DOI 10.31891/2307-5732-2019-269-1-155-157
УДК 389:681.2

Н.О. ПУНЧЕНКО
Одеська державна академія технічного регулювання та якості

НАДІЙНІСТЬ РОБОТИ СКЛАДОВИХ ІНФОРМАЦІЙНОЇ СИСТЕМИ

На перший погляд може здатися, що для завдання випадкової величини досить перерахувати всі її можливі значення. Насправді це не так: різні випадкові величини іноді можуть мати однакові переліки можливих значень, а відповідні ймовірності цих значень – різні. Тому для повної характеристики мало знати значення випадкової величини, потрібно ще знати, як часто ці значення зустрічаються в досвіді при його повторенні, тобто потрібно ще вказати ймовірності їх появи. Тоді відповідність, що встановлює зв'язок між можливими значеннями випадкової величини і їх можливостями, називається законом розподілу ймовірностей випадкової величини, або просто законом розподілу випадкової величини. Підкоряються будь-яким законам явища, що носять випадковий характер? Так, але ці закони відрізняються від звичних нам фізичних законів. Значення СВ неможливо передбачити навіть за певних умов експерименту, ми можемо лише вказати ймовірності того, що СВ прийме ту чи іншу значення. Зате знаючи розподіл ймовірностей СВ, ми можемо робити висновки про події, в яких беруть участь ці випадкові величини. Правда, ці висновки будуть також носити імовірнісний характер. Точно також, як і для ймовірності випадкової події, для закону розподілу СВ є тільки два шляхи його відшукання. Або ми будуємо схему випадкової події і знаходимо аналітичний вираз (формулу) обчислення ймовірності, або доведеться використовувати експеримент і за частотами спостережень робити якісь припущення (висувати гіпотези) про закон розподілу. Звичайно ж, для кожного з "класичних" розподілів вже давно ця робота пророблена – широко відомими і дуже часто використовуваними в прикладній статистиці є біноміальний і поліноміальний розподіл, геометричне і гіпергеометричне, розподіл Паскаля і Пуассона і багато інших. Отримана щільність розподілу похибок вимірювань параметра є істинною щільністю розподілу випадкових величин змішаної вибірки, а передбачувана щільність і раніше є щільністю нормального розподілу. Запропоновано використання змішаних законів розподілу ймовірності похибки вимірювань складових інформаційної системи для підвищення надійності інформаційних систем.

Ключові слова: розподіл ймовірностей, перетворювач, інформаційні системи.

N.O. PUNCHENKO
Odessa State Academy of Technical Regulation and Quality.

RELIABILITY OF WORKING FOR COMPLEX INFORMATION SYSTEMS

To date, the popularity of such a branch of science as telecommunications and measurement in this industry, has reached a high level, while a fairly large degree of mutual integration of these branches of science. So, each of them requires the creation of decision-making systems. And the tool most often used for this in modern research and scientific projects is the means of measurement, although often they do not allow large-scale labor costs to create sufficiently effective decision-making systems. To collect and process information on the reliability of telecommunications, aimed at improving reliability by refining the calculation methods. In order to obtain information about the reliability of telecommunication facilities, their elements and devices in general, analytical calculations are required for reliability. The classical point of view assumes that the errors of telecommunication measuring instruments obey the normal law, the stability of which gives the right to use this law to describe the operation of systems of dependent random variables. It has been repeatedly shown that using standard methods of telecommunication information processing is a loss of accuracy in the estimation of values, statistical results of measurements errors in the field of telecommunications, which have been achieved experimentally, do not obey the normal law, which reasonably leads to the study of other variants of the laws of distribution of probabilities of errors of telecommunication measurements.

Keywords: probability distribution, converter, information systems.

Вступ. В сучасному інформаційному суспільстві інформаційні технології відіграють важливу стратегічну роль у розвитку кожної галузі. Ця роль швидко зростає за рахунок того, що інформаційні технології:

- активізують і підвищують ефективність використання інформаційних ресурсів;
- відіграють ключову роль в процесах отримання, накопичення, поширення нових знань за трьома напрямками.

1. Інформаційне моделювання, що дозволяє проводити «обчислювальний експеримент» навіть в умовах, які неможливі при натуральному експерименті через небезпеку, складність і дорожнечу.
2. Другий напрям заснований на методах штучного інтелекту, що дозволяє знаходити рішення погано формалізованих задач, завдань з неповною інформацією та нечіткими вихідними даними за аналогією зі створенням метапроцедур, використовуваних людським мозком.
3. Третій напрям базується на методах когнітивної графіки, тобто сукупності прийомів і методів образного уявлення умов завдання, які дозволяють відразу побачити рішення або отримати підказку для його знаходження. Це відкриває можливості пізнання людиною самого себе, принципів функціонування своєї свідомості [1].

Розглядаючи ці напрямки, не можна обійти стороною інформаційні системи, де їх надійність доводиться визначати при розгляді як систем, що складаються з окремих елементів.

Будь-яка технічна система є інтегральною, що складається з підсистем, кожна з яких, в свою чергу, складається з з'єднаних певним чином елементів нижчого рівня.

Цілком очевидно, що, якщо мова йде про параметри надійності системи і про параметри надійності складових елементів, вони не повинні розглядатися незалежно, тобто надійність системи повинна залежати від параметрів надійності складових елементів. Але при розрахунку надійності системи недостатньо знати тільки кількісні співвідношення системи – елементи. У цьому випадку ще принципово важливо враховувати характер функціональної взаємодії елементів і їх призначення. Одним є аналого-цифровій перетворювач.

Швидкодійні аналого-цифрові перетворювачі (АЦП) сигналів є обов’язковими компонентами сучасної комп’ютерної та телекомунікаційної техніки. Завдяки новим можливостям АЦП з'явилася можливість збільшити надійність розроблюваних систем, які оцифровує всю смугу вхідних частот з високою роздільною здатністю, усуваючи необхідність використання безлічі прийомних трактів або дорогих аналогових фільтрів.

Звідси випливає, що ключовими завданнями систем нового покоління є передача набагато більшого обсягу даних і можливість реконфігурування системи при одночасному скороченні споживаної потужності, зменшенні площі, займаної системою на платі, і зниженні вартості. Ці, багато в чому взаємовиключні, вимоги стимулюють пошук нової системної архітектури, що дозволяє вирішувати нові завдання. При вирішенні таких завдань є проблема розробки та виготовлення швидкодійних АЦП з розширеним динамічним діапазоном є однією з найактуальніших проблем техніки, від вирішення якої безпосередньо залежить ефективність інформаційно-вимірювальних систем швидкоплинних технологічних у складі інформаційних комплексів. Незважаючи на ряд вже вирішених питань, при застосуванні швидкодійних АЦП сигналів з покращеними параметрами існує ще багато проблем, які стримують широке використання АЦП в інформаційних системах [2].

Постановка задачі – теоретичний аналіз аналітичного виразу щільності розподілу похибки вибірки складових інформаційної системи.

Виділення невирішених частин – інформаційні системи, до складу яких входять АЦП, потребують високого ступеня автоматизації контролю характеристик як при їх виготовленні, так і в процесі технічного обслуговування. Відсутність ефективних методів розрахунків для визначення характеристик АЦП призводить до значних часових затрат в процесі виготовлення та експлуатації систем.

Метою роботи є забезпечення надійності роботи складових систем шляхом використання методу підвищення точності визначення похибок з урахуванням особливостей розподілу похибок вибірки.

Основна частина. Для вирішення завдань підвищення надійності роботи систем при використанні швідкодійніх АЦП при обробці інформації допускається, що випадкові похибки вимірювань підкоряються нормальному закону. Випадкова змінна – це величина, яка може приймати будь-яке з набору взаємовиключних значень з певною ймовірністю.

Розподіл ймовірності показує ймовірності всіх можливих значень випадкової змінної. Це теоретичний розподіл, що виражений математично і має середню дисперсію – аналоги середнього і дисперсії в емпіричному розподілі.

Кожний розподіл ймовірності визначається деякими параметрами, параметри служать узагальнюючими величинами (наприклад середнє, дисперсія), що характеризують даний розподіл (їх знання дозволить детально описати розподіл).

За допомогою відповідної статистики можна зробити оцінку цих параметрів у вибірці Залежно від того, чи є випадкова змінна дискретної або безперервної, розподіл ймовірності може бути або дискретним, або безперервним Але в ряді випадках при обробці статистичних даних похибок вимірювань, отриманих в натурних спостереженнях, було виявлено, що вони не підкоряються нормальному закону. Це зумовило пошук альтернативних законів розподілу ймовірностей похибок вимірювань.

Для того щоб отримати щільність розподілу однієї з величин, що входять в систему, потрібно щільність спільного розподілу системи проінтегрувати в нескінченних межах по аргументу, відповідному іншої випадкової величини.

Знаючи закон розподілу системи (заданий у вигляді функції розподілу або щільності розподілу), можна знайти закони розподілу окремих величин, що входять в систему. Природно, виникає питання про зворотні задачі: чи не можна за маргінальними законами розподілу окремих величин, що входять в систему, відновити закон розподілу системи? Виявляється, що в загальному випадку цього зробити не можна, так як невідома залежність між випадковими компонентами. Ця залежність може бути охарактеризована за допомогою умовних законів розподілу.

При розгляді деяких моделей формування законів розподілу випадкових похибок вимірювань параметрів, починаючи з нормального розподілу.

Нормальний закон розподілу, який також називають законом Гаусса, грає виключно важливу роль в теорії ймовірності, він найбільш часто зустрічається на практиці. Головна особливість цього закону полягає в тому, що він є граничним законом, до якого наближаються інші закони розподілу за деяких типових умов.

Щільність нормального закону розподілу:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} exp - \frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}$$

де m і σ – відповідно математичне очікування і середньоквадратичне відхилення.

У теорії ймовірностей доведено, що сума великого числа незалежних випадкових величин, підпорядкованих яким завгодно законам розподілу, наближено підпорядковується нормальному закону, і це виконується тим точніше, чим більша кількість випадкових величин підсумовується. Так, похибки вимірювання параметрів можуть бути представлені як сума, вельми велике число, порівняно малих доданків – елементарних похибок, кожна з яких викликана дією окремої причини, що не залежить від інших.

Яким би законам розподілу не були підпорядковані окремі елементарні похибки, особливості цих розподілів в сумі великого числа доданків нівелюються, і сума виявляється підпорядкована закону, близькому до нормального [3] .

Основне обмеження, що накладається на підсумовувані похибки, полягає в тому, щоб вони грали в загальній сумі відносно малу роль.

У багатьох випадках статистичні дані похибок вимірювань, отримані в натурних спостереженнях, не підкоряються нормальному закону, в силу чого використовувати модель змішаного закону розподілу ймовірностей похибок вимірювань.

Підставою для її застосування є дві такі передумови.

1. Похибки вимірювань при незмінних умовах спостережень мають нормальний розподіл з нульовим математичним очікуванням.

2. Варіації умов спостереження ведуть до випадкового зміни відповідно математичне очікування і середньоквадратичне відхилення σ нормального розподілу. Причому σ, як випадкова величина, має щільність розподілу φ (σ), яка повинна задовольняти умовами:

$$\lim_{\sigma\to 0} \varphi(\sigma) = 0,\ \lim_{\sigma\to\infty} \varphi(\sigma) = 0 \text{ и } \sigma>0.$$

У цьому випадку щільність змішаного розподілу $f(\xi)$ є щільністю розподілу похибок вимірювань і для центрованої похибки має вигляд:

$$f(\xi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_0^\infty \frac{\varphi(\sigma)}{\sigma}\exp\left[-\frac{\xi^2}{2\sigma^2}\right]d\sigma \qquad (1)$$

Очевидно, що можливість отримання щільності змішаного розподілу $f(\xi)$ в явному вигляді і її основні закономірності визначаються щільністю розподілу в явному вигляді та її основні закономірності визначаються щільністю розподілу φ(σ). В роботі, використовуючи модельні гіпотези, запропоновано в якості φ (σ) вибрати два закони розподілу з густиною $\varphi_1(\sigma)$ и $\varphi_2(\sigma)$, які дозволяють получити змішані щільності в явному вигляді, причому:

$$\varphi_{1}(\sigma) = \sqrt{\frac{\alpha}{\pi}}\,\frac{1}{2}\exp\left(-\frac{\alpha}{\sigma^2}\right) \qquad \varphi_{2}(x) = 2\alpha\frac{1}{\sigma^3}\exp\left(-\frac{\alpha}{\sigma^2}\right)$$

Підставляючи дані щільності в вираз (1), після інтегрування отримаємо базові щільності змішаного розподілу відповідно першого $f_{b1}(x)$ (закон розподілу ймовірностей Коші, який має недоліки: відсутність дисперсії і центральних моментів вищого порядку [3]),

$$f_{b1}(x) = \frac{\sqrt{\alpha}}{\sqrt{2\pi}}\frac{1}{\left(\frac{x^2}{2}+\alpha\right)} \qquad f_{b2}(x) = \frac{\alpha}{2\sqrt{2}}\frac{1}{\left(\frac{x^2}{2}+\alpha\right)^{\frac{3}{2}}}$$

Диференціюючи два отриманих рівняння за параметром α, можна отримати безліч щільності змішаного закону розподілу ймовірностей похибок, що виражаються в явному вигляді:

$$f_1(x) = \frac{2^n\alpha^{n+\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi}\,1\cdot 3\cdots(2n-1)}\frac{1}{\left(\frac{x^2}{2}+\alpha\right)^{n+1}} \qquad (2)$$

$$f_2(x) = \frac{1\cdot 3\cdots(2n+1)\alpha^{n+1}}{\sqrt{2}\,2^{n+1}n!}\frac{1}{\left(\frac{x^2}{2}+\alpha\right)^{n+1.5}} \qquad (3)$$

де α – масштабний параметр;
n– істотний параметр.

Вираз (2) є щільністю розподілу ймовірностей змішаного закону.

Вираз (3) змішаного закону другого типу, для яких характерна наявність "важких хвостів", причому з ростом істотного параметра змішаний закон розподілу наближається до нормального закону.

Висновки. Аналіз законів розподілу ймовірностей показав недоліки змішаних законів розподілу є те, що вони не належать ні до стійких, ні до безмежно-ділених законам і, тому, не можуть бути використані в разі залежних похибок вимірювань.

Запропоновано використовувати змішані закони розподілу ймовірностей для випадкових похибок для складових інформаційних систем в галузі телекомунікації для більш надійної роботи інформаційних систем.

Література

1. Інформаційні технології: сучасний стан та перспективи : монографія / Г.В. Альошин, О.О. Бесонов, Н.О. Пунченко та ін. ; за заг. ред. В.С. Пономаренка. – Харків : ТОВ «ДІСА ПЛЮС», 2018. – 462 с.

2. Пунченко Н. О. Швидкодійний аналого-цифровий перетворювач з розширеним динамічним діапазоном / Г.Г. Бортник, Н.О. Пунченко, О.Г. Бортник // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – 2015. – № 3. – С. 99–104.

3. Пунченко Н. О. Вплив законів розподілу ймовірностей на вимірювання в галузі телекомунікацій / Н.О. Пунченко// VII Міжнародна науково-практична конференція «Фізико-технологічні проблеми передавання, оброблення та зберігання інформації в інфокомунікаційних системах», 8–10 листопада 2018 року м. Чернівці. – С. 47.

References

1. Informatsiini tekhnolohii: suchasnyi stan ta perspektyvy : monohrafiia / H.V. Aloshyn, O.O. Besonov, N.O. Punchenko ta in. ; za zah. red. V.S. Ponomarenka. – Kharkiv : TOV «DISA PLIuS», 2018. – 462 s.

2. Punchenko N. O. Shvydkodiinyi analoho-tsyfrovyi peretvoriuvach z rozshyrenym dynamichnym diapazonom / H.H. Bortnyk, N.O. Punchenko, O.H. Bortnyk // Vymiriuvalna ta obchysliuvalna tekhnika v tekhnolohichnykh protsesakh. – 2015. – № 3. – S. 99–104.

3. Punchenko N. O. Vplyv zakoniv rozpodilu ymovirnostei na vymiriuvannia v haluzi telekomunikatsii / N.O. Punchenko// VII Mizhnarodna naukovo-praktychna konferentsiia «Fizyko-tekhnolohichni problemy peredavannia, obroblennia ta zberihannia informatsii v infokomunikatsiinykh systemakh», 8–10 lystopada 2018 roku m. Chernivtsi. – S. 47.

Рецензія/Peer review : 22.1.2019 р. Надрукована/Printed :16.2.2019 р.
Рецензент: д.т.н., доц. Полікаровських О.І.