

10. Bliss C. I., Cochran W. G., Tukey J. W. A rejection criterion based upon the range // *Biometrika*. 1956. V. 43. P. 418—422.
11. Leslie R. T., Brown B. M. Use of range in testing heterogeneity of variance // *Biometrika*. 1966. V. 53. P. 221—227.
12. Overall J. E., Woodward J. A. A simple test for heterogeneity of variance in complex factorial design // *Psychometrika*. 1974. V. 39. P. 311—318.
13. Overall J. E., Woodward J. A. A robust and powerful test for heterogeneity of variance. Texas: University of Texas Medical Branch Psychometric Laboratory, 1976.
14. Лемешко Б. Ю., Постовалов С. Н. Компьютерные технологии анализа данных и исследования статистических закономерностей: учебное пособие. Новосибирск: НГТУ, 2004.
15. ISW-Программная система статистического анализа одномерных случайных величин. [Электрон. версия] <http://ami.nstu.ru/~headrd/ISW.htm> (дата обращения 23.01.2016).

16. Лемешко Б. Ю. Критерии проверки гипотез об однородности. Руководство по применению. М.: ИНФРА-М, 2017.
17. Lee H. B., Katz G. S., Restori A. F. A Monte Carlo Study of Seven Homogeneity of Variance Tests // *J. Mathematics and Statistics*. 2010. V. 6. N. 3. P. 359—366.
18. Conover W. J., Johnson M. E., Johnson M. M. A comparative study of tests for homogeneity of variances, with applications to the outer continental shelf bidding data // *Technometrics*. 1981. V. 23. N. 4. P. 351—361.
19. Lim T. S., Loh W. Y. A comparison of tests of equality of variances // *Computational Statistics & Data Analysis*. 1996. V. 22. N. 5. P. 287—301.

Дата принятия: 27.07.2016.

389.14:53.083

Оценивание апостериорной достоверности поверки средств измерений характеристик ионизирующих излучений

Е. Е. НЕВСКАЯ

Национальный исследовательский центр «Курчатовский институт»,
Москва, Россия, e-mail: Nevskaya_EE@nrcki.ru

Рассчитана апостериорная достоверность поверки средств измерений в условиях неравноточности измерений допусковых систем контроля и реализовано оценивание этой величины программными средствами.

Ключевые слова: контурное оценивание, программное обеспечение, апостериорная достоверность поверки.

The problem of calculating a posteriori reliability of calibration of measuring instruments in terms of unequal accuracy in tolerance control systems and its realization by software is considered.

Key words: contours estimation, software, a posteriori reliability of calibration.

Основная метрологическая характеристика средств измерений (СИ) — погрешность — представляет распределение вероятностей возможных значений погрешности СИ в виде свёртки распределений её составляющих, вид и параметры которой являются функциями измеряемой величины [1]. Методы построения свёртки и оценивания апостериорной достоверности P_a поверки СИ рекомендованы в [2]. При этом согласно методике [3] «в качестве функции плотности распределения вероятностей составляющих погрешности измерений, для которых известны только пределы допускаемых значений... принимают закон равномерной плотности, если отсутствует информация об ином виде распределения».

Большинство методик поверки СИ характеристик ионизирующих излучений предписывает принимать в качестве показаний поверяемого прибора в каждой поверочной точке среднее арифметическое результатов измерений, что соответствует априорному принятию гипотезы об их так называемом «нормальном» распределении.

В соответствии с [4] результат измерения величины определяется как множество значений, приписываемых измеряемой величине вместе с любой другой доступной и существенной информацией. Это дает возможность оценивать

качество поверки экземпляра СИ, опираясь на P_a , по оперативной характеристике. Данная характеристика согласно [5] определена как доля распределения вероятностей нормализованной основной погрешности в пределах допуска, оценённая по данным протокола поверки.

Эффективным методом оценивания P_a по доверительной вероятности с учётом протокола поверки СИ, установленных параметров методики поверки и требований государственной поверочной схемы является метод контурного оценивания [1, 2]. Он позволяет учесть кроме погрешности рабочего эталона погрешность неадекватности функции распределения вероятностей, принятой для описания случайной составляющей основной погрешности. При небольшом количестве измерений метод достаточно просто реализуем графически в ходе ежегодных проверок качества выполняемых работ и пригодности методик, применяемых поверочной лабораторией, согласно стандарту [6]. При наличии у поверителя автоматизированных рабочих мест метод контурного оценивания апостериорной достоверности поверки СИ реализуется программными средствами, тем самым обеспечиваются сплошной контроль и документирование качества поверочных, а в случае необходимости и калибровочных работ.

Особенностью многих методик поверки является неравноточность измерений. Она вызвана переменным соотношением между границами погрешности средств поверки и пределами допускаемых погрешностей поверяемых СИ. Это обстоятельство при большом числе измерений требует автоматизации процедуры вычисления P_a поверки с использованием смесей распределений согласно [2, п. 4.5]. Поэтому в данной статье представлена программа, предназначенная для автоматизации оценивания P_a поверки СИ в условиях неравноточности измерений.

Программы контурного оценивания. Контурное оценивание погрешности СИ по данным их поверки или калибровки связано со структурно-параметрической идентификацией свёрток распределений составляющих погрешности и предполагает:

установление параметров методики поверки или калибровки СИ с учётом требований [5];

преобразование статистического ряда данных протокола в ряд нормализованных ранговых значений согласно [2, п. 4.2];

построение математической модели систематической составляющей функции погрешности в соответствии с [7, раздел 6] по программам «ММК—стат» или «ММК—стат М»;

представление результатов нормализации статистической функцией распределения для случая равноточных измерений или смесью распределений вероятностей согласно [2, п. 4.5] для случая неравноточных измерений;

выдвижение гипотез о виде распределения функции распределения вероятностей эквивалентной статистической функции распределения, в том числе усеченной, в соответствии с [2, Приложение А];

параметрическую идентификацию гипотетических распределений для описания статистической функции распределения по критериям максимума вероятности согласия [7], минимума расстояния Колмогорова или среднего абсолютного отклонения (САО) [2] и минимума MD-оценок [8];

выбор наиболее правдоподобного гипотетического распределения вероятностей по критерию минимума погрешности неадекватности [7];

определение оперативной характеристики как оценки апостериорной достоверности поверки СИ согласно [5, Приложение 1] или установление при калибровке границ погрешности СИ в соответствии с нормами доверительной вероятности, указанными в стандарте [9].

Метод контурного оценивания для равномерного распределения и распределений Лапласа, Гаусса и Коши на основе аналитических оценок параметров одним из первых был реализован в программе «ММИ—Поверка» [10]. При этом выбор наиболее правдоподобного распределения вероятностей осуществлялся по критериям максимума вероятности

согласия и минимума расстояния Колмогорова или САО, а при построении свёртки использовались доверительные границы оценок параметров рассеяния.

Программа «ММИ—Поверка 2.0» [11] дополнила набор гипотетических распределений программы «ММИ—Поверка» двойным экспоненциальным распределением с параметром формы $a = 4$. При этом все распределения с бесконечными «хвостами» были усечены, параметрическая идентификация проводилась по критерию минимума САО гипотетического распределения от срединных точек статистической функции распределения, а структурная — по минимуму размаха погрешности неадекватности. В отчёте о результатах поверки строились статистическая функция распределения данных протокола и распределение свёртки составляющих основной погрешности.

Программа «Контур-КИ». Рассматриваемая программа [12] дополнила набор гипотетических распределений программы «ММИ—Поверка 2.0» усечённым распределением Трубицына, в ней реализована обработка данных в двух режимах — равноточном и неравноточном. При этом процедура нормализации данных встроена в основную программу, а в отчёте дополнительно отображаются характеристики погрешности неадекватности для каждого распределения из набора. Программа выполнена в среде программирования National Instruments LabVIEW и совместима с операционной системой Microsoft Windows, начиная с версии Windows XP SP3.

В режиме неравноточных измерений статистическая функция распределения данных протокола имеет вид

$$F(x) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left\{ \frac{1(x - x_{2n-1}) - 1(x - x_{2n})}{2\theta_{R2}(x_{2n-1})} (x - x_{2n-1}) + 1(x - x_{2n}) \right\},$$

где N — количество измерений при поверке; $\theta_{R2}(x_{2n-1})$ — нормализованный параметр рассеяния равномерного распределения элемента смеси в n -й поверочной точке; $1(\cdot)$ — единичная ступенчатая функция; x — нормализованная переменная статистической функции распределения; x_{2n-1} , x_{2n} — левая и правая границы элемента смеси распределений соответственно.

Рассмотрим пример периодической поверки дозиметра-радиометра ДКС-96 с блоком детектирования БДЗБ-96 для измерения плотности потока β -излучения, технические характеристики прибора приведены в [13]. Согласно методике [13] необходимо провести по пять измерений в поверочных точках, в которых эталонными источниками β -излучения типа 6СО воспроизводятся плотности потока 40,9; 326; 4341,3 мин⁻¹·см⁻² с относительной погрешностью не более ± 6 % при доверительной вероятности $P = 0,95$. Результаты поверки в режиме неравноточных измерений представлены в табл. 1.

Таблица 1

Результаты поверки дозиметра-радиометра ДКС-96 с блоком детектирования БДЗБ-96

j	Источник	Данные измерений в поверочной точке, мин ⁻¹ ·см ⁻²					$\bar{P}_j$, %
		$n = 1$	$n = 2$	$n = 3$	$n = 4$	$n = 5$	
1	6СО № 0427	47,87	40,669	54,538	48,67	43,603	15,1
2	6СО № 0428	335,54	348,56	352,56	348,55	335,54	5,6
3	6СО № 0429	4300,4	4234,7	4457,2	4270,2	4278,2	0,8

Основную относительную погрешность измерений плотности потока β -излучения согласно [13] рассчитывают по формуле

$$\Theta_j = \left| (\bar{P}_j - P_{0j}) / P_{0j} \right| \cdot 100,$$

где $\bar{P}_j$, P_{0j} — соответственно среднее арифметическое показаний дозиметра-радиометра и опорное значение плотности потока в j -й точке диапазона.

Таблица 2

Итоговый отчёт по программе «Контур-КИ»
в режиме неравноточных измерений

Вид распределения	Размах погрешности неадекватности	CAO	P_{bam}	Параметр положения	Параметр рассеяния	P_a
Коши	0,157221	0,008653	0,074726	0,158108	0,344597	0,925274
Гаусса	0,484434	0,019898	0,075111	0,203307	0,381591	0,924889
Лапласа	0,185350	0,008351	0,076495	0,152804	0,427075	0,923505
Экспоненциальное ($a=4$)	0,700718	0,024280	0,113667	0,225307	0,535591	0,886333
Трубицына	0,797493	0,010606	0,141269	1,578438	0,352581	0,858731
Равномерное	0,673187	0,160783	0,150064	0,578668	1,001442	0,849936

Таблица 3

Итоговый отчёт по программе «Контур-КИ»
в режиме равноточных измерений

Вид распределения	Размах погрешности неадекватности	CAO	P_{bam}	Параметр положения	Параметр рассеяния	P_a
Коши	0,602393	0,044113	0,099773	0,052772	0,324517	0,900227
Лапласа	0,641868	0,044973	0,103629	0,036469	0,403241	0,896371
Трубицына	0,655027	0,049626	0,105083	-0,586562	0,358581	0,894917
Гаусса	0,775097	0,053482	0,135214	0,032878	0,391625	0,864786
Равномерное	0,888382	0,215528	0,148261	0,620266	0,821577	0,851739
Экспоненциальное ($a=4$)	0,952273	0,057857	0,196438	0,142878	0,362625	0,803562

Результаты расчётов по программе «Контур-КИ» в режиме неравноточных измерений представлены в табл. 2 с указанием наибольшей вероятности ошибочного признания годным дефектного экземпляра СИ P_{bam} [5].

Оценка апостериорной достоверности поверки в рассмотренном примере не превышает 0,93 (см. табл. 2, выделенное значение). Это не соответствует требованиям стандарта [14] по доверительной вероятности $P = 0,95$. Итоговый отчёт в режиме равноточных измерений с использованием наибольшего значения предела допускаемой основной относительной погрешности дозиметра-радиометра ДКС-96 представлен в табл. 3.

В этом режиме апостериорная достоверность поверки составила практически 0,9. При этом размах погрешности неадекватности в режиме равноточных измерений составил примерно 0,602, а для неравноточных измерений — 0,157 (см. табл. 2, 3, выделенные значения).

По результатам оценивания для обоих режимов измерений апостериорная достоверность поверки не соответствует требованиям стандарта [14] по доверительной вероятности. Наибольший вклад в отрицательный результат поверки вносит случайная составляющая погрешности измерений, т. е. разброс показаний в первой и отчасти во второй поверочных точках. По итогам использования программы «Контур-КИ» данный экземпляр дозиметра-радиометра ДКС-96 необходимо отрегулировать. Тем не менее, согласно критериям [13] его следовало бы признать годным.

В целом более подробная информация о характеристиках погрешности эталонных источников ионизирующего излучения и нормах погрешности поверяемых дозиметров при расчётах по программе «Контур-КИ» позволяет уточнить оценку апостериорной достоверности их поверки и снизить не только вероятность ошибочного признания годными дефектных экземпляров СИ, но и вероятность ошибочной отбраковки годных.

Л и т е р а т у р а

1. Левин С. Ф. Обеспечение единства измерений при поверке средств измерений // Измерительная техника. 2005. № 8. С. 14—18.
2. МИ 2916—2005. ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.
3. МИ 1317—2004. ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Формы представления. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров.

4. РМГ 29—2013. ГСИ. Метрология. Основные термины и определения.

5. МИ 187—86. МУ ГСИ. Средства измерений. Критерии достоверности и параметры методик поверки.

6. ГОСТ Р ИСО/МЭК 17025—2009. Общие требования к компетентности испытательных и калибровочных лабораторий.

7. Р 50.2.004—2000. ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения.

8. Р 50.1.037—2002. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть II. Непараметрические критерии.

9. ГОСТ 8.061—80. ГСИ. Поверочные схемы. Содержание и построение.

10. Гогин С. С. Программа «ММИ-Поверка» // Измерительная техника. 2006. № 7. С. 20—21.

11. Сулейман И. А. Методика решения измерительной задачи поверки на основе усечённых функций распределения // Измерительная техника. 2012. № 1. С. 28—30.

12. Невская Е. Е. Программное обеспечение для оценки достоверности поверки средств измерений // Инженерно-физические проблемы новой техники: Сборник материалов XII Всероссийского совещания-семинара. М.: НУК ИУ МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2016. С. 103—109.

13. ТЕ1.415313.003РЭ. Дозиметры-радиометры ДКС-96 [Электрон. версия] doza.ru>doks/radiation_control/DKS-96_UIK-0.4pdf (дата обращения: 01.05.2016).

14. ГОСТ 8.033—96. ГСИ. Государственная поверочная схема для средств измерений активности радионуклидов, потока и плотности потока альфа-, бета-частиц и фотонов радионуклидных источников.

Дата принятия: 22.06.2016.