

ISSN 0132-4713

МЕТРОЛОГИЯ 2016 №3

Ежеквартальное
приложение
к научно-
техническому
журналу
“ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ
ТЕХНИКА”

СО Д Е Р Ж А Н И Е

ОБЩИЕ ВОПРОСЫ МЕТРОЛОГИИ И ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ

А. А. Данилов. Развитие измерительных систем и их метрологического обеспечения	3
О. А. Бонюра, И. П. Захаров. Влияние закона распределения показаний средств измерений на точность оценок неопределённости измерений	12
В. Ю. Кондаков, В. С. Крылов, Э. М. Шейнин. Повышение достоверности метрологического контроля многоканальных измерительных систем	18

ЛИНЕЙНЫЕ И УГЛОВЫЕ ИЗМЕРЕНИЯ

М. И. Этингер. Приборы активного контроля для шлифовальных станков: состояние и перспективы развития	23
--	----

ОПТИКО-ФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

К. И. Гасанзаде. Построение информационно-измерительной системы для оптического измерения и оценки основных параметров нефти и нефтепродуктов	29
---	----

МЕДИЦИНСКИЕ И БИОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

Ю. А. Кудяров, Е. В. Кулябина, О. Н. Мелкова, М. В. Зеленкова, А. Н. Паньков. Анализ нормативного обеспечения измерений каталитической активности биологических и химически активных веществ	36
--	----

ФИЗИКО-ХИМИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

Р. Б. Шаевич. Обеспечение правильности результатов измерений малых и ультрамалых содержаний компонентов в веществах, материалах и средах. Ч. I. Состояние проблемы	46
--	----

Содержание на английском языке см. на 3-й стороне обложки

Редакция журнала «Измерительная техника»

Свидетельство о регистрации ПИ № ФС77-21573 от 15.07.2005 г.

Адрес редакции: 119361 Москва, ул. Озёрная, 46, ФГУП «ВНИИМС»; тел. +7 (495) 781-48-70;
e-mail: izmt@vniims.ru; izmt@yandex.ru;

www.vniims.ru/izmt-technika.html

Адрес для переписки: 119361 Москва, ул. Озёрная, 46,

ФГУП «ВНИИМС» редакция журнала «Измерительная техника»

Редактор И. В. Емельянова

Корректор М. В. Букина

Компьютерная верстка И. А. Остапенко

Сдано в набор 10.08.2016. Подписано в печать 25.08.2016. Формат 60×84¹/₁₆. Бумага офсетная. Гарнитура Таймс. Печать офсетная. Усл. п. л. 3,95. Уч.-изд. л. 3,50. Тир. 220 экз. Зак. 1531.

Калужская типография стандартов, 248021 Калуга, ул. Московская, 256

© Измерительная техника, 2016

ВЛИЯНИЕ ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПОКАЗАНИЙ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ НА ТОЧНОСТЬ ОЦЕНОК НЕОПРЕДЕЛЁННОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ

О. А. БОЦЮРА, И. П. ЗАХАРОВ

Харьковский национальный университет радиоэлектроники,
Харьков, Украина, e-mail: newzip@ukr.net

Исследованы относительные погрешности оценивания стандартной и расширенной неопределённости, возникающие при отличии распределения показаний средства измерения от нормального закона.

Ключевые слова: стандартная неопределённость измерения, расширенная неопределённость, закон распространения распределений, распределение Стьюдента.

The relative errors of the standard and expanded measurement uncertainty evaluation arising from the difference of the measuring instrument readings distribution from the Gaussian were investigated.

Key words: standard measurement uncertainty, expanded uncertainty, law of propagation of distributions, t-distribution.

В основу оценивания неопределённости измерений положен так называемый «модельный подход GUM» [1], базирующийся на математической модели зависимости искомой в измерительной задаче выходной величины Y от соответствующих входных величин $X_1, X_2, \dots, X_m$:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_m). \quad (1)$$

При этом за оценку каждой измеряемой входной величины X_j по показаниям средства измерений (СИ) $x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jn}$ принимают их среднее арифметическое $\bar{x}_j$, а за оценку стандартной неопределённости типа A — выборочное стандартное отклонение среднего арифметического $s(\bar{x}_j) = s_j / \sqrt{n}$, где s_j — выборочное среднее квадратическое отклонение [2]. Аналогичным образом поступают и в отношении выходной величины Y , которую определяют как результат преобразования средних арифметических показаний СИ, измеряющих входные величины, или как среднее арифметическое результатов преобразования отдельных одновременных показаний СИ [1].

В [1] такой выбор оценок обосновывают принципом максимума энтропии [3, 4] и центральной предельной теоремой теории вероятностей, полагая закон распределения математического ожидания наблюдаемой изменчивости показаний СИ априори нормальным.

В процессе применения GUM [1] рабочей группой № 1 Объединённого комитета по подготовке руководств в метрологии (JCGM) было выяснено и зафиксировано в Руководстве JCGM-104 [5], что «существуют измерительные ситуации, при которых способ оценивания неопределённости по GUM не может считаться удовлетворительным. Это справедливо, в том числе, если функция измерений нелинейна, распределения вероятностей для входных величин асимметричны, $|c_1|u(x_1), \dots, |c_N|u(x_N)$, дающие вклад в неопределённость не являются величинами приблизительно одного порядка, распределение вероятностей для выходной величины либо асимметрично, либо существенно отличается от нормального распределения или t -распределения.

Иногда заранее трудно решить, позволяет ли данная измерительная задача применять способ оценивания неопределённости по GUM».

Эти случаи обусловлены основными источниками неопределённости в рассматриваемой измерительной задаче — неадекватностью модели (1), отсутствием надёжной информации о виде распределения результатов многократных измерений входных величин и связанными с этим проблемами оценивания параметров этих распределений.

Данные вопросы в GUM [1] длительное время относили к этапу формулировки измерительной задачи и не рассматривали. В настоящее время JCGM разрабатывает Дополнение 3 к GUM [6] с целью более подробного обоснования вероятностных свойств моделей вида (1) и расширения перечня возможных распределений для описания величин.

В настоящее время в рамках модельного подхода GUM [1] наиболее точно неопределённости измерений оценивают с помощью так называемого закона распространения распределений, реализуемого методом Монте-Карло [7]. Согласно этому закону информация о выходной величине извлекается из её плотности распределения вероятности (ПРВ) $g(Y)$. Значение $g(Y)$ получают в результате преобразования ПРВ входных величин $g(X_j)$, осуществляемого на основе принятой математической модели (1). Таким образом, на точность оценивания неопределённости измерений влияет выбор вида ПРВ $g(X_j)$.

Закон распределения	Границы исходных равномерных распределений	Функция обратного преобразования
Арсинуса	$[-1; 1]$	$X = \sqrt{2} \sin[\pi(Z - 0,5)]$
Равномерный	$[-\sqrt{3}; \sqrt{3}]$	Без преобразования
Треугольный	$[-\sqrt{1,5}; \sqrt{1,5}]$	$X = Z_1 + Z_2$
Двойной экспоненциальный	$[0; 1]$	$X = \begin{cases} \frac{\ln(2Z)}{\sqrt{2}}, & \text{если } Z \in [0; 0,5] \\ -\frac{\ln[2(1-Z)]}{\sqrt{2}}, & \text{если } Z \in [0,5; 1] \end{cases}$

Т а б л и ц а 2
Значения α^* для разных законов распределения показаний СИ

n	Закон распределения				Двойной экспоненциальный
	Арсинуса	Равномерный	Треугольный	Нормальный	
4	5,503	2,234	1,767	1,732	1,495
5	2,448	1,645	1,435	1,414	1,292
6	1,744	1,427	1,306	1,291	1,216
7	1,457	1,315	1,237	1,225	1,171
8	1,319	1,240	1,193	1,183	1,147
9	1,240	1,195	1,163	1,155	1,124
10	1,191	1,163	1,140	1,134	1,109

коэффициенты (табл. 2):

$$\alpha^* = \sqrt{\frac{1}{(N-1)} \sum_{j=1}^N (T_j - \bar{T})^2},$$

$$\text{где } \bar{T} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N T_j.$$

Далее по вариационному ряду значений T_j для его порядковых статистик уровней 0,025N и 0,975N вычисляли коэффициенты

Метрология № 3, 2016

Далее согласно [8] методом Монте-Карло проанализировано влияние закона распределения на точность оценивания стандартной и расширенной неопределённости выходной величины уравнения (1) при неизвестных математическом ожидании и дисперсии ряда показаний СИ.

Наблюдаемой входной величине X, используя теорему Байеса, можно приписать нецентральное масштабированное распределение Стюдента с числом степеней свободы $v = n-1$ и ПРВ вида [7]:

$$g_x(\xi) = \frac{\Gamma(n/2) \left\{ 1 + (n-1)^{-1} \left[(\xi - \bar{x}) \sqrt{n/s} \right]^2 \right\}^{-n/2}}{\Gamma((n-1)/2) \sqrt{(n-1)/\pi} (s/\sqrt{n})}, \quad (2)$$

где $\Gamma(\cdot)$ — гамма-функция.

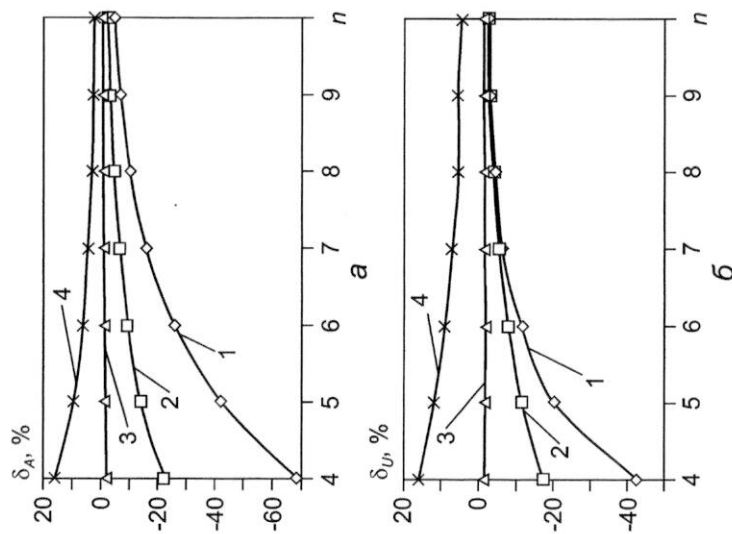
Распределение (2) при $n > 3$ имеет математическое ожидание и стандартное отклонение $s(x) \sqrt{n-1/[(n-3)n]}$, которое больше оценки стандартной неопределённости среднего арифметического $s(\bar{x})$ [1] в $\alpha_n = \sqrt{(n-1)/(n-3)}$ раз. Если гипотеза о нормальном распределении показаний СИ несправедлива, то коэффициенты α^* будут отличаться от коэффициентов α_n . В этом случае коэффициенты Стюдента $t_{0,95;v}^*$ также будут отличаться от рассчитанных значений $t_{0,95;v}$. В [9] показано, что при доминирующем вкладе неопределённости по типу А расширенная неопределённость для вероятности охвата 0,95 будет определяться как $U_{0,95} = t_{0,95;v} s(\bar{x})$.

В настоящей работе коэффициенты $\alpha^*, t_{0,95;v}^*$ для аномальных законов распределения получены методом Монте-Карло на основе обратных функций распределений вероятностей (табл. 1) с использованием пакета MathCAD [7] для законов арксинуса, равномерного, треугольного и двойного экспоненциального. Выборки объёма $n = 4...10$ моделировались $N = 10^6$ раз. Для каждой j-й выборки вычисляли параметр $T_j = \bar{x}_j/s_j(\bar{x})$, массив значений которого описывался распределением Стюдента с $v = n-1$ степенями свободы, и находили

Метрология № 3, 2016

Значения коэффициентов $t_{0,95;v}^*$ для разных законов распределения показаний СИ

n	Арсинуса	Равномерный	Треугольный	Нормальный	Двойной экспоненциальный
4	5,53	3,84	3,23	3,18	2,74
5	3,48	3,14	2,83	2,78	2,49
6	2,90	2,79	2,62	2,57	2,36
7	2,61	2,59	2,49	2,45	2,29
8	2,47	2,46	2,40	2,36	2,24
9	2,38	2,37	2,34	2,31	2,19
10	2,33	2,32	2,29	2,26	2,16



Относительные погрешности вычислений стандартной неопределённости типа А $\delta_A(a)$ и расширенной неопределённости $\delta_U(b)$ для разных законов распределения показаний СИ:

1 — арксинуса; 2 — равномерного; 3 — треугольного; 4 — двойного экспоненциального

Стьюдента $t_{0,95;n-1}^* = (T_{0,975N} - T_{0,025N})/2$, значения которых приведены в табл. 3. Полученные по этим данным зависимости относительной погрешности оценок стандартной и расширенной неопределённости от вида распределения вероятностей и объёма выборки приведены на рисунке.

Анализ результатов статистического моделирования показывает, что при минимальном объёме выборки $n=4$ относительная погрешность оценивания стандартной неопределённости по типу А на основе гипотезы о нормальном распределении многократных показаний СИ достигает в случае фактических законов распределения арксинуса, равномерного, треугольного и двойного экспоненциального соответственно 69; 22; 2 и 16 %. Соответственно погрешности оценивания расширенной неопределённости при доминирующем вкладе неопределённости по типу А составляют 43; 17; 1,6 и 16 %. С увеличением числа измерений указанные погрешности уменьшаются и при $n=10$ составляют порядка 5 %.

Таким образом, планируемая Объединённым комитетом по руководствам в метрологии JCGM разработка Дополнения 3 к GUM является актуальной задачей. Также важно исследование влияния на точность оценивания неопределённости измерений и выбора вида распределений вероятностей по более широкому перечню.

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. ГОСТ Р 54500.3—2011 / Руководство ИСО/МЭК 98-3:2008. Неопределённость измерения. Ч. 3. Руководство по выражению неопределённости измерения.
2. Jaynes E.T. Information theory and statistical mechanics // Phys. Rev. 1957. V. 106. P. 620—630.
3. Shannon C. E. A mathematical theory of information // Bell Systems Tech. J. 1948. V. 27. P. 623—656.
4. Новицкий П. В., Зюграф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. Л.: Энергоатомиздат, 1991.
5. JCGM 104:2009. Evaluation of measurement data — An introduction to the «Guide to the expression of uncertainty in measurement» and related documents.

6. **JCGM 103** Evaluation of measurement data — Supplement 3 to the «Guide to the expression of uncertainty in measurement» — Developing and using measurement models.

7. **JCGM 101:2008**. Evaluation of measurement data — Supplement 1 to the «Guide to the expression of uncertainty in measurement» — Propagation of distributions using a Monte Carlo method.

8. **Захаров И. П., Штефан Н. В.** Алгоритмы эффективного и достоверного оценивания неопределённости измерений по типу А // Измерительная техника. 2005. № 5. С. 9—15.

9. **Béger В.** Информация об измеряемой величине как основа формирования функции плотности вероятности // Измерительная техника. 2003. № 9. С. 3—9.

Дата принятия: 29.06.2016.

621.317

ПОВЫШЕНИЕ ДОСТОВЕРНОСТИ МЕТРОЛОГИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ МНОГОКАНАЛЬНЫХ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИСТЕМ

В. Ю. КОНДАКОВ, В. С. КРЫЛОВ, Э. М. ШЕЙНИН

Сибирский государственный научно-исследовательский институт метрологии,
Новосибирск, Россия, e-mail: kondakov@snim.ru

Рассмотрены вопросы поверки многоканальных измерительных систем.

Ключевые слова: автоматизированные системы, измерительные системы, достоверность контроля.

Questions of checking of multi-channel measuring systems are considered.

Key words: the automated systems, measuring systems, metrological providing, the accuracy of the control.

Изменение Федерального закона «Об обеспечении единства измерений» (включение измерений, выполняемых при учёте энергоресурсов, отдельным пунктом в перечень измерений относящихся к сфере государственного регулирования) существенно стимулировало разработку метрологического обеспечения автоматизированных информационных метрологических систем (АИИС) учёта электроэнергии, газа, тепловой энергии и теплоносителя [1]. Такие системы активно раз-

рабатывают как для серийного выпуска, так и в качестве типовых проектов. Сведения о типовых проектах АИИС содержит раздел «Сведения об утвержденных типах средств измерений» Государственного реестра средств измерений (СИ) Федерального информационного фонда по обеспечению единства измерений (ФИФ ОЕИ).

Автоматизированные информационно-измерительные системы предназначены для коммерческого учёта энергоресурсов в секторе жилищно-коммунального хозяйства, где большое количество измерительных каналов (тысячи и десятки тысяч) рассредоточены в пределах одного или нескольких населённых пунктов. Такие системы получили название большие [2].

Легитимное использование измерительных систем утверждённого типа (типовых проектов) после их монтажа на месте эксплуатации предполагает проведение первичной и периодических поверок. Это верно и в отношении АИИС, утверждаемых в качестве единичных экземпляров СИ.

Метрологическое обеспечение многоканальных измерительных систем (в особенности больших систем) отличается трудоёмкостью поверки, которая может во много раз превышать трудоёмкость их испытаний в целях утверждения типа. Для испытаний достаточно подтверждать технических и метрологических характеристик измерительного канала (ограниченной выборки для однотипных каналов вне зависимости от их количества), а при поверке — метрологических характеристик каждого измерительного канала.

Отсутствие в «Едином перечне измерений относящихся к сфере государственного регулирования ОЕИ» обязательных требований к измерениям, выполняемым с применением АИИС, позволяет энергоснабжающим организациям не проводить первичную поверку типовых АИИС, а поверять только отдельные измерительные компоненты, а также использовать АИИС не утверждённого типа.

В последнее время делаются попытки разработки методик, предусматривающих снижение трудоёмкости поверки. Методики поверки больших систем учёта электрической энергии (АИИС КУЭ) ООО «Матрица», Сервисного центра «Энергия» допускают выборочный контроль измерительных каналов, дистанционную поверку. Методы автоматизации поверки в них основаны на упрощённых процедурах подтверждения достоверности (достоверизации) передаваемых по каналам связи результатов измерений. В то же время большинство методик