



УДК 389.14:53.083

Калибровка на перепутье

С. Ф. Левин

Московский институт экспертизы и испытаний, Нахимовский проспект, 31,
117418, Москва, Россия
AntoninaEL@rostest.ru

Аннотация

Рассмотрены проблемные вопросы калибровки средств измерений, связанные со следующими обстоятельствами: на практике калибровка средств измерений проводится по методикам поверки, в большинстве которых характеристиками точности эталонов пренебрегают;

во многих случаях результаты калибровки средств измерений оформляются в виде протокола совместных измерений калибруемого средства измерений и эталона с указанием характеристик точности только эталона;

задача статистической структурно-параметрической идентификации функции преобразования или функции поправок, как правило, не решается, и в большинстве случаев ограничиваются параметрической идентификацией методами линейного регрессионного анализа;

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

использование при калибровке средств измерений положений “Руководства по выражению неопределенности измерения” приводит к оценкам в виде расширенной неопределенности, которые ни доверительным, ни толерантным интервалам, указанным в международных и национальных стандартах по статистическим методам, не соответствуют;

при калибровке вопросы оценивания достоверности получаемых результатов вызывают у специалистов ряд трудностей, связанных с применением вероятностно-статистических методов, а подчас и вообще остаются вне поля их зрения.

Одной из причин сложившейся ситуации является некорректная постановка собственно измерительной задачи калибровки средств измерений.

В статье приведены результаты решения измерительной задачи калибровки при различных формулировках ее цели.

Ключевые слова: калибровка средств измерений, метод совместных измерений, метод косвенного измерения, доверительная вероятность, свертка.

Получено: 05.03.2018

Отредактировано: 18.05.2018

Одобрено к печати: 25.05.2018

Введение

Термин “калибровка” в Международном словаре [1] определен как “Операция, в ходе которой при заданных условиях на первом этапе устанавливают соотношение между значениями величин с неопределенностями измерений, которые обеспечивают эталоны, и соответствующими показаниями с присущими им неопределенностями, а на втором этапе на основе этой информации устанавливают соотношение, позволяющее получать результат измерения исходя из показания”. Проблема же не в том, что “калибровку не следует путать ни с регулировкой измерительной системы, часто ошибочно называемой “самокалибровкой”, ни с верификацией калибровки”, а в Примечании 3: “Часто только первый шаг

в приведенном выше определении понимается как калибровка” [1].

Другими словами, оказывается, калибровку средств измерений (СИ) сводят к получению таблицы совместных показаний рабочего эталона и калибруемого СИ, причем “часто” (то есть в международном масштабе), но самое главное, по такой таблице нельзя определить результат измерения. Для этого надо не только найти поправку к показаниям СИ, но и указать характеристику точности полученного результата. Именно для этого и нужен второй этап калибровки.

Несмотря на то что приложение [2] содержало примеры решения измерительной задачи калибровки, калибровочные лаборатории стали обращать на них внимание только после появле-

ния документов [3, 4] в связи с необходимостью “пересчитать погрешность в неопределенность” [5]. Ведь калибровка “часто” осуществлялась по методикам поверки, характеристиками точности эталонов, согласно традиционным правилам типа “1:3 и менее”, при поверке пренебрегали, не говоря уже об обосновании периодичности калибровок и поверок. А специалисты Рабочей группы по развитию калибровочной деятельности при Российском союзе промышленников и предпринимателей предложили поверку заменить калибровкой с целью “повысить достоверность принятия решения о соответствии средства измерения и уменьшить риск применения непригодных средств измерений по сравнению с результатами поверки”. Остановило только то, что “внедрение калибровки потребует значительного переходного периода для наработки методического аппарата и обучения специалистов”.

Дело в том, что измерительная задача калибровки СИ существенно сложнее задачи поверки, даже при одном и том же плане измерений.

Уже на первом этапе ее решения требуется, как это показано в [2], владение хотя бы одним из параметрических методов регрессионного анализа — методом наименьших квадратов (МНК). Но в [2] не сказано, что владение регрессионным анализом требует проверки условий применимости не только МНК, но и других методов (наименьших модулей, максимального правдоподобия и т. п.) в сочетании со статистической проверкой непараметрических гипотез. И уж совсем ничего конкретного не сказано о погрешностях неадекватности математических моделей, о чем можно узнать из примечаний к термину “дефинициальная неопределенность” в словаре [1].

Второй этап решения задачи калибровки СИ требует владения методами преобразования распределений вероятностей аргументов в распределение вероятностей функции для уравнения метода косвенного измерения (1) из [2]:

$$y = F(x_1, x_2, \dots, x_n). \quad (1)$$

В [2] же, полагая нелинейный случай недоступно сложным, ограничились упоминанием свертки распределений в линейном случае.

Но им так и не воспользовались.

В [1, 2] не указан и основной элемент нулевого этапа: указание цели в терминах характеристик уравнения (1) при постановке измерительной зада-

чи. В Приложении Н.3 [2] ограничились тем, что “необходимо найти поправку к показаниям термометра и ее неопределенность при температуре $t = 30\text{ }^\circ\text{C}$, находящейся за пределами диапазона калибровки” (см. таблицу).

Конечно, это можно считать целью задачи, хотя не указаны целевая неопределенность измерений (2.34 [1]) и возможность представления результата калибровки плотностью распределения вероятностей (2.9 [1]). Но самое главное, отсутствует возможность проверки правильности решения “за пределами диапазона калибровки”.

Более того, согласно С.3.2 [2] “Надлежащей мерой неопределенности результата измерения является не дисперсия наблюдаемой величины, а дисперсия среднего арифметического по выборке наблюдений. Необходимо четко различать дисперсию случайной величины z и дисперсию ее среднего арифметического значения \bar{z} ”. Согласно же 0.4 [2] “...идеальный метод оценивания и выражения неопределенности измерения должен предоставлять возможность указать такой интервал, в частности, который был бы действительно близок к *доверительному интервалу* с заданным *уровнем доверия*”. Это уже означает, что в смысле цели задачи точность “определения измеряемой величины” и “оценивания среднего арифметического совокупности измерений” — разные цели. В первом случае в математической статистике используют толерантные интервалы, во втором — доверительные. Именно здесь и начинаются проблемы с применением [2].

Известно, что “Доверительный интервал (*confidence interval*) — интервал приближённых значений неизвестного скалярного параметра вероятностного распределения, построенный по результатам наблюдений. Пусть X — случайный элемент, принимающий значения в выборочном пространстве (F, B, P_θ) , $\theta \in \Theta \subset \mathbf{R}^1$. Далее, пусть $\theta^- = \theta^-(X)$ и $\theta^+ = \theta^+(X)$ такие две оценки параметра θ , что интервал $(\theta^-, \theta^+) \in \Theta$ и, кроме того, для любого $\theta \in \Theta$ определена вероятность $P_\theta\{\theta^- < \theta < \theta^+\} = p(\theta)$. Интервал (θ^-, θ^+) называется *доверительным интервалом* для параметра θ ; $p(\theta)$ называется *доверительной вероятностью*, или *вероятностью накрытия*, доверительный интервал (θ^-, θ^+) ; θ^- и θ^+ — нижняя и верхняя границы соответственно. Если доверительная вероятность $p(\theta)$ не зависит от θ , то в этом случае говорят, что доверительный интервал (θ^-, θ^+) подобен пространству выборки. Число

Протокол калибровки [2]

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

$P = \inf_{\theta \in \Theta} p(\theta)$ называется коэффициентом доверия, или доверительным уровнем интервальной оценки [6]. И *уровень доверия* [2] — не *доверительный уровень* математической статистики (его чаще тоже называют *уровнем доверия*).

Варианты калибровки

Задача калибровки СИ имеет ряд решений [7].

В упомянутом примере [2] поправка для термометра при $t = 30$ °С составила $b = -0,1494$ °С с суммарной стандартной неопределенностью $u_c = 0,0041$ °С. Результатом же калибровки (см. таблицу) в целом стала систематическая составляющая ряда поправок $b_n = t_{R,n} - t_n$ к показаниям t_n термометра относительно опорных значений $t_{R,n}$:

$$b_{[2]}(t) = -0,1712 \text{ °С} + 0,00218 \cdot (t - 20 \text{ °С}) = -0,2148 + 0,00218 \cdot t \text{ [°С]}.$$

Для данных таблицы линейный регрессионный анализ [8] дает решение

$$Mb_n = \theta_0 + \theta_1 \cdot (t - \bar{t}), = -0,2141642245 + 2,15601547 \cdot 10^{-3} \cdot t,$$

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

$$\theta_1 = \frac{\sum_{n=1}^N b_n \cdot (t_n - \bar{t})}{\sum_{n=1}^N (t_n - \bar{t})^2}, \text{ с оценками*}$$

$$\bar{t} = 23,98390909 \text{ °С}; \hat{\theta}_0 = \bar{b} = -0,1624545455 \text{ °С};$$

$$\hat{\theta}_1 = 2,15601547 \cdot 10^{-3} [7].$$

В условиях гауссовости [8] и известной дисперсии σ^2 поправок, математическое ожидание $Mb(t) = \theta_1 + \theta_2 \cdot (t - \bar{t})$ и дисперсия

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

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

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

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

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

$u_{N-2}(P, \lambda)$ — P -квантиль модуля случайной величины, описываемой распределением Стьюдента с $\nu = N - 2$ степенями свободы (табл. 4.6а [8]). При неизвестной дисперсии ее заменяют оценкой

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

* Для числовых оценок принята протокольная форма записи, то есть без округления, что облегчает проверку правильности вычислений.

Для $c = 21$ °С и $d = 30$ °С [7]: $C = -8,67569582$; $D = 17,49174428$; $s = 0,0101009843$ °С; $\lambda = 0,9999973772$; $u_9(0,95; 1,00) = 2,918$.

Таким образом, при $t = 30$ °С и $P = 0,95$ поправка для термометра, согласно линейному регрессионному анализу, составляет** $(-0,1495 \pm \pm 0,0342)$ °С.

В отношении подобных ситуаций П.В. Новицкий отмечал [9]: “Очень часто доверительные погрешности рассчитывают, вводя ничем не обоснованное предположение о том, что вид закона распределения погрешностей будто бы точно известен. Такой прием является некорректным вне зависимости от того, допускается он сознательно или неосознанно. Реальные законы распределения погрешностей весьма разнообразны и часто очень далеки от нормального”. П.В. Новицкий отмечал и важность введения понятия *погрешности адекватности*. Он полагал, что *задача выбора вида функциональной зависимости — задача не формализуемая, что компактность модели достигается удачным выбором элементарных функций, обеспечивающих хорошее приближение при малом их числе, и определял погрешность адекватности как погрешность, возникающую вследствие недостаточного соответствия аппроксимирующей функции всем особенностям экспериментальной кривой*. Его идея о выборе вида распределения вероятностей по максимуму вероятности согласия с распределением статистического ряда, сформулированная в 1979 г., в то время метрологами не была осознана из-за отсутствия меры вероятности согласия.

Ситуация изменилась с появлением Р 50.2.004–2000 [10], идентификация неадекватности математической модели функции поправок стала возможной для характеристики положения в схеме перекрестного наблюдения, а для характеристики рассеяния — при помощи контурных оценок [11].

Метрологическая аттестация модели (1) по программе “ММК–стат” [10] алгоритмом ММКМНК (МНК в схеме перекрестного наблюдения) показала, что при стандартном виде $b_{11}(t) = -0,2148514 + 2,182436 \cdot 10^{-3} \cdot t$ без учета инструментальной составляющей средний модуль погрешности неадекватности (СМПН) $\bar{\epsilon}_{11}^{[2]} = 4,750704 \cdot 10^{-3}$ °С, где “^[2]” — признак МНК, “₁₁” — двоичный код структуры.

В общем случае модель функции поправок имеет вид $B(t) = b(t) \pm \beta + \eta(b)$, где $b(t)$ — систематическая составляющая (собственно поправка) как характеристика положения; β — мера ее неадекватности “из-за неполного знания” (см. 3.2.3 и 4.1.2 [2]); $\eta(b)$ — характеристика рассеяния, свертка распределений составляющих функции поправок с учетом неадекватности вида распределения, принятого для отклонений поправок b_k от $b(t)$.

** $(-0,1494837604 \pm 0,03420030805)$ °С.

Если в качестве модели функции поправок принять 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 проводить по критерию минимума погрешности неадекватности [11], а результат при $P = 0,95$ представлять интервальной оценкой, то для модели функции поправок максимальной сложности при $M = 6$ алгоритм ММКМЕДС (медианный алгоритм — аналог метода наименьших модулей “ l_1 ” в схеме перекрестного наблюдения) дает линейную модель характеристики положения [10] $B_{11}(t) = -0,208441 + 1,947618 \cdot 10^{-3} \cdot t$ при $\bar{\varepsilon}_{11}^{[1]} = 5,035373 \cdot 10^{-3} \text{ }^\circ\text{C}$, а алгоритм ММКМНК при $\bar{\varepsilon}_{11111}^{[2]} = 2,8516 \cdot 10^{-3} \text{ }^\circ\text{C}$ [7] —

$$B_{11111}(t) = -0,3564568 + 5,253041 \cdot 10^{-3} t + 1,852662 \cdot 10^{-4} \cdot t^2 + 9,844141 \cdot 10^{-6} \cdot t^3 - 5,203103 \cdot 10^{-7} \cdot t^4. \quad (2)$$

Модель (2) по критерию минимума СМПН является лучшей в классе степенных рядов, к которым относится ряд Тейлора, и с учетом параметрической идентификации.

Согласно [12, 11] программа “ММИ–поверка 2.1” [13] реализует статистическую проверку непараметрических гипотез для усеченных распределений наблюдаемой составляющей искомого в задаче результата — равномерного, экспоненциальных с параметрами формы {“1”; “2”; “4”}, Коши и Трубецкая [11]. Эти распределения дополняют распределение Иордана [14] асимметричными случаями. Для характеристики рассеяния модели (2) наиболее правдоподобным оказалось

усеченное распределение Гаусса, свертка которого с контурной оценкой погрешности неадекватности характеристики рассеяния соответствует интервалу $-0,02256 \text{ }^\circ\text{C} \leq b \leq -0,013536 \text{ }^\circ\text{C}$ [7].

Аналогично для модели (1) наиболее правдоподобным оказалось усеченное распределение Трубецкая в свертке на интервале $[-0,00552; 0,00879]$.

Подчеркнем, усеченные распределения и их “одноименные” распределения — это *разные* распределения вероятностей.

Выводы

Сравнение вариантов решения задачи калибровки термометра для точки $30 \text{ }^\circ\text{C}$ [2] показало, что при доверительной вероятности $0,95$ распределения возможных значений отклонений от поправки ограничены толерантными интервалами: в “исходном” примере — $[-0,00523; 0,0076]$, согласно Р 50.2.004–2000 и МИ 2916–2005 — $[-0,0200; 0,0127]$, а по оценкам линейного регрессионного анализа — $[-0,0342; 0,0342]$, при этом соотношение их размеров составило соответственно $0,188:0,478:1$.

Завышенная “оценка точности” [2] связана с тем, что целью измерительной задачи 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 отличается более правдоподобным распределением случайной составляющей функции поправок.

Таким образом, массовое появление “положительных” результатов поверки при расчетах неопределенности измерений имеет естественное объяснение.

Калібрування на роздоріжжі

С. Ф. Левін

Московський інститут експертизи та випробувань, Нахімовський проспект, 31, 117418, Москва, Росія
AntoninaEL@rostest.ru

Анотація

Розглянуто проблемні питання калібрування засобів вимірювань, які пов'язані з такими обставинами: на практиці калібрування засобів вимірювань проводиться за методиками повірки, в більшості яких характеристиками точності еталонів нехтують;

у багатьох випадках результати калібрування засобів вимірювань оформлюються у вигляді протоколу спільних вимірювань каліброваного засобу вимірювань та еталона із зазначенням характеристик точності тільки еталона;

завдання статистичної структурно-параметричної ідентифікації функції перетворення або функції поправок, як правило, не вирішується, і в більшості випадків обмежуються параметричною ідентифікацією методами лінійного регресійного аналізу;

співвідношення для виправленого результату вимірювання на відповідність вимогам державних повірочних схем за довірчою ймовірністю не контролюються;

використання при калібруванні засобів вимірювань положень “Керівництва з вираження невизначеності вимірювання” призводить до оцінок у вигляді розширеної невизначеності, які ні довірчим, ні толерантним інтервалам, зазначеним у міжнародних і національних стандартах за статистичними методами, не відповідають;

при калібруванні питання оцінювання достовірності одержуваних результатів викликають у фахівців низку труднощів, пов’язаних із використанням ймовірнісно-статистичних методів, а часом і взагалі залишаються поза їх увагою.

Однією з причин такої ситуації є некоректна постановка власне вимірювальної задачі калібрування засобів вимірювань.

У статті наведено результати рішення вимірювальної задачі калібрування при різних формулюваннях її мети.

Ключові слова: калібрування засобів вимірювань, метод спільних вимірювань, метод непрямого вимірювання, довірча ймовірність, згортка.

Calibration at the crossroads

S. Levin

*The Moscow Institute of Expertise and Tests, Nakhimovsky Avenue, 31, 117418, Moscow, Russia
AntoninaEL@rostest.ru*

Abstract

Challenging issues of calibration of the measuring instruments, connected with following circumstances are considered:

In practice, calibration of measuring instruments is performed by verification procedures, in most of which the accuracy characteristics of the measurement standards are neglected;

In many cases, the calibration results of measuring instruments are drawn up in the form of the protocol of joint measurements of a measuring instrument being calibrated and the measurement standard with indicating the accuracy characteristics only the measurement standard;

The problem of statistical structural-parametrical identification of a transformation function or a function of corrections, as a rule, is not being solved, and in most cases, the work is limited to parametrical identification by methods of linear regression analysis;

Relations of the corrected measurement result are not controlled for the conformity to requirements to the state verification schemes on confidential probability;

Use in calibration of measuring instruments the provisions of “Guide to the expression of uncertainty in measurement” leads to estimations in the form of the expanded uncertainty which correspond neither to confidential nor to tolerant intervals specified in the international and national standards on statistical methods;

In calibration, the questions of reliability evaluation of the obtained results cause a number of difficulties connected with application of probability-statistical methods, and sometimes totally remain out of view.

One of the reasons of current situation is incorrect statement of the measuring problem of calibration of the measuring instruments itself.

The results of the solution of the measuring problem of calibration with various formulations of its purpose are presented in the article.

Keywords: calibration of measuring instruments, method of joint measurements, method of indirect measurement, confidential probability, convolution.

Список литературы

1. JCGM 200:2008. International Vocabulary of Metrology — Basic and general concepts and associated terms. Joint Committee for Guides in Metrology (JCGM/WG 2), 2008. (Международный словарь по метрологии (VIM-3). Основные и общие понятия и соответствующие термины. Санкт-Петербург: НПО Профессионал, 2010. 81 с.).
2. Guide to the expression of uncertainty in measurement. First edition. Switzerland: International Organization for Standardization, 1993. 101 p.
3. ILAC-P 14:01/2013. ILAC Policy for Uncertainty in Calibration. 14 p.
4. ISO/IEC DIS 17025–2016. General requirements for the competence of testing and calibration laboratories. 36 p.

5. Левин С.Ф. Можно ли “точно” пересчитать погрешность в неопределенность? *Законодательная и прикладная метрология*. 2017. № 3. С. 18–25.
6. Вероятность и математическая статистика: энциклопедия. Москва: Большая Российская энциклопедия, 1999. 910 с.
7. Левин С.Ф. Математическая теория измерительных задач: Приложения. Калибровка средства измерений — Три решения одной измерительной задачи. *Контрольно-измерительные приборы и системы*. 2018. № 1. С. 30–33.
8. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. Москва: Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит., 1983. 416 с.
9. Новицкий П.В., Зограф И.А. Оценка погрешностей результатов измерений. Ленинград: Энергоатомиздат, Ленингр. отд., 1985. 248 с.
10. Р 50.2.004–2000 ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения.
11. МИ 2916–2005 ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.
12. МИ 1317–2004 ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Формы представления. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров.
13. Левин С.Ф. Об уровне доверия и достоверности результатов определительных и контрольных испытаний. *Приборы и системы. Управление, контроль, диагностика*. 2016. № 11. С. 43–53.
14. МИ 188–86 МУ ГСИ. Средства измерений. Установление значений параметров методик поверки.
5. Levin S.F. *Mozhno li “tochno” pereschitat pogreshnost v neopredelennost?* [Is it possible to “accurately” recalculate an error into an uncertainty?]. *Zakonodatel'naya i prikladnaya metrologiya*, 2017, no. 3, pp. 18–25.
6. *Veroyatnost i matematicheskaya statistika. Entsiklopediya* [Probability and mathematical statistics. Encyclopedia]. Moscow, Bolshaya Rossiyskaya entsiklopediya, 1999. 910 p.
7. Levin S.F. *Matematicheskaya teoriya izmeritelnykh zadach: Prilozheniya. Kalibrovka sredstva izmereniy — Tri resheniya odnoy izmeritelnoy zadachi* [Mathematical theory of measuring tasks: Applications. Calibration of the measuring instrument — Three solutions of one measuring task]. *Kontrolno-izmeritelnye pribory i sistemy*, 2018, no. 1, pp. 30–33.
8. Bolshev L.N., Smirnov N.V. *Tablitsy matematicheskoy statistiki* [Tables of mathematical statistics]. Moscow, Nauka, Glavnaya redaktsiya fiziko-matematicheskoy literatury, 1983. 416 p.
9. Novitskiy P.V., Zograf I.A. *Otsenka pogreshnostey rezul'tatov izmereniy* [Estimation of errors in measurement results]. Leningrad, Energoatomizdat, Leningr. otdelenie, 1985. 248 p.
10. R50.2.004–2000 GSI. *Opreделение kharakteristik matematicheskikh modeley zavisimostey mezhdru fizicheskimi velichinami pri reshenii izmeritelnykh zadach. Osnovnye polozeniya* [Determination of characteristics of mathematical models of dependencies between physical quantities in solving measuring tasks. Basic provisions] (in Russian).
11. MI 2916–2005 GSI. *Identifikatsiya raspredeleniy veroyatnostey pri reshenii izmeritelnykh zadach* [Identification of probability distributions in solving measuring tasks] (in Russian).
12. MI 1317–2004 GSI. *Rezultaty i kharakteristiki pogreshnosti izmereniy. Formy predstavleniya. Spособы ispol'zovaniya pri ispytaniyakh obraztsov produktsii i kontrole ikh parametrov* [Results and characteristics of measurement error. Forms of representation. Methods for use in testing product samples and monitoring their parameters] (in Russian).
13. Levin S.F. *Ob urovne doveriya i dostovernosti rezul'tatov opredelitelnykh i kontrolnykh ispytaniy* [On the level of confidence and reliability of the results of determinative and control tests]. *Instruments and Systems: Monitoring, Control and Diagnostics*, 2016, no. 11, pp. 43–53.
14. MI 188–86 MU GSI. *Sredstva izmereniy. Ustanovlenie znacheniy parametrov metodik poverki* [Measuring instruments. Determination of parameter values of verification procedures] (in Russian).

References

1. JCGM 200:2008. International Vocabulary of Metrology — Basic and general concepts and associated terms. Joint Committee for Guides in Metrology (JCGM/WG 2), 2008 (*Mezhdunarodnyy slovar po metrologii (VIM-3). Osnovnye i obshchie ponyatiya i sootvetstvuyushchie terminy*. St. Petersburg, NPO Professional, 2010. 81 p.).
2. Guide to the expression of uncertainty in measurement. First edition. Switzerland, International Organization for Standardization, 1993. 101 p.
3. ILAC-P 14:01/2013. ILAC Policy for Uncertainty in Calibration. 14 p.
4. ISO/IEC DIS 17025–2016. General requirements for the competence of testing and calibration laboratories. 36 p.