області ($\omega > 0$), а у від'ємній області можна обчислити $\Theta(\omega)$ за формулою

$$\Theta_1(\omega) \Theta(j(-\omega)) = \Theta_1(\omega) - j\Theta_2(\omega) \quad (11)$$

Для комп'ютерного представлення ХФ її також необхідно апроксимувати ламаною лінією і запам'ятати початкові значення дійсної і уявної частин. Апроксимацію виконують автоматично з певною, наперед заданою точністю. При цьому спектр обмежується частотою ω_{max} , за якої

$$\begin{cases} |\Theta(j\omega_{max})| \leq \Theta_{max} \cdot \delta_0, \\ |\Theta'(j\omega_{max})| < \Theta'_{max} \cdot \delta_0, \end{cases} \quad (12)$$

де ω_{max} – максимальне значення частоти ω діапазону $[0, \omega_{max}]$, у межах якого обчислюється значення ХФ; δ_0 – точність обчислення (апроксимації) $\Theta(\omega)$; $|\Theta_{max}|$ – максимальне значення модуля ХФ; $|\Theta'_{max}|$ – максимальне значення модуля похідної ХФ $\Theta(\omega)$ за ω .

Якщо відомі ХФ законів розподілу складових сумарної похибки (ХФ складових похибок поточково занесені в пам'ять ПЕОМ), то необхідно їх перемножити і результуючу ХФ апроксимувати ламаною лінією з точністю δ_0 . Отже, сумарну ХФ $\Theta_c(\omega)$ можна записати як

$$\Theta_c(\omega) = \sum_{i=1}^n (1(\omega_i) - 1(\omega_{i+1})) \cdot \left(\frac{\Theta_{i+1} - \Theta_i}{\omega_{i+1} - \omega_i} \cdot \omega + \Theta_i \cdot \omega_{i+1} - \Theta_{i+1} \cdot \omega_i \right) \quad (13)$$

Здійснивши зворотнє перетворення з врахуванням того, що дійсна частина будь-якої ХФ є парною функцією ω , а уявна – непарною функцією ω , одержимо закон розподілу результуючої випадкової похибки $W_c(\delta)$:

$$\begin{aligned} W_c(\delta) &= \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta_c(\omega) \cdot e^{j\omega\delta} d(\omega) = \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} [\Theta_1(\omega) + j\Theta_2(\omega)] \cdot [\cos(\omega\delta) + j\sin(\omega\delta)] d(\omega) = \\ &= \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta_1(\omega) \cdot \cos(\omega\delta) d(\omega) + \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} j\Theta_2(\omega) \cdot \cos(\omega\delta) d(\omega) + \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta_1(\omega) \cdot j\sin(\omega\delta) d(\omega) + \\ &+ \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} j\Theta_2(\omega) \cdot \sin(\omega\delta) d(\omega) \end{aligned} \quad (14)$$

З огляду на те, що

$$\int_{-\infty}^{+\infty} A(\omega) d(\omega) = 0, \quad (15)$$

де $A(\omega)$ непарна функція від ω ,

$$\int_{-\infty}^{+\infty} B(\omega) d(\omega) = 2 \int_0^{+\infty} B(\omega) d(\omega), \quad (16)$$

$B(\omega)$ – парна функція від ω , одержимо

$$W_c(\delta) = \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta_1(\omega) \cdot \cos(\delta\omega) d(\omega) - \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \Theta_2(\omega) \cdot \sin(\omega\delta) d(\omega) \quad (17)$$

Отриманий вираз за структурою аналогічний розглянутому вище. Тому наведемо кінцевий результат перетворення:

$$W_c(\delta) = \frac{1}{\pi \cdot \delta} \cdot \sum_{i=1}^n (C_i \cdot \cos(\omega_i \cdot \delta) \cdot B_i \cdot \sin(\omega_i \cdot \delta)), \quad (18)$$

де n – кількість точок апроксимації закону $W_c(\delta)$; C_i і B_i – коефіцієнти, що обчислюються так:

$$C_i = \frac{P_i - P_{i-1}}{\omega_i - \omega_{i-1}} - \frac{P_{i+1} - P_i}{\omega_{i+1} - \omega_i} \quad (19)$$

$$B_i = \frac{R_i - R_{i-1}}{\omega_i - \omega_{i-1}} - \frac{R_{i+1} - R_i}{\omega_{i+1} - \omega_i}, \quad (20)$$

де P_i , R_i – дійсна та уявна частини сумарної ХФ $\Theta_c(\omega)$ у точці ω_i .

Для визначення числових характеристик закону розподілу за його ХФ скористаємося формулами [5], у яких похідні замінимо на кінцеві різниці. Тоді логарифмічна ХФ та її чотири похідні будуть мати вигляд:

$$\Theta_{n,i} = \ln(\Theta_i), \quad i = \overline{1..5} \quad (21)$$

$$\Theta'_{л,i} = \frac{\Theta_{л,i+1} - \Theta_{л,i}}{\omega_{i+1} - \omega_i}, \quad i = \overline{1...4} \quad (22)$$

$$\Theta''_{л,i} = \frac{\Theta'_{л,i+1} - \Theta'_{л,i}}{\omega_{i+1} - \omega_i}, \quad i = \overline{1...3} \quad (23)$$

$$\Theta'''_{л,i} = \frac{\Theta''_{л,i+1} - \Theta''_{л,i}}{\omega_{i+1} - \omega_i}, \quad i = \overline{1...2} \quad (24)$$

$$\Theta^{IV}_{л,i} = \frac{\Theta'''_{л,i+1} - \Theta'''_{л,i}}{\omega_{i+1} - \omega_i} \quad (25)$$

Формули для визначення числових характеристик похибок з урахуванням виразів (21–25) набудуть вигляду:

$$M(\delta) = i^{-1} \cdot \Theta'_{л,i} \quad (26)$$

$$D = -\Theta''_{л,i} \quad (27)$$

$$\sigma = \sqrt{D} \quad (28)$$

$$K_{ac} = \Theta'''_{л,i} / [\Theta''_{л,i}]^{3/2} \quad (29)$$

$$K_{exc} = \Theta^{IV}_{л,i} / [\Theta''_{л,i}]^2 \quad (30)$$

Під час обчислення будь-якої функції (закону чи розподілу ХФ) для реалізації автоматичної зміни кроку дискретизації значення функції визначають у трьох точках. Значення аргументів цих точок розрізняються кроком дискретизації – h . При цьому абсолютна похибка обчислень визначається як модуль різниці між значеннями функції в центральній точці і центрі відрізка, що з'єднує дві крайні точки апроксимації. Тоді абсолютна похибка апроксимації визначається за формулою

$$\Delta E = |(2 \cdot F_2 - F_1 - F_3) / h|, \quad (31)$$

де F_1, F_2, F_3 – значення функції в 1-й, 2-й і 3-й точках апроксимації відповідно; h – крок дискретизації. Залежно від точності обчислень крок дискретизації може зменшуватися чи збільшуватися.

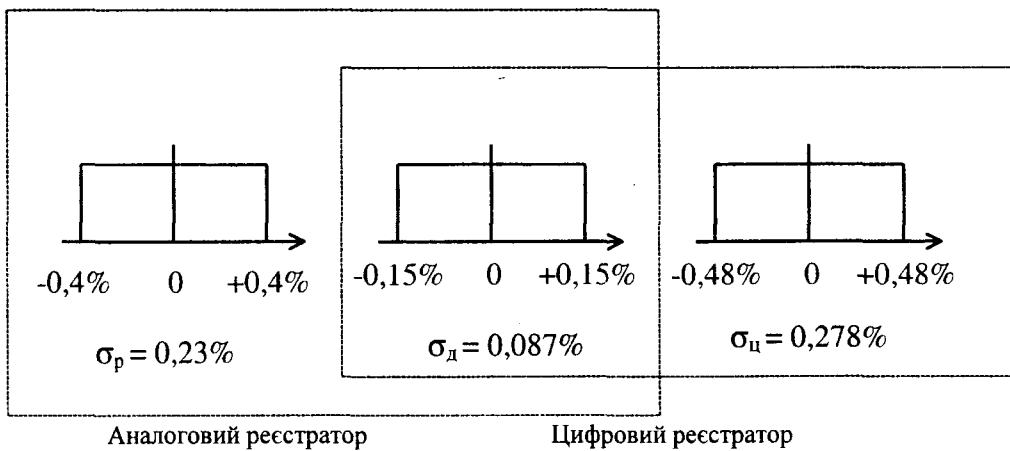
Автоматизація побудови густини розподілу і визначення характеристик результуючої похибки

Розроблений метод досить легко піддається алгоритмізації. На основі запропонованого алгоритму розроблено пакет прикладних програм (ППП) для автоматизації побудови густини розподілу і визначення характеристик результуючої похибки n складових. Інтерфейс користувача дає змогу у діалоговому режимі вводити точність E у відсотках, вибирати закони розподілу складових та вводити їхні характеристики. Причому сумарна похибка обчислень буде в \sqrt{n} раз більша за задану, де n – число складових результуючої похибки. Крім нормального, трикутного, трапецеїдального, рівномірного, антимодального 1 і антимодального 2 законів розподілу, ППП дає змогу використовувати також закони Ерланга і лінійно-ламані закони розподілу. Останній займає особливе місце, тому що являє собою будь-який закон розподілу, що може бути представлений кінцевою послідовністю точок, з'єднаних відрізками прямих ліній. У цьому випадку всі точки зламів вводяться послідовно, починаючи з δ_{min} до δ_{max} . ППП надає оператору таку вихідну інформацію: числові характеристики похибок складової, що вводиться, і результуючої похибки (математичне очікування, дисперсія, с.к.в., коефіцієнти асиметрії й ексцесу, довірчий інтервал при будь-якій імовірності, до $P_{max} = 0,9999$), графік сумарного закону розподілу, АЧХ і ФЧХ характеристичних функцій. Знання числових характеристик, а також отримані графіки композиції законів розподілу дають змогу дати значно повнішу й достовірну характеристику метрологічним можливостям вимірювальних перетворювачів і пристроїв і, зрештою, визначити ціну кожного з однотипних приладів на основі його точніших характеристик.

Розроблений ППП складається з трьох основних частин: програми генерації об'єктів дружнього інтерфейсу, основної програми, яка реалізує інтерфейсні функції, обробку і перевірку даних, що вводяться, і бібліотеки підпрограм. Бібліотека містить розроблені підпрограми визначення ХФ, зворотного перетворення ХФ, множення двох ХФ, графічної побудови густини розподілу імовірностей і ХФ, а також підпрограму визначення числових характеристик випадкової похибки за її густиною розподілу.

Приклади розрахунку результуючої похибки вимірювального каналу

Розглянемо приклад розрахунку похибки вимірювального каналу і порівняємо результати, отримані при використанні методики, описаної в [1], і розробленого автоматизованого методу додавання складових похибки. Розрахунки проводилися для вихідних даних, наведених у прикладі розрахунку [1]. Нехай потрібно розрахувати результуючу похибку вимірювального каналу, що складається з вузлів, які виробляються серійно (давача, підсилювача і реєстратора). Похибка нуля вимірювального каналу з аналоговим реєстратором складається з чотирьох складових: похибки реєстратора σ_p , основної похибки давача σ_d , температурної похибки давача σ_{m_d} і сумарної похибки двох жорстко корельованих складових: похибки зсуву нуля підсилювача при коливанні температури і температурної похибки реєстратора $\sigma_{m(y+p)}$. Двома останніми складовими можна знехтувати (для коректності порівняння двох методик розрахунку), тому що одна в 9, а інша в 13,5 рази менша, ніж похибка реєстратора. Закони розподілу решти складових є рівномірними (рисунок).



Закони розподілу складових

Порівняльні результати за довірчої ймовірності $P_{дов.} = 0,98$ наведено в табл. 1.

Таблиця 1

Порівняльні результати додавання складових похибки каналу з аналоговим реєстратором за довірчої ймовірності $P_{дов.} = 0,98$

	Середнє квадратичне відхилення	Закон розподілу	Результуюча похибка (при $P_{дов.} = 0,98$)
Складові похибки	$\sigma_p = 0,23\%$ $\sigma_d = 0,087\%$	рівномірний рівномірний	$\pm 0,4\%$ $\pm 0,15\%$
Результуюча похибка за методикою [1]	$\sigma_{рез} = 0,25\%$	не визначається	$\pm 0,55\%$
Результуюча похибка за новою методикою ($E = 0,01\%$)	$\sigma_{рез} = 0,25\%$	трапецеїдальний*	$\pm 0,51\%$

Числові характеристики результуючого закону розподілу, отримані з використанням розробленого ППП: $M = 0$; $D = 0,25^2 \cdot 10^{-2}$; С.к.в. = 0,25; $K_{ac} = 0$; $K_{екс} = -9,37 \cdot 10^{-1}$; довірчий інтервал $-0,51 \leq X_{вим} \leq 0,51$ при $P_{дов.} = 0,98$.

Якщо ж не знехтувати двома складовими, то результуюча похибка становила би 0,26, тобто її точність визначення підвищилася б на 7–8 %.

Похибка каналу з цифровим реєстратором містить ту ж саму похибку давача і похибку цифрового вольтметра (рисунок). Температурними похибками давача і похибкою зсуву нуля підсилювача при коливанні температури також можна знехтувати, ґрунтуючись на правилі зневаги малими складовими при додаванні похибок. Порівняльні результати розрахунків за довірчої ймовірності $P = 0,98$ наведено в табл. 2.

Таблиця 2

Порівняльні результати додавання складових похибки каналу з цифровим реєстратором за довірчої ймовірності $P_{дов.} = 0,98$

	Середнє квадратичне відхилення	Закон розподілу	Результуюча похибка (при $P_{дов.} = 0,98$)
Складові похибки	$\sigma_{цв} = 0,278\%$ $\sigma_{д} = 0,087\%$	рівномірний рівномірний	$\pm 0,48\%$ $\pm 0,15\%$
Результуюча похибка за методикою [1]	$\sigma = 0,291\%$	не визначається	$\pm 0,63\%$
Результуюча похибка за новою методикою ($E = 0,01\%$)	$\sigma = 0,291\%$	трапецеїдальний*	$\pm 0,586\%$

* Числові характеристики результуючого закону розподілу, отримані з використанням розробленого ППП: $M = 0$; $D = 0,291^2$; С.к.в. = 0,291; $K_{ac} = 0$; $K_{екс} = -1$; довірчий інтервал $-0,586 \leq X_{вим} \leq 0,586$ при $P_{дов.} = 0,98$.

Висновок

Запропонований метод додавання складових похибок дозволяє підвищити точність визначення числових характеристик результуючої похибки на 10–11 % (див. табл.1, 2), повністю автоматизувати процес розрахунку і візуалізації густини розподілу результуючої похибки і, отже, збільшити продуктивність праці під час визначення значень метрологічних характеристик кожного приладу.

Отримані результати можуть бути покладені в основу розробок комп'ютерних методик аналізу і синтезу законів розподілу для проектування засобів вимірювальної техніки і визначення класу точності під час атестації вимірювальних приладів, а також розв'язання інших подібних задач, пов'язаних з аналізом та дослідженням результатів вимірювань.

1. Новицкий П.В., Зограф И.А. Оценка погрешностей результатов измерений. – Л.: Энергоатомиздат, 1991. – С. 304.
2. Пиотровский Я. Теория измерений для инженеров. – М.: Мир, 1989. – С. 335.
3. Measurement and Automation Catalog, National Instruments, USA, 2003.
4. Тойберт П. Оценка точности результатов измерений. – М.: Энергоатомиздат, 1988. – С. 88.
5. Заездный А.М. Основы расчетов по статистической радиотехнике. – М.: Связь, 1969. – С.448.
6. Кирианаки Н.В., Гайдучок Р.М. Цифровые измерения частотно-временных параметров сигналов. – Львов: Вища школа, 1978. – С.168.
7. Кирианаки Н.В. Телеизмерение. Построение и расчет устройств и характеристик приемных полукомплектов кодовых телемеханических систем. – Львов: ЛПИ, 1985. – С. 100.
8. Кирианаки Н.В., Клушин Ю.С. Машинный метод построения плотности распределения погрешности двух и более составляющих //Измерительная техника. – 1986. – №1. – С.3–4.
9. Yurish S.Y., Kirianaki N.V., Shpak N.O., Khoma V.V., Dzoba Y.S. New Method of Summation for Measurement Errors Based on Piece-Wise Linear Approximation of Probability Distribution // Journal of Electrical Engineering. – 2000. – № 3–4, Vol. 51. – PP.94–99.