

С.Ф. Левин

Московский институт экспертизы и испытаний, Москва

ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ ЗАДАЧА КАЛИБРОВКИ СРЕДСТВА ИЗМЕРЕНИЙ

Рассмотрены три варианта решения измерительной задачи калибровки термометра для данных измерений из *Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM)* – на основе классического регрессионного анализа, моментного и композиционного подходов. Показано, что соотношение интервала охвата, доверительного и толерантного интервалов составляет соответственно 0,188:1:0,478 при вероятности охвата и доверительной вероятности 0,95.

Ключевые слова: средство измерений, функция преобразования, функция погрешности, функция поправок, калибровка, градуировка, доверительная вероятность, толерантный интервал.

Введение

Главной целью закона “Об обеспечении единства измерений” является защита прав и законных интересов граждан, общества и государства от отрицательных последствий недостоверных результатов измерений. Инструмент достижения этой цели – Государственная система обеспечения единства измерений, а управляющие элементы – нормы доверительной вероятности P , устанавливаемые государственными поверочными схемами из ряда [1]: 0,90; 0,95; 0,99; 1.

Эти нормы следует обеспечивать при разработке, подтверждать при контроле соответствия и поддерживать на этапе применения средств измерений (СИ) и методик решения измерительных задач [2–3].

Однако следованию нормам доверительной вероятности при поверке, калибровке и испытаниях в целях утверждения типа СИ, при аттестации испытательного оборудования, методик решения измерительных задач и их программного обеспечения длительное время не уделялось должного внимания.

Вместе с тем практикующим метрологам часто не хватает примеров применения нормативных документов для решения измерительных задач. Одной из них стала калибровка СИ [4], для которой ГОСТ 8.820–2013 [5] с точки зрения ее решения уравнивал разнородные категории показателей точности: неопределенность измерения [6], прецизионность [7] и погрешности измерений [8–9]. Это поставило специалистов не столько перед выбором, сколько завело в смысловой тупик [10]. Благодаря “аутентичности” переводов международных стандартов, слова *неопределенность* и *прецизионность* стали терминами, а по факту – катахрезой.

Этому способствовало и буквальное восприятие утверждения о том, что GUM [6] содержит примеры, изложенные “с такой степенью детализации, чтобы дать полное представление об основных принципах оценивания и представления неопреде-

ленности измерения. Они должны дать возможность пользователю применять эти принципы в своей метрологической практике. Поскольку примеры ... носят чисто иллюстративный характер, они были подвергнуты неизбежным упрощениям. Кроме того, и сами примеры, и используемые в них числовые данные подбирались с намерением сделать максимально понятными принципы, установленные настоящим *Руководством*, поэтому указанные примеры не следует воспринимать как описания реальных измерений”.

На практике оказалось, что при одних и тех же данных измерений к различным результатам калибровки приводит не только различие в принятых показателях точности согласно [5], но, в первую очередь, *формулировка цели измерительной задачи* [10].

Поэтому соответствие результатов калибровки СИ согласно “Руководству по выражению неопределенности измерения” (GUM) главной цели закона “Об обеспечении единства измерений” на практике осталось под вопросом.

Цель калибровки. Постановка измерительной задачи должна содержать указание [11]: 1) модели объекта измерений с диапазонами изменения переменных; 2) условий измерений в виде перечней доступных *изменению* и *измерению* переменных модели объекта, допустимых значений влияющих величин, метрологических характеристик необходимых СИ; 3) цели в терминах характеристик модели объекта; 4) формы представления и требований к точности результата – доверительным границам и доверительной вероятности.

С наибольшей “степенью детализации” в Н.3 [6] дан пример калибровки термометра в рамках моментного подхода. Ее результат – непрерывная функция поправок

$$b(t) = y_1 \text{ } ^\circ\text{C} + y_2 \cdot (t - 20 \text{ } ^\circ\text{C}), \quad (1)$$

где $y_1 = -0,1712$ и $y_2 = 0,00218$, как систематическая составляющая поправок $b_n = t_{R,n} - t_n$ к показаниям t_n термометра относительно опорных значений $t_{R,n}$ (табл. 1).

Таблица 1
Протокол калибровки

n	$t_n, ^\circ\text{C}$	$b_n, ^\circ\text{C}$	n	$t_n, ^\circ\text{C}$	$b_n, ^\circ\text{C}$
1	21,521	-0,171	7	24,513	-0,156
2	22,012	-0,169	8	25,002	-0,157
3	22,512	-0,166	9	25,503	-0,159
4	23,003	-0,159	10	26,010	-0,161
5	23,507	-0,164	11	26,511	-0,160
6	23,999	-0,165	–	–	–

Поправка составила $b = -0,1494 ^\circ\text{C}$ в точке $t = 30 ^\circ\text{C}$ при суммарной стандартной неопределенности $u_c = 0,0041 ^\circ\text{C}$ и среднеквадратическом отклонении (СКО) по формуле (Н.13f) [6] $s = 3,44441382 \cdot 10^{-3} ^\circ\text{C}$.

Анализ примера показал следующее.

Во-первых, поправка дана экстраполяцией за границу диапазона калибровки.

Во-вторых, характеристика положения функции поправок названа градуировочной характеристикой, но так называют функцию, обратную функции преобразования [12]. Это связано с определением термина «9.6 калибровка» РМГ 29–2013 [13] и, что важнее, с условиями применимости метода наименьших квадратов (МНК). Согласно Н.3.6 [6] «метод наименьших квадратов применим в случае, когда данные измерений известны неточно», и не указано – выполнено ли условие неконфлюэнтности [14].

В-третьих, функция поправок – это функция погрешности со знаком минус.

В-четвертых, то, что «температура t_0 выбирается по соглашению как некоторая фиксированная точка, поэтому она не входит в число независимых параметров, подлежащих определению методом наименьших квадратов» [6] – ошибка. В практике градуировки ($y_1 + y_2 \cdot t_0$) – нуль-пункт.

В-пятых, если знак y_2 – опечатка, то ошибки округления – не упрощение.

В-шестых, выбор непрерывной линейной модели «градуировочной характеристики» обоснован только тем, «что угловой коэффициент y_2 более чем в три раза превосходит свою стандартную неопределенность».

В-седьмых, процедуры статистической проверки гипотез в [6] не рассматриваются вообще. Но согласно 3.4.2 [6] в примере функция поправок как модель может быть *неполной*, и «для получения достоверных оценок неопределенности рекомендуется, по возможности, использовать эмпирические математические модели».

Но это – уже проблема неадекватности.

Цель калибровки заключается в получении формул (графиков, таблиц), позволяющих по показаниям СИ получать результаты измерений, для которых следует указывать упомянутые в [5] показатели точности и доверительные вероятности.

Получим решение задачи калибровки в классе непрерывных моделей по данным примера Н.3 [6] для случаев, когда поправка определена в рамках линейного регрессионного анализа [16] или композиционного подхода согласно МИ 2916–2005 [15].

Изложение основного материала

Классическое решение

Линейный регрессионный анализ дает для примера Н.3 [6] решение [16]:

$$\mathbf{M}b_n = \theta_0 + \theta_1 \cdot (t - \bar{t}), \quad n = \overline{1, N}, \quad (2)$$

где $\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N t_n$, $\theta_0 = \bar{b} = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N b_n$,

$$\theta_1 = \frac{\sum_{n=1}^N b_n \cdot (t_n - \bar{t})}{\sum_{n=1}^N (t_n - \bar{t})^2}.$$

Примеру Н.3 при числе измерений $N = 11$ соответствуют оценки $\bar{t} = 23,98390909 ^\circ\text{C}$,

$$\hat{\theta}_0 = -0,1624545455 ^\circ\text{C}, \quad \hat{\theta}_1 = 2,15601547 \cdot 10^{-3},$$

$$\bar{b} = -0,1624545455 ^\circ\text{C}.$$

МНК–оценка модели (2) имеет вид

$$-0,2141642245 + 2,15601547 \cdot 10^{-3} \cdot t.$$

В условиях гауссовости и известной дисперсии σ^2 математическое ожидание поправок $\mathbf{M} b(t) = \theta_1 + \theta_2 \cdot (t - \bar{t})$, а их дисперсия

$$\mathbf{D}b(t) = \sigma^2 \cdot [1/N + (t - \bar{t})^2 / \sum_{k=1}^N (t_k - \bar{t})^2].$$

Тогда на интервале $c < t \leq d$ границы доверительной области

$$|b(t) - \bar{b}(t)| < u_{N-2}(P, \lambda) \cdot s \cdot \sqrt{\frac{1}{N} + \frac{(t - \bar{t})^2}{\sum_{n=1}^N (t_n - \bar{t})^2}},$$

где $\lambda = \sqrt{0,5 - \frac{1 + \text{NCD}}{2\sqrt{(1 + \text{NC}^2)(1 + \text{ND}^2)}}$, $C = \frac{c - \bar{t}}{s\sqrt{N-2}}$,

$$D = \frac{d - \bar{t}}{s\sqrt{N-2}},$$

$u_{N-2}(P, \lambda)$ – P-квантиль модуля случайной величины, описываемой распределением Стьюдента с $\nu = N-2$ степенями свободы (табл. 4.6а [16]). При неизвестной дисперсии ее заменяют оценкой

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{1}{N-2} \sum_{n=1}^N [b_n - b(t_n)]^2.$$

¹ Для числовых оценок принята протокольная форма записи, т.е. без округления, что облегчает проверку правильности вычислений.

Для $c = 21^\circ\text{C}$ и $d = 30^\circ\text{C}$:

$$C = -8,675695821; D = 17,49174428;$$

$$s = 0,01010098431^\circ\text{C}; \lambda = 0,9999973772;$$

$$u_0(0,95; 1,00) = 2,918.$$

Таким образом, при $t = 30^\circ\text{C}$ для $P = 0,95$ поправка термометра согласно классическому линейному регрессионному анализу должна иметь вид² $(-0,1495 \pm 0,0342)^\circ\text{C}$.

Заметим, составной критерий из ГОСТ Р 8.736-2011 [17] при $15 < N \leq 50$ содержит критерий, предложенный Р. Гири в 1935 году, и для него “распределение статистики удовлетворительно аппроксимирует нормальное распределение при $N > 50$ ” [16].

Пример Н.3 GUM был рассмотрен в [18], и тогда было установлено, что функция поправок термометра содержит “разладки” – изменения структуры или параметров ее модели. При экстраполяции модели за пределы интервала наблюдений это обстоятельство становится принципиальным.

При отсутствии достоверной априорной информации о виде распределения случайной (наблюдаемой) составляющей результатов решения GUM [6] и МИ 1317–2004 [8] рекомендуют использовать равномерное распределение. И здесь возникает проблема почти³ аутентичного перевода GUM и термина “5.44 дефинициальная неопределенность” РМГ 29–2013 [13].

Этот термин в [13] количественно не определен. Но это – аналог параметра рассеяния погрешности неадекватности моделей [11], в том числе моделей метрологических характеристик. При калибровке неадекватность функции поправок связана с ее структурой и распределением вероятностей [19].

“Свертка” распределений вероятностей величин в G.1.4 [6] и МИ 2916–2005 [15], объединение составляющих погрешности ГОСТ 8.009–84 [12] и МИ 1317–2004 [8] – одна и та же математическая модель;

– распределение вероятностей функции, аргументы которой описаны распределениями вероятностей, – композиция. При единичном якобиане функционального преобразования она вырождается в свертку [10].

А согласно G.1.4 [6] по свертке “могут быть рассчитаны интервалы с заданным уровнем доверия p ”, причем согласно 4.3.9 [6], “трапецидальное распределение можно рассматривать как свертку двух прямоугольных распределений”.

Конечно, интервалы охвата “могут быть рассчитаны” по свертке, но именно этот случай в GUM так и не рассмотрен. Вместо этого в Е.3 [6] внимание уделено “обоснованию единообразного обращения со всеми

составляющими неопределенности”, а три его подпункта посвящены разложению функции в ряд Тейлора 1-го порядка по аргументам, переименованию соответствующего ему “закона суммирования дисперсий” в “закон трансформирования неопределенностей” и тому, что “эту формулу нельзя трактовать как правило преобразования доверительных интервалов”.

Однако задача “преобразования доверительных интервалов” решается напрямую.

Заметим, термина РМГ 29–99 “5.14 Наблюдение при измерении” [20], которым “не следует заменять термин *измерение* термином *наблюдение*”, в РМГ 29–2013 [13] нет. Не следует заменять “*вычисление по данным измерений*” термином *измерение*, так как, “строго говоря, измерение всегда прямое” [13]. Поэтому “виды измерений” (прямые, косвенные, совокупные, совместные и пр.) РМГ 29–2013 [13] расходятся по названиям с ГОСТ 8.061–80 [1], а по определениям – с классификацией МИ 2222–92 [21] и Р 50.2.004–2000 [11]. Эта катахреза привела к отсутствию учета характеристик погрешностей неадекватности в расчетах показателей точности.

Композиционное решение

Рассмотрим решение задачи калибровки в рамках композиционного подхода [11; 15].

Идентификация неадекватности математической модели функции поправок

$$B(t) = b(t) \pm \beta + \eta(b) \quad (3)$$

проводится для характеристики положения $b(t)$ в схеме перекрестного наблюдения [11]⁴, а для характеристики рассеяния или свертки распределений составляющих функции поправок с учетом неадекватности вида распределения $\eta(b)$ – контурными оценками [15]. Здесь β – мера неадекватности $b(t)$ “из-за неполного знания” (см. 3.2.3 и 4.1.2 [6]).

Примем в качестве модели функции поправок максимальной сложности полином

$$B_v(t) = \sum_{m=0}^M v_m \theta_m t^m,$$

где $v = v_0 v_1 \dots v_m \dots v_M$ – двоичный код структуры модели, проверку структурных и параметрических гипотез будем проводить по критерию минимума погрешности неадекватности (СМПН) [11], а результат представим интервальной оценкой при $P = 0,95$ [25].

Напомним, проверка гипотез о структуре и параметрах моделей по критерию минимума СМПН проводится в схеме перекрестного наблюдения относительно экстраполяционного функционала $b_{k \text{ extr}}(t)$ [11], что обеспечивает наблюдаемость погрешностей неадекватности $\zeta(t)$.

Идентификация модели (1) по программе «ММК–стат» [11] алгоритмом ММКМНК (МНК в

² $(-0,1494837604 \pm 0,03420030805)^\circ\text{C}$.

³ В [6] дано правильное определение «толерантного интервала», а «доверительный интервал» заменен интервалом охвата.

⁴ Другие варианты схемы перекрестного наблюдения см. [22–24].

схеме перекрестного спостереження) показала, що при стандартному вигляді

$$b_{11}(t) = -0,2148514 + 2,182436 \cdot 10^{-3} \cdot t$$

єе СМПН $\bar{\varepsilon}_{11}^{[2]} = 4,750704 \cdot 10^{-3} \text{ }^\circ\text{C}$, де індекс «[2]» – ознака МНК, «11» – код структури.

Для моделі (3) максимальної складності при $M = 6$ ММКМЕДС (медіанний алгоритм – аналог методу найменших модулів «[1]» в схемі перекрестного спостереження погрешності неадекватності) дає лінійну модель характеристики положення

$$B_{11}(t) = -0,208441 + 1,947618 \cdot 10^{-3} \cdot t$$

при $\bar{\varepsilon}_{11}^{[1]} = 5,035373 \cdot 10^{-3} \text{ }^\circ\text{C}$, а ММКМНК –

$$B_{111111}(t) = -0,3564568 + 5,253041 \cdot 10^{-3} \cdot t + 1,852662 \cdot 10^{-4} \cdot t^2 + 9,844141 \cdot 10^{-6} \cdot t^3 - 5,203103 \cdot 10^{-7} \cdot t^4, \bar{\varepsilon}_{111111}^{[2]} = 2,8516 \cdot 10^{-3} \text{ }^\circ\text{C}. \quad (4)$$

В табл. 2 і на рис. 1 приведені схема розрахунку і оцінки погрешностей неадекватності моделі (4).

Конечно, в прикладах не обов'язково добиватися кращих результатів. Але модель (4) за критерієм мінімуму погрешності неадекватності – краща в класі степенних рядів і формул Тейлора.

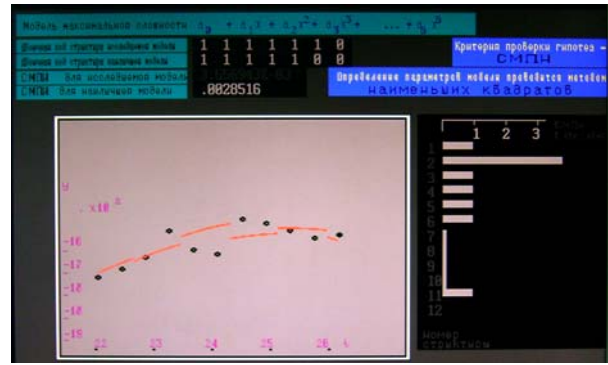


Рис. 1. Екстраполяційний функціонал моделі (4) функції поправок

При цьому слід зауважити, що програма «ММІ–перевірка 2.1» [26] реалізує перевірку непараметричних гіпотез за критерієм мінімуму погрешності неадекватності згідно з МІ 1317–2004 [8] і МІ 2916–2005 [15] для усечених розподілів – рівномірного, експоненціального з параметрами форми {“1”; “2”; “4”}, Коші і Трубицьна [15], доповнюючих розподілу Йордана [27] асиметричними випадками.

Таблиця 2

Дані калібрування термометра в схемі перекрестного спостереження погрешності неадекватності

k	°C			Параметри екстраполяційного функціоналу моделі (4)					b _k extr(t _k), °C	b _k – b _k extr = ζ _k , °C
	t _k	b _k	b _k – b(t _k)	θ ₀	θ ₁	θ ₂	θ ₃	θ ₄		
1	21,521	-0,171	-2,52718 · 10 ⁻³	13,1467431	-2,0614239	0,11823987	-2,971 · 10 ⁻³	2,7564 · 10 ⁻⁵	-0,1546911448	-0,01630885518
2	22,012	-0,169	-2,18616 · 10 ⁻³						-0,154645989	-0,01435401103
3	22,512	-0,166	-2,7616 · 10 ⁻⁴	12,255721	-1,9174384	0,10895376	-2,693 · 10 ⁻³	2,433 · 10 ⁻³	-0,1706520221	4,6520221 · 10 ⁻³
4	23,003	-0,159	5,65346 · 10 ⁻³						-0,1660084187	7,0084187 · 10 ⁻³
5	23,507	-0,164	-4,4526 · 10 ⁻⁴	115,532435	-19,540112	1,23328825	-0,0344797	3,6033 · 10 ⁻⁴	-0,1564935849	-7,5064151 · 10 ⁻³
6	23,999	-0,165	-2,51782 · 10 ⁻³						-0,154749334	-0,010250666
7	24,513	-0,156	5,36166 · 10 ⁻³	-15,761619	2,52405135	-0,1533077	4,141 · 10 ⁻³	-4,195 · 10 ⁻⁵	-0,1618163551	5,8163551 · 10 ⁻³
8	25,002	-0,157	3,29564 · 10 ⁻³						-0,1612391675	4,2391675 · 10 ⁻³
9	25,503	-0,159	2,0346 · 10 ⁻⁴	-52,33479	8,881156159	-0,566769	0,01606251	-1,705 · 10 ⁻⁴	-0,1600174869	1,0174869 · 10 ⁻³
10	26,010	-0,161	-2,9018 · 10 ⁻³						-0,1603355874	-6,644126 · 10 ⁻⁴
11	26,511	-0,160	-2,99398 · 10 ⁻³	-54,146153	9,27495577	-0,5976231	0,01710941	-1,835 · 10 ⁻⁴	-0,1634399227	3,4399227 · 10 ⁻³

Для характеристики розсіяння моделі (4) найбільш правдоподібним виявилось усечене розподілення Гауса, свертка якого з контурною оцінкою погрешності неадекватності характеристики

розсіяння представлено на рис. 2 інтервалом – 0,02256 °C ≤ b ≤ -0,013536 °C. А для моделі (1) – усечене розподілення Трубицьна на інтервалі [-0,00552; 0,00879] (рис. 3).

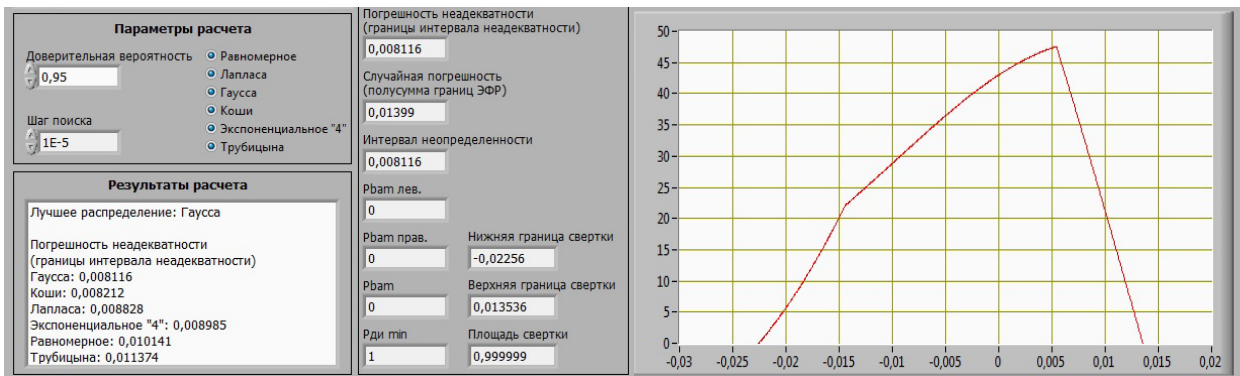


Рис. 2. Свертка складових розподілень можливих значень моделі (4) функції поправок

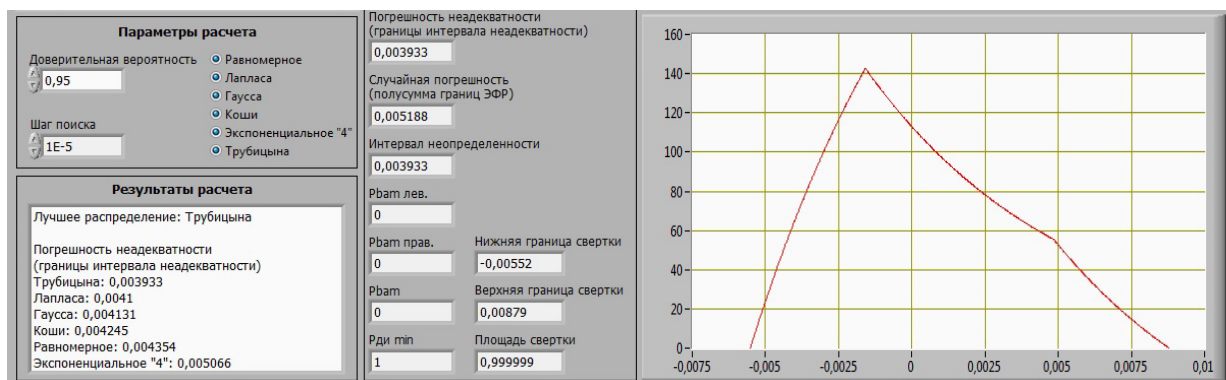


Рис. 3. Свертка составляющих распределения возможных значений модели (1) функции поправок

Сравнение вариантов решения показало, что распределения возможных значений отклонений от поправки ограничены интервалами $[-0,00523; 0,0076]$ для GUM, тогда как $[-0,0200; 0,0127]$ согласно [15], а по оценкам [16] – $[-0,0342; 0,0342]$. Соотношение их размеров составило 0,188:0,478:1.

Завышенная “оценка точности по GUM” связана с целью ее измерительной задачи, где принято не распределение возможных значений искомой величины, а распределение возможных значений оценки ее математического ожидания. Оценка же согласно Р 50.2.004–2000 и МИ 2916–2005 в два этапа отличается более правдоподобным распределением случайной составляющей.

Таким образом, массовое появление “положительных” результатов контроля при расчетах т.н. неопределенности измерений имеет вполне естественное объяснение.

Выводы

Проблемные вопросы калибровки средств измерений связаны с рядом обстоятельств:

- на практике калибровка средств измерений проводится по методикам поверки;

- результаты калибровки средств измерений оформляется в виде протокола совместных измерений калибруемого средства измерений и эталона с указанием характеристик точности только эталона;

- соотношения для исправленного результата измерения на соответствие требованиям поверочных схем по доверительной вероятности не контролируются;

- структурно-параметрическая идентификация функций не проводится;

- калибровка средств измерений «по GUM» приводит к расширенной неопределенности и интервалам охвата, которые ни доверительным, ни толерантным интервалам, указанным в международных и национальных стандартах по статистическим методам, не соответствуют.

Главной причиной сложившейся ситуации с применением GUM и связанных с ним документов является некорректная постановка измерительной задачи калибровки средств измерений и неполнота ее решения.

Список литературы

1. Межгосударственный стандарт ГОСТ 8.061–80 ГСИ. Поверочные схемы. Содержание и построение [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://stroysvoimirukami.ru/gost-8061-80>.
2. ГОСТ Р ИСО 10576-1–2006 Статистические методы. Руководство по оценке соответствия установленным требованиям. Часть 1. Общие принципы [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://files.stroyinf.ru/Data/28/2845.pdf>.
3. ГОСТ Р 8.731–2010 ГСИ. Системы допускового контроля. Основные положения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://docs.cntd.ru/document/gost-r-8-731-2010-gsi>.
4. Международный словарь по метрологии (VIM-3). – СПб: НПО Профессионал, 2010.
5. ГОСТ Р 8.820–2013 ГСИ. Метрологическое обеспечение. Основные положения. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://docs.cntd.ru/document/1200107589>.
6. ISO/IEC Guide 98-3:2008 Uncertainty of measurement - Part 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM: 1995) [Electronic resource]. – Режим доступа: <https://www.iso.org/standard/50461.html>.
7. ГОСТ Р ИСО 5725-1–2002 Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://docs.cntd.ru/document/1200029975>.
8. МИ 1317–2004 ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Формы представления. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://metro.ru/html/ntd/MI/MI1317-2004.html>.

9. РМГ 83–2007 ГСИ. Шкалы измерений. Термины и определения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://znaytovar.ru/gost/2/RMG_832007_GSI_SHkaly_izmereni.html.
10. Левин С.Ф. Руководство по выражению неопределенности измерения: проблемы, нереализованные возможности и ревизия. Часть 1. Терминологические проблемы // Измерительная техника. – 2018. – № 2. – С. 3-8.
11. Р 50.2.004–2000 ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: https://znaytovar.ru/gost/2/R_5020042000_GSI_Opredelenie_x.html.
12. ГОСТ 8.009–84 ГСИ. Нормируемые метрологические характеристики средств измерений [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://docs.cntd.ru/document/1200004505>.
13. РМГ 29–2013 ГСИ. Метрология. Основные термины и определения. [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://docs.cntd.ru/document/1200115154>.
14. Вучков И. Прикладной линейный регрессионный анализ / И. Вучков, Л. Бояджиева, Е. Солаков; Пер. с болг. Ю.П. Адлера. – М.: Финансы и статистика, 1987.
15. МИ 2916–2005 ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.
16. Большев Л.Н. Таблицы математической статистики / Л.Н. Большев, Н.В. Смирнов. – М.: Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1983.
17. ГОСТ Р 8.736-2011 ГСИ. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://internet-law.ru/gosts/gost/52042>.
18. Левин С.Ф. Метрология. Математическая статистика. Легенды и мифы 20-го века: Легенда о неопределенности / С.Ф. Левин // Партнеры и конкуренты. – 2001. – № 1. – С. 13-25.
19. Левин С.Ф. Руководство по выражению неопределенности измерения: проблемы, нереализованные возможности и ревизия. Часть 2. Вероятностно-статистические проблемы / С.Ф. Левин // Измерительная техника. – 2018. – № 4. – С. 7-12.
20. РМГ 29–99 ГСИ. Метрология. Основные термины и определения [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://docs.cntd.ru/document/1200115154>.
21. МИ 2222–92 ГСИ. Виды измерений. Классификация [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.expertnk.ru/docs/other/mi2222-92.pdf>.
22. Ивахненко А.Г. Метод группового учета аргументов – конкурент метода стохастической аппроксимации / А.Г. Ивахненко // Автоматика. – 1968. – № 3. – С. 58-72.
23. Quenouille M.H. A pproximate tests of correlation in time-series / M.H. Quenouille // Journal Royal Statistical Society. – 1949. – Vol. 11. – P. 68-84.
24. Мостеллер Ф. Анализ данных и регрессия / Ф. Мостеллер, Дж. Тьюки. – М.: Финансы и статистика, 1982. – 239 с.
25. ГОСТ 8.558–2009 ГСИ. Государственная поверочная схема для средств измерений температуры [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://docs.cntd.ru/document/1200086918>.
26. Левин С.Ф. Измерительная задача идентификации функции погрешности / С.Ф. Левин // Законодательная и прикладная метрология. – 2016. – № 4. – С. 27-33.
27. МИ 188–86 МУ ГСИ. Средства измерений. Установление значений параметров методик поверки [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://www.expertnk.ru/docs/other/mi188-86.pdf>.

References

1. Interstate standard (1980), “8.061–80 GSI. 8.061–80 GSI. Poverochnyye skhemy. Soderzhanie i postroyeniye” [8.061–80 GSI. State system for ensuring the uniformity of measurements. Verification schedules. Scope and layout], available at: www.stroysvoimirukami.ru/gost-8061-80.
2. State Standard of the Russian Federation (2006), “10576-1–2006 Statisticheskie metody. Rukovodstvo po otsenke sootvetstviya ustanovlennym trebovaniyam. Chast 1. Obshchie printsipy” [10576-1–2006 Statistical methods. Guidelines for the evaluation of conformity with specified requirements. Part 1. General principles], available at: www.files.stroyinf.ru/Data/28/2845.pdf.
3. State Standard of the Russian Federation (2011), “8.731–2010 GSI. Sistemy dopuskovogo kontrolya. Osnovnyye polozheniya” [8.731–2010 GSI State system for ensuring the uniformity of measurements. Tolerance control systems. Main principles], available at: www.docs.cntd.ru/document/gost-r-8-731-2010-gsi.
4. NPO Professional (2010), “Mezhdunarodnyy slovar po metrologii (VIM-3)” [International vocabulary of metrology – Basic and general concepts and associated terms (VIM)], Saint Petersburg.
5. National Standard of the Russian Federation (2013), “8.820–2013 GSI. Metrologicheskoe obespechenie. Osnovnyye polozheniya” [8.820–2013 GSI. State system for ensuring the uniformity of measurements. Metrological assurance. General], available at: www.docs.cntd.ru/document/1200107589.
6. ISO/IEC Guide 98-3:2008 *Uncertainty of measurement - Part 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM: 1995)*, available at: <https://www.iso.org/standard/50461.html>.
7. State Standard of the Russian Federation (2002), “5725-1–2002 Tochnost (pravilnost i pretsizionnost) metodov i rezultatov izmereniy” [5725-1–2002 Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results. Part 1. General principles and definitions], available at: www.docs.cntd.ru/document/1200029975.

8. All-Russian Research Institute of Metrological Service (2004), “MI 1317–2004 GSI. Rezultaty i kharakteristiki pogreshnosti izmereniy. Formy predstavleniya. Sposoby ispolzovaniya pri ispytaniyakh obraztsov produktsii i kontrole ikh parametrov” [MI 1317–2004 GSI. Results and characteristics of measurement error. Forms of representation. Methods of use when testing product samples and monitoring their parameters], available at: www.metrob.ru/html/ntd/MI/MI1317-2004.html.
9. Interstate Council for Standardization, Metrology and Certification (2008), “RMG 83–2007 GSI. Shkaly izmereniy. Terminy i opredeleniya” [RMG 83–2007 GSI Measurement scales. Terms and Definitions], available at: https://znaytovar.ru/gost/2/RMG_832007_GSI_SHkaly_izmereni.html.
10. Levin, S.F. (2018), “Rukovodstvo po vyrazheniyu neopredelennosti izmereniya: problemy, nerealizovannye vozmozhnosti i reviziya. Chast 1. Terminologicheskie problemy” [A Guide to Expressing Measurement Uncertainty: Problems, Unrealized Opportunities, and Revisions. Part 1. Terminological problems], *Izmeritel'naya tekhnika*, No. 2, pp. 3-8.
11. State Standard of Russia (2000), “P 50.2.004–2000 GSI. Opredelenie kharakteristik matematicheskikh modeley zavisimostey mezhdru fizicheskimi velichinami pri reshenii izmeritel'nykh zadach. Osnovnye polozeniya” [P 50.2.004–2000 GSI Determining the characteristics of mathematical models of dependencies between physical quantities when solving measurement problems. Main provisions], available at: https://znaytovar.ru/gost/2/R_5020042000_GSI_Opredelenie_x.html.
12. Interstate Standard (1984), “8.009-84 GSI. Normiruemye metrologicheskie kharakteristiki sredstv izmereniy” [8.009-84 GSI. Standard metrological characteristics of measuring instruments], available at: www.docs.cntd.ru/document/1200004505.
13. All-Russian Scientific Research Institute of Metrology (2011), “RMG 29–2013 GSI Metrologiya. Osnovnye terminy i opredeleniya” [RMG 29–2013 GSI State system for ensuring the uniformity of measurements. Metrology. Basic terms and definitions], available at: www.docs.cntd.ru/document/1200115154.
14. Vuchkov, I., Boyadzhieva, L. and Solakov, Ye. (1987), “Prikladnoy lineynyy regressingionnyy analiz” [Applied linear regression analysis], *Finansy i statistika*, Moscow.
15. (2005), “MI 2916–2005 GSI. Identifikatsiya raspredeleniy veroyatnostey pri reshenii izmeritel'nykh zadach” [MI 2916–2005 GSI. Identification of probability distributions when solving measurement problems].
16. Bolshev, L.N. and Smirnov, N.V. (1983), “Tablitsy matematicheskoy statistiki” [Mathematical Statistics Tables], Nauka. Glavnaya redaktsiya fiziko-matematicheskoy literatury, Moscow.
17. State Standard of Russia (2011), “R 8.736-2011 GSI. Izmereniya pryamye mnogokratnye. Metody obrabotki rezultatov izmereniy. Osnovnye polozeniya” [R 8.736-2011 GSI State system for ensuring the uniformity of measurements. Multiple direct measurements. Methods of measurement results processing. Main principles], available at: www.internet-law.ru/gosts/gost/52042.
18. Levin, S.F. (2001), “Metrologiya. Matematicheskaya statistika. Legendy i mify 20-go veka: Legenda o neopredelennosti” [Metrology. Mathematical statistics. Legends and Myths of the 20th Century: The Legend of Uncertainty], *Partnery i konkurenty*, No. 1, pp. 13-25.
19. Levin, S.F. (2018), “Rukovodstvo po vyrazheniyu neopredelennosti izmereniya: problemy, nerealizovannye vozmozhnosti i reviziya. Chast 2. Veroyatnostno-statisticheskie problemy” [A Guide to Expressing Measurement Uncertainty: Problems, Unrealized Opportunities, and Revisions. Part 2. Probabilistic-statistical problems], *Izmeritel'naya tekhnika*, No. 4, pp. 7-12.
20. All-Russian Scientific Research Institute of Metrology (2013), “RMG 29–99 GSI. Metrologiya. Osnovnye terminy i opredeleniya” [RMG 29–99 GSI Metrology. Basic terms and definitions], available at: www.docs.cntd.ru/document/1200115154.
21. All-Russian Scientific Research Institute of Metrology (1992), “MI 2222–92 GSI. Vidy izmereniy. Klassifikatsiya” [MI 2222–92 GSI. Types of measurements. Classification], available at: <https://www.expertnk.ru/docs/other/mi2222-92.pdf>.
22. Ivakhnenko, A.G. (1968), “Metod gruppovogo ucheta argumentov – konkurent metoda stokhasticheskoy approksimatsii” [The method of group accounting of arguments is a competitor of the stochastic approximation method], *Avtomatika*, No. 3, pp. 58-72.
23. Quenouille, M.H. (1949), Approximate tests of correlation in time-series, *Journal Royal Statistical Society*, Vol. 11, pp. 68-84.
24. Mosteller, F. and Tyuki, Dzh. (1982), “Analiz dannykh i regressiya” [Data analysis and regression], *Finansy i statistika*, Moscow, 239 p.
25. Interstate Standard (2012), “8.558–2009 GSI. Gosudarstvennaya poverochnaya skhema dlya sredstv izmereniy temperatury” [8.558–2009 GSI. State verification schedule for temperature measuring instruments], available at: www.docs.cntd.ru/document/1200086918.
26. Levin, S.F. (2016), “Izmeritel'naya zadacha identifikatsii funktsii pogreshnosti” [The measurement task of identifying the error function], *Zakonodatelnaya i prikladnaya metrologiya*, No. 4, pp. 27-33.
27. All-Union Scientific Research Institute of Metrological Service (1986), “MI 188–86 MU GSI. Sredstva izmereniy. Ustanovlenie znacheniy parametrov metodik poverki” [MI 188–86 MU GSI. Means of measurement. Establishing the values of the parameters of calibration methods], available at: <https://www.expertnk.ru/docs/other/mi188-86.pdf>

Поступила в редколлегию 16.10.2018

Одобрена к печати 11.12.2018

Відомості про автора:

Левін Сергій Федорович
доктор технічних наук професор
завідувач кафедри Московського інституту експертизи
та випробувань,
Москва, Росія

Information about the author:

Sergey Levin
Doctor of Technical Sciences Professor
Head of the Department of Moscow Institute
of Expertise and Testing,
Moscow, Russia

ВИМІРЮВАЛЬНА ЗАДАЧА КАЛІБРУВАННЯ ЗАСОБУ ВИМІРЮВАНЬ

С.Ф. Левін

Розглянуті три варіанти вирішення вимірювальної задачі калібрування термометра для даних вимірювань з Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM) – на основі класичного регресійного аналізу, моментного і композиційного підходів. Показано, що співвідношення інтервалу охоплення, довірчого і толерантного інтервалів становить відповідно 0,188: 1: 0,478 при ймовірності хвата і довірчої ймовірності 0,95.

Ключові слова: засіб вимірювань, функція перетворення, функція похибки, функція поправок, калібрування, градування, довірна ймовірність, толерантний інтервал.

MEASURING TASK CALIBRATION MEASUREMENT MEANS

S. Levin

The measuring task of calibrating measuring instruments is considered, the solution of which involves identifying a conversion function or correction function of a calibrated measuring instrument, finding its calibration characteristic or calibration diagram, which requires a probabilistic estimate of possible values of the output variable in the equation of the indirect measurement method according to probabilistic estimates input variables. Using the example of solving the measurement problem of thermometer calibration for measurement data from the international guide "Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement" (GUM), we compared the results of solving a problem based on three approaches to the accuracy estimation: classical linear regression analysis, momentary and compositional approaches. Classic linear regression analysis provides an estimate of the accuracy of the result in the form of a confidence zone of a calibration curve. The GUM sub-approach qualifies as a moment-based method based on the construction of interval accuracy estimates based on the second-order moment estimates of the input variables of the indirect measurement method equation. At the same time, the compositional approach uses the method of functional transformations to obtain the distribution of the output variable as a composition of the distributions of input variables followed by the construction of a tolerant interval or tolerance zone as the most complete estimate of the accuracy of the output variable of the indirect measurement method. It is shown that for the data of the GUM thermometer calibration problem from the GUM, the ratio of the sizes of the coverage interval, the confidence and tolerance intervals is respectively 0.188:1:0.478 with the likelihood of grip and confidence probability equal to 0.95. The difference in accuracy estimates is caused by the difference in the formulation of the objective of the measurement task. If in the GUM moment approach, a proper estimate of measurement uncertainty is not the variance of the quantity sought, but its average arithmetic variance, then in the compositional approach the basic accuracy estimate is the stochastic tolerance interval.

Keywords: measuring instrument, conversion function, error function, correction function, calibration, calibration, confidence probability, tolerance interval.