

УДК 389.14:53.083

С.Ф. Левин

Московский институт экспертизы и испытаний, Москва, Россия

ИЗМЕНЕНИЕ № 2 РМГ 29–99 – «ИЗМЕНЕНИЕ № 1 XXI ВЕКА В МЕТРОЛОГИИ»*Рассмотрены предыстория и последствия «Изменения № 2 РМГ 29–99» в отечественной метрологии.**Ключевые слова: систематическая и случайная составляющие погрешности, доверительные и толерантные интервалы, метод многократных измерений.***Предыстория**

Согласно ГОСТ 8.207–76 [1] за результат измерения \tilde{A} было принято среднее арифметическое результатов измерений в ряду, а доверительные границы результата измерения такого рода определялись известной формулой с коэффициентом Стьюдента и средним квадратическим отклонением (СКО) «результата измерения». ГОСТ 8.061–80 [2] указал, что доверительные погрешности образцовых средств измерений характеризуют заданной из ряда {0,90; 0,95; 0,99} доверительной вероятностью, но не уточнил, как называть соответствующий интервал, и его стали называть доверительным. Не было указано, какая доверительная вероятность соответствует пределам допускаемых погрешностей. Только в МИ 1317–86 [3] отмечалось, что «возможны случаи, когда границы погрешности измерений определяются с вероятностью, равной единице».

В отзывах ещё на проект РМГ 29–99 [4] отмечалась некорректность названий, неаккуратность записи формул и ошибочность определений терминов «Рассеяние результатов в ряду измерений», «Средняя квадратическая погрешность результатов единичных измерений в ряду измерений» и «Средняя квадратическая погрешность результата измерений среднего арифметического». Ситуацию усугубила некорректная интерпретация термина «Истинное значение физической величины» как аналога абсолютной истины, которая никогда не будет известной, привязка к ней термина «Действительное значение физической величины», дублирование термином «Измерительная задача» термина «Измерение физической величины» и удвоение числа «видов» измерений по сравнению с ГОСТ 16263–70 [5] вопреки МИ 2222–92 [6].

Известно, что античная метрология основывалась на аксиомах Евклида о свойствах скалярной величины, дополненной аксиомой Архимеда: для любых чисел $0 < l \neq L > 0$ существует такое натуральное N , что $(N-1) \cdot l \leq L \leq N \cdot l$. В то время теория измерений опиралась на постулат о соответствии результатов измерений рациональным числам. И только И. Ньютон заметил, что «число есть не

столько совокупность нескольких единиц, сколько отвлеченное отношение какой-нибудь величины к другой, однородной с ней и принятой за единицу». Академик Петербургской и Берлинской академий наук Л. Эйлер и «учитель математиков 2-й половины XVIII века» (как его назвал П. Лаплас), уточнил: «при определении или измерении величин всякого рода устанавливается некоторая известная величина этого же рода, именуемая мерой или единицей и зависящая исключительно от нашего произвола. Затем определяется, в каком отношении находится данная величина к этой мере, что всегда выражается через числа, так что число является не чем иным, как отношением, в котором одна величина находится к другой, принятой за единицу». Это положение получило название принципа Ньютона–Эйлера: Физический размер меры единицы измерения с её номинальным значением не связан, размеры мер кратных и дольных единиц устанавливаются сличением.

Другими словами, истинное значение физической величины является условным, а проблема «неизвестности истинного значения физической величины» является надуманной. Но проблема несоизмеримых отрезков, сформулированная Пифагором в VI веке до новой эры, до 1872 года, до работ немецких математиков оставалась нерешенной.

«Дискуссия»

Фактическим ответом на критику РМГ 29–99 стал в качестве «международной» поддержки «аутентичный перевод на русский язык» без комментариев научного редактора т.н. «Руководства по выражению дисперсии измерения», которое ввело в отечественную метрологию новый термин «неопределенность измерения» – параметр, характеризующий дисперсию измеряемой величины. Это новое название стандартного отклонения осталось при среднем арифметическом в ряду измерений с «его СКО». В «Руководстве» подчеркивалось, что «расширенную неопределенность» не следует путать с понятием «statistical tolerance interval», которое в переводе ISO 3534-1:1993 в виде ГОСТ Р 50779.10–2000 [7] было указано как «допустимый интервал» с нечетким, мягко говоря, определением:

C.2.30 Статистический интервал охвата [ISO 3534-1, 2.61] – интервал, для которого можно с заданным доверительным уровнем констатировать, что он включает, по крайней мере, определенную часть совокупности.

ПРИМЕЧАНИЯ... 2. Его называют также «статистически допустимый интервал». Такой термин не следует использовать, так как это может вызвать путаницу с «допустимым интервалом», определенным в ISO 3534-2.

C.2.30 statistical coverage interval

An interval for which it can be stated with a given level of confidence that it contains at least a specified proportion of the population.

NOTE 2. Also called «statistical tolerance interval». This term should not be used because it may cause confusion with «tolerance interval» which is defined in ISO 3534-2:1993.

Так в метрологии был «нормативно утерян» толерантный интервал.

Ранее, ещё в 1986 году, Международный комитет мер и весов пообещал применение выражения суммарной неопределенности типа А и неопределенности типа В в виде стандартного отклонения ограничить международными сличениями и другими работами, проводимыми под его эгидой.

В 2006 году журнал «Законодательная и прикладная метрология» опубликовал статью ведущих метрологов ВНИИФТРИ [8], которая начиналась с утверждения о том, что формулы в МИ 1552–86 и МИ 2083–90 для вычисления доверительной границы погрешности результата измерения неверны. Авторы сослались на книгу [9]: «Для нахождения погрешности результата измерения надо построить композицию распределения случайных и не исключённых систематических погрешностей. Но построение композиции затруднено, поэтому используют эмпирическую формулу расчёта доверительной погрешности результата

$$\Delta(P) = t_{\Sigma} \cdot S_{\Sigma}, \quad (6.17)$$

где $t_{\Sigma} = [\Theta(P) + \varepsilon(P)] / [S(\tilde{A}) + \Theta / \sqrt{3}]$ – коэффициент, соответствующий q-му уровню значимости композиции распределений случайных и не исключённых систематических погрешностей; $S_{\Sigma} = \sqrt{S^2(\tilde{A}) + \Theta^2 / 3}$ – СКО композиции случайных и не исключённых систематических погрешностей. Вычисление доверительной погрешности результата измерения по формуле (6.17) даёт пренебрежимо малую погрешность, не превышающую 12 %. Однако это вычисление довольно громоздко».

МИ 1552-86 [10] в 2005 году были заменены на Р 50.2.038-2004 [11] с исключением приложения о неопределенности, но их общая с МИ 2083–90 [12] основа, ГОСТ 8.207–76, ещё оставался в перечне действующих нормативных документов.

Анализ [13] приложений к МИ 2083–90 показал, что правдоподобность использование в них по умолчанию распределений Гаусса привела к зави-

шению оценок точности в примере определения плотности твёрдого тела по данным измерений его массы и объёма, а также к противоречию между гипотезами нормальности и некоррелированности в зависимости от уровня значимости.

Статья специалистов ВНИИФТРИ затронула упущенную из вида в «дыму дискуссии о неопределённости» важнейшую проблему метрологии, проблему оценивания точности. Она порождена не столько преувеличением трудностей представления погрешности распределением вероятностей – композицией составляющих, сколько игнорированием вероятностного смысла доверительной вероятности, устанавливаемой государственными поверочными схемами, некорректными названиями и ошибочными определениями терминов в РМГ 29–99 [4].

«Традиционно» доводы «противников неопределённости» игнорировались, а «простые эмпирические» формулы вместо строгих соотношений теории вероятностей по суммированию неопределённых и случайных величин «хорошо смотрелись» на фоне устных «страшилок», связанных с «трудностями вычисления композиции».

Когда же в 2007 году критике подверглось введение «расширенной неопределённости» в поверку средств измерений, по нервной реакции специалистов по внедрению неопределённости в отечественные измерения выяснилось, что они оказались не в курсе, что такое «толерантный интервал». Но шумиха на страницах «Измерительной техники» быстро утихла, когда выяснилось, что «затруднения при построении композиции» легко преодолеть контурными оценками по статистикам Смирнова, а наибольшей из них является расстояние Колмогорова.

Последствия

В 2010 году появилось «Изменение № 2 к РМГ 29–99», учитывающее в некоторой степени критику 12-летней давности терминов, связанных с рядами измерений. Однако изменения в определениях терминов, применённые к термину погрешность для ряда измерений, привели к смене названий. Так, то, что считалось случайной составляющей, для среднего арифметического как оценки параметра положения распределения оказалось не-исключённой систематической, а то, что называли «СКО результатов единичных измерений», стало «обычным СКО» – оценкой параметра рассеяния.

Вместе с тем формула для доверительной границы «в случае нормального закона распределения» осталась без изменения, хотя доверительные интервалы оценок параметров положения θ_{*1} и рассеяния θ_{*2} согласно ещё ГОСТ 11.004–74 [14] и даже ГОСТ Р 50779.21–2004 [15] имеют вид

$$\theta_1 = \hat{\theta}_1 \pm t_{\alpha, \nu} \cdot s\{\hat{\theta}_1\}$$

$$\text{и } \theta_2 < \sqrt{\frac{N}{N-1} \cdot \frac{v}{\chi^2_{100(1-\alpha, v)}}} \cdot \hat{\theta}_2,$$

где $t_{\alpha, v}$ и $\chi^2(\cdot)$ – квантили уровня $\alpha = (1 - P^{1/2})/2$ распределений Стьюдента и χ^2 при $v=N-1$, P – доверительная вероятность, N – число измерений.

Изменение № 2 стало признанием того, что коэффициент Стьюдента в ранее разработанных нормативных документах использовался не по назначению. Ведь коэффициент Стьюдента входит в формулу для доверительных границ оценки параметра положения нормальной совокупности данных, характеризующих не случайную, а неисключённую систематическую составляющую композиции.

Для случайной составляющей применяют коэффициенты доверительных границ оценки параметра рассеяния на основе распределения χ^2 . При этом формула (9.8) РМГ 29-99 для суммарного СКО среднего арифметического не отличается от формулы для суммарной стандартной неопределённости.

И в 2011 году ГОСТ 8.736–2011 [16] заменил «среднее арифметическое» как «результат измерения» «оценкой измеряемой величины». Только вот формулы «новой» версии стандарта, теперь уже по многократным измерениям, остались без изменений.

А 1 октября 2011 года ГОСТ Р 54500.3–2011 [17] произвёл «Великую октябрьскую статистическую революцию» в метрологии [18] и придал «Руководству по выражению неопределённости измерения» [19] статус нормативного документа. При этом dispersion было заменено «разбросом» и дано такое определение, отсутствующее в оригинале:

«С.2.30 **толерантный интервал** – интервал, для которого можно утверждать с определенной доверительной вероятностью, что он содержит долю генеральной совокупности, не меньшую заданной»¹.

Кроме того, то, что совокупности бывают выборочными и генеральными, а кроме доверительных интервалов существуют еще и толерантные интервалы, для которых тоже устанавливается доверительная вероятность, – тоже заслуга новых переводчиков «Руководства».

Однако формулы стандарта не изменились.

Так разработчики, переводчики и научный редактор перевода анонимного «Руководства по выражению неопределённости измерения» [19] оказались «не в курсе» определения tolerance interval в математической статистике. А в «статистическую неграмотность» авторов зарубежных книг по математической статистике верится с трудом.

Следует заметить, что ГОСТ 8.736–2011 [16] отличился ещё по ряду «вопросов».

Во-вторых, «под многократными измерениями понимают не менее четырех измерений». Первая попытка внедрения этой «идеи» была предпринята в названии проекта Р 50.2.038-2004 [20], которое начиналось словами «Измерения прямые однократные с ограниченным числом измерений».

Во-вторых, «в качестве основной числовой характеристики случайного рассеяния результатов измерений принята дисперсия $D = \sigma^2$ или стандартное отклонение σ », но доверительные границы случайной погрешности оценки измеряемой величины « $\varepsilon = t S / \sqrt{n}$ », где t – коэффициент Стьюдента.

В-третьих, несмотря на то, что ещё в пояснительной записке к проекту стандарта его разработчики заверили, что стандарт не имеет никакого отношения к «концепции неопределённости», представленные в нем формулы на основе разложения в ряд Тейлора, дублируют «Руководство».

В-четвертых, ГОСТ 8.736–2011 [16] содержит модельный пример его применения в ситуации, когда число измерений $N = 15$ (табл. 1), т.е. когда гипотеза «нормальности» не проверяется, но подразумевается, что оно должно быть таковым.

Таблица 1

Данные примера из ГОСТ Р 8.736–2011

j	x_j	j	x_j	j	x_j	j	x_j	j	x_j
1	15,61	4	22,28	7	24,59	10	27,59	13	29,34
2	20,71	5	23,22	8	26,18	11	27,88	14	30,86
3	21,68	6	24,14	9	26,23	12	28,74	15	32,08

Результаты анализа этого примера по критерию среднего абсолютного отклонения \bar{d} [21] приведены в табл. 2. Не трудно заметить, что в рамках метода квантилей и метода максимального правдоподобия (ММП) наиболее правдоподобным среди типовых неусечённых распределений действительно является распределение Гаусса.

Таблица 2

Характеристики оценок распределений

Распределение	Метод оценивания	параметр положения	параметр рассеяния	\bar{d}
Лапласа	максимального правдоподобия	26,18	3,366	0,04259
Коши	квантилей	26,18	3,23	0,05366
Гаусса	ММП	25,408(6)	4,1774392	0,02211
Гаусса	ММП с поправкой	25,408(6)	4,32406037	0,02245
Гаусса	ГОСТ Р 8.736–2011	25,4087	4,3241	0,02245
Гаусса	наименьших модулей	25,56332(6)	4,17743831	0,01949
Усеченное Трубцына		25,701(6)	6,4574392	0,01588

Использование же поправки на смещение для оценки параметра рассеяния, принятое в стандарте, ухудшает согласие распределения Гаусса, а переход от ММП к методу наименьших модулей даёт более точные оценки.

¹ Слово «генеральной» подчеркнуто автором. Особая благодарность специалистам ВНИИМС, редакции журнала «Главный метролог» и **Вадиму Алексеевичу Брюханову**, предоставившим автору текст оригинала ISO/IEC GUIDE 98-3:2008(E).

Однако существенно более точный результат даёт усечённое распределение Трубицына как аппроксимация усеченного экспоненциального распределения с параметром формы «4» [20], если считать распределение Гаусса экспоненциальным распределением с параметром формы «2». А оценки ГОСТ 8.736–2011 [16] совпадают с оценками «Руководства» [17, 19] и ставят под сомнение основной его тезис – давать результатам наилучшие оценки.

Дело в том, что вычисленная по данным этого примера 95%-ная расширенная неопределенность на основе стандартной неопределенности типа А охватывает не 95 %, а 40 % модельного распределения. То же положение дел иллюстрирует «Руководство по выражению неопределенности измерения» [17, 19] при оценивании «стандартной неопределенности входной величины по повторным наблюдениям».

Кроме того, оказалось, что смоделированное для примера распределение Гаусса (к вопросу о качестве моделирования распределений) содержит «выброс» ($x_1 = 15,61$), исключение которого делает распределение остатка практически равномерным.

Заключение

Внедрение «расширенной неопределённости» в браковочное условие методик поверки средств измерений вопреки ГОСТ Р ИСО 10576-1–2006 [23] привело к тому, что качество поверки, характеризующее достоверностью положительного результата, нормой которого является доверительная вероятность, устанавливаемая государственными поверочными схемами, оказалось в ряде случаев неудовлетворительным. Примерами этого стали расчёты расхода газа ГОСТ 8.586.5–2005 [24], масс поверяемых гирь ГОСТ OIML R 111-1–2009 [25] и результатов поверки корректоров объёма газа ЕК-260 [26].

Так сказался недостаточный уровень точности применяемых эталонов, некорректное нормирование погрешностей и отсутствие учёта погрешностей неадекватности применяемых при этом расчётных соотношений. Тем не менее, переход к повышению точности средств измерений на узлах учёта расхода газа и при поверке мер массы уже обозначился.

Список литературы

1. ГОСТ 8.207–76. ГСИ. Прямые измерения с многократными наблюдениями. Методы обработки результатов наблюдений. Основные положения.
2. МИ 1317–86. ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров.
3. ГОСТ 8.061–80. ГСИ. Поверочные схемы. Содержание и построение.
4. РМГ 29–99. ГСИ. Метрология. Основные термины и определения.
5. ГОСТ 16263–70. ГСИ. Термины и определения.
6. МИ 2222–92. ГСИ. Виды измерений. Классификация.

7. ГОСТ Р 50779.10–2000. Статистические методы. Вероятность и основы статистики. Термины и определения.

8. Тищенко В.А. Комментарии к метрологическим документам, регламентирующим обработку результатов измерений / В.А. Тищенко, В.И. Токатлы, В.И. Лукьянов // Законодательная и прикладная метрология. – 2006. – № 4. – С. 7–12.

9. Селиванов М.Н. Метрологическая справочная книга: Качество измерений / М.Н. Селиванов, А.Э. Фридман, Ж.Ф. Кудряшова. – Л.: Лениздат, 1987. – 295 с.

10. МИ 1552-86. ГСИ. Измерения прямые однократные. Оценивание погрешностей и результатов измерений.

11. Р 50.2.038-2004. ГСИ. Измерения прямые однократные. Оценивание погрешностей и неопределенности результата измерений.

12. МИ 2083–90. ГСИ. Измерения косвенные. Определение результатов измерений и оценивание их погрешностей.

13. Левин С.Ф. Схема приведения в методе косвенного измерения / С.Ф. Левин // Измерительная техника. – 2004. – № 3. – С. 5–9.

14. ГОСТ 11.004–74. Прикладная статистика. Правила определения оценок и доверительных границ для параметров нормального распределения.

15. ГОСТ Р 50779.21–2004 Статистические методы. Правила определения и методы расчета статистических характеристик по выборочным данным. Часть 1. Нормальное распределение.

16. ГОСТ 8.736–2011. ГСИ. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения.

17. ГОСТ Р 54500.3–2011/Руководство ИСО / МЭК 98-3:2008 Неопределенность измерения. Часть 3: Руководство по выражению неопределенности измерения.

18. Левин С.Ф. ГОСТ Р 54500–2011 как зеркало русской революции в GUM / С.Ф. Левин // Главный метролог. – 2014. – № 1. – С. 4–10.

19. Руководство по выражению неопределенности измерения. Пер. с англ. – СПб.: ВНИИМ имени Д.И. Менделеева, 1999.

20. Р 50.2.038-2004 ГСИ. Измерения прямые однократные. Оценивание погрешностей и неопределенности результата измерений.

21. МИ 2916–2005 ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.

22. Левин С.Ф., Сулейман И.А. Автоматизация обработки данных многократных измерений по программе «ММИ-ПОВЕРКА 2.0» / С.Ф. Левин, И.А. Сулейман // Системы обработки информации. – 2011. – Вып. 1(91). – С. 38-42.

23. ГОСТ Р ИСО 10576-1–2006. Статистические методы. Руководство по оценке соответствия установленным требованиям. Часть 1. Общие принципы.

24. ГОСТ 8.586.5–2005 ГСИ. Измерение расхода и количества жидкостей и газов с помощью стандартных сужающих устройств. Часть 5. Методика выполнения измерений.

25. ГОСТ OIML R 111-1–2009 ГСИ. Гири классов E_1 , E_2 , F_1 , F_2 , M_1 , M_{1-2} , M_2 , M_{2-3} , M_3 . Часть 1. Метрологические и технические требования.

26. Корректоры объёма газа ЕК260. Руководство по эксплуатации. Арзамас: ELSTER Газэлектроника, 2001.

Поступила в редколлегию 3.04.2014

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Ю.П. Мачехин, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Харьков.

ЗМІНА № 2 РМГ 29-99 – «ЗМІНА № 1 XXI СТОЛІТТЯ У МЕТРОЛОГІЇ»

С.Ф. Левін

Розглянуто передумови та наслідки «Зміна № 2 РМГ 29-99» у вітчизняній метрології.

Ключові слова: систематична та випадкова похибки, довірчі та толерантні інтервали, метод багаторазових вимірювань.

CHANGE № 2 RMG 29-99 – «CHANGE № 1 XXI-ST CENTURIES IN METROLOGY»

S.F. Levin

«Changes № 2 RMG 29-99» in domestic metrology are considered background and consequences.

Keywords: regular and casual errors, confidence and tolerance intervals, method of repeated measurements.