

## Качество поверки средств измерений и апостериорная достоверность контроля

С. Ф. ЛЕВИН

*Московский институт экспертизы и испытаний, Москва, Россия, e-mail: AntoninaEL@rostest.ru*

*Рассмотрены проблемы применения международных и национальных стандартов для оценивания качества контрольных испытаний средств измерений.*

**Ключевые слова:** качество поверки, апостериорная достоверность, доверительная вероятность, свёртка, толерантный интервал.

*Application problems of the international and national standards for qualities verification and checking tests of measuring instruments are considered.*

**Key words:** verification quality, a posteriori reliability, confidence probability, convolution, tolerance interval.

Центральной задачей метрологического обеспечения контрольных испытаний средств измерений (СИ) на соответствие установленным требованиям является минимизация риска принятия ошибочных решений [1, 2]. При разработке методик контроля данный риск характеризуется априорной достоверностью [3]. В России с 2004 г. эту задачу стали решать с учётом протоколов измерений в виде оптимальных оценок апостериорной достоверности [4], тогда как за рубежом для результатов верификации СИ приняты расчёты неопределённости.

В 2006 г. стандарт [5] стал руководством «при разработке требований к объекту оценки, которые могут быть сформулированы в виде предельных значений для количественных параметров... и при оценке соответствия упомянутым требованиям, когда результаты измерений или испытаний указаны вместе с неопределённостью» [6]. Но для терминов «область допустимых значений» [5, п. 3.5] и «неопределённость (результата проверки) – оценка, относящаяся к результату проверки, которая характеризует область значений, внутри которой лежит истинное значение» [7, п. 3.25] было уточнено следующее: «устанавливаемые предельные значения не должны включать в себя (в явном или неявном виде) неопределённость измерений» [5, п. 4.1.4]. Тогда и началось «внедрение» расширенной неопределённости GUM [6] в браковочное условие методик поверки СИ, несмотря на то, что GUM не соответствует международным и национальным стандартам [8, 9] по статистическим методам для нормального распределения и толерантных интервалов, соответственно.

Возникает вопрос, это произошло потому, что в стандарте [10, п. 1.4.5] термин *tolerance interval* переведён как «поле [область] допуска – множество значений показателя между предельными значениями, включая последние». А правильное определение появилось только в стандарте [11, п. С.2.30]: «толерантный интервал – интервал, для которого можно утверждать с определённой доверительной вероятностью, что он содержит долю генеральной совокупности, не меньшую заданной». Известно, что толерантные интервалы шире доверительных и характеризуют распределения, а не оценки их параметров. Или это произошло потому, что в стандарте [7]

термины «доверительная вероятность» и «уровень доверия» рассматриваются как синонимы<sup>1</sup>.

Ещё до опубликования перевода [6] предлагалось ограничить применение GUM международными сличениями эталонов и теми видами измерений, в которых «отсутствуют необходимые эталоны» [12]. И новых проблем в отечественной поверке могло бы и не быть. Однако в стандарте [12] приведена критика примеров, содержащихся в этом же стандарте и не названа настоящая причина критики. Эта причина состоит в том, что в [12] нарушены условия применимости дисперсионного анализа [13].

«Внедрение» GUM началось с проекта методики поверки термометров сопротивления и реакции его инициаторов на статью [14], в которой были указаны нарушения условий применимости статистических методов, недопустимость подмены толерантных интервалов доверительными и доверительной вероятности – вероятностью охвата, а также, самое главное, разъяснено, что эквивалентом понятия «неопределённость в широком смысле» является распределение вероятностей, а не параметр его рассеяния. К тому же знания этого параметра, как прямо указано в тексте GUM, недостаточно для оценивания не только вероятности охвата. Только после серии статей [15–18] о некорректности применения в GUM терминов математической статистики вышел новый терминологический документ [19] с единственной формулой «СКО», наконец-то правильно названного оценкой стандартного отклонения (от среднего арифметического), и появился термин «неаддитивная величина – величина, для которой суммирование её значений не имеет смысла. Пример – термодинамическая температура» [19, п. 3.29]. Но «внедрение» зауженной «расширенной неопределённости» продолжилось.

В GUM за счёт нарушения логики статистического вывода и приписывания неизвестности «истинному значению» вопреки

<sup>1</sup>В математической статистике, когда доверительная вероятность  $P_C(\theta)$  для интервальной оценки параметра  $\theta$  распределения вероятностей зависит от значения оцениваемого параметра, доверительный интервал характеризуют нижней гранью доверительной вероятности  $\inf P_C(\theta) = P_C$ , которую называют коэффициентом доверия или уровнем доверия.

его условности из-за произвольного выбора физического размера меры единицы (принцип Ньютона–Эйлера) был создан миф о превосходстве «реалистических» оценок над «безопасными». Поэтому неожиданностью для многих стал международный проект ревизии GUM [20], в котором упразднены «суммарная стандартная неопределённость», «оценивание неопределённости по типам А и В», измеряемым величинам приписаны распределения вероятностей, перечень которых существенно расширен, стандартная неопределённость увеличена в  $[(n-1)/(n-3)]^{0.5}$  раз, а вероятность охвата доведена до неравенства Чебышёва. Эти «доработки» не решают проблем, но превращают внедрение «неопределённости измерения» в государственную систему обеспечения единства измерений в сизифов труд.

**Предыстория проблемы.** В сфере привязки СИ к государственным первичным эталонам поверители, озадаченные той игрой в непонятные слова, которую устроили теоретики «неопределённости», продолжают руководствоваться нормативными документами, в которые эти непонятные слова вставлены. Было бы полбеды, если бы слова сопровождали ещё и правильные формулы<sup>2</sup>. В измерительной задаче идентификации погрешностей всегда были принципиальными основы оценивания достоверности и проблемы логики статистического вывода. Ещё в справочнике по математике [21] указывалось: «Некорректное применение статистических методов может привести к неверным заключениям. Все (возможно, и не высказанные явно) предположения, относящиеся к теоретическому распределению, должны быть проверены. Никогда не следует применять одну и ту же выборку для оценки и для проверки. Заметим, наконец, что статистические критерии не могут доказать ни одной гипотезы: они могут лишь указать на «отсутствие опровержения».

В этом предупреждении есть три важных момента. Первый момент – о предположениях, в том числе и не высказанных явно. В этой связи ещё П. В. Новицкий отмечал: «Очень часто доверительные погрешности рассчитывают, вводя ничем не обоснованное предположение о том, что вид закона распределения погрешностей будто бы точно известен. Такой приём является некорректным вне зависимости от того, допускается он сознательно или неосознанно. Реальные законы распределения погрешностей весьма разнообразны и часто очень далеки от нормального» [22].

Второй момент состоит в недопустимости применения одной и той же выборки для оценивания параметров распределения вероятностей и проверки гипотезы о его виде. В этом случае гипотезу называют сложной, а стандарт [7] содержит полезные термины: «2.69... свободный от распределения критерий – критерий, в котором функция распределения статистики, лежащей в основе критерия, не зависит от функции распределения наблюдений»; «2.78... вероятность ошибки 2-го рода с Примечанием: «Вероятность ошибки 2-го рода, обычно обозначаемая  $\beta$ , зависит от реальной ситуации и может быть вычислена лишь

в том случае, если альтернативная гипотеза задана адекватно». Но в редакции этого стандарта 2006 г. термина «distribution free-test» нет, а в примечании к термину «1.47 Type II error» указано лишь то, что ошибки 2-го рода происходят при размере выборки, недостаточной для отказа от нулевой гипотезы. Согласно рекомендациям [23] при проверке сложных гипотез непараметрические критерии согласия Колмогорова, Смирнова,  $\omega^2$  и  $\Omega^2$  Мизеса теряют свойство «свободы от распределения». Распределения статистик этих критериев зависят от вида неизвестного «адекватного» закона распределения  $F(x, \theta)$ , которому подчинена наблюдаемая выборка, от типа и числа оцениваемых параметров, в некоторых ситуациях – от их конкретных значений, а также от используемого метода оценивания. Для выборки данных предпочтительны оценки максимального правдоподобия (ОМП) и MD-оценки, которые минимизируют различного рода расстояния  $D$  между эмпирическим и теоретическим распределениями. Некорректно использование оценок по методу моментов (за исключением их совпадения с ОМП) и вычисление статистик непараметрических критериев согласия по наблюдениям, сгруппированным в интервалы, что характерно для критерия  $\chi^2$  [23].

Третий момент заключается в цене правдоподобия статистических оценок. Ключевым для расчёта апостериорной достоверности результата контроля является указание на «адекватность» альтернативной гипотезы [7, п. 2.78, Примечание]. Однако вид распределения точно неизвестен всегда, а традиционное понятие «адекватности» бессмысленно. С этой стороны в GUM альтернативы отсутствуют. А вероятность ошибки 2-го рода нулевой «неадекватной» гипотезы можно оценить, естественно, погрешностью неадекватности.

К сожалению, в отношении оценивания достоверности результатов контрольных испытаний теоретическая метрология по уровню проработки уступает теории контроля [24], хотя при использовании последней в задачах обеспечения единства измерений необходимо учитывать специфику СИ.

**Особенности контрольных испытаний СИ.** Качество контроля СИ характеризуют достоверностью [24]. Методическую составляющую достоверности обуславливают полнота контроля и критерии оценивания вида технического состояния исправного или неисправного СИ, а инструментальную – вероятностные свойства контура контроля и его алгоритм. Контур включает СИ и средства его контроля или поверки (СП). Алгоритм должен обеспечить правильное определение дискретных значений функции погрешности. При испытаниях в целях утверждения типа СИ эта функция является функцией измеряемой и влияющих величин, а при поверке – функцией только измеряемой величины.

Математическая модель функции погрешности содержит характеристику положения как систематическую составляющую и характеристику рассеяния – плотность распределения вероятностей (ПРВ) случайных отклонений от характеристики положения. Контрольные испытания СИ основаны на определении наблюдаемой составляющей функции погрешности – разности  $\Delta$  показаний  $Y$  (СИ) и  $X$  (СП), которая не должна превышать предела допускаемой погрешности  $\Delta_p$  или модуля границ контрольного допуска  $G_y$ . Эти границы для уменьше-

<sup>2</sup>Исключение в [19] – «дефинициальная неопределённость» из международного словаря. Формул для неё нет, есть слово «детальность», неизвестно что обозначающее, может быть СКО погрешности неадекватности?

ния влияния погрешностей СП на качество поверки могут быть меньше предельно допустимых значений погрешности  $\Delta_p$ . По этим же данным контролируют систематическую составляющую функции погрешности и СКО случайной составляющей. При разработке методик поверки СИ согласно [3] предполагаемую (т. е. априорную) достоверность качественных результатов контроля оценивают оперативной характеристикой [1]:

$$L(\delta') = \int_{-\gamma}^{\gamma} \varphi(\delta'|\delta') d\delta',$$

где  $\gamma = G_p/\Delta_p$ ;  $\varphi(\delta'|\delta')$  – условная ПРВ для нормализованной оценки  $\hat{\delta}' = \hat{\Delta}/\Delta_p$  наблюдаемой составляющей основной погрешности в виде распределения Иордана с параметром формы  $\varepsilon$ , приближающим его к различным распределениям – равномерному ( $\varepsilon = -1$ ), Гаусса ( $\varepsilon = 10$ ) или Лапласа ( $\varepsilon = 100$ ) [3].

Основным критерием достоверности поверки в [1] принята наибольшая вероятность  $P_{\text{бам}}$  ошибочного признания годным любого в действительности дефектного экземпляра СИ. Она достигается при условной ПРВ для крайних значений нормализованных точечных оценок  $\delta' = 1$  или  $-1$ .

Согласно теории контроля апостериорную достоверность контроля можно оценить по оперативной характеристике, но для апостериорной оценки ПРВ. С условной ПРВ и её долей связан ряд проблемных вопросов.

Во-первых, с 1 января 2012 г. в стандарте [25] определено использование показателей достоверности в целях развития метрологического обеспечения систем допускового контроля, но описана априорная достоверность. В теории контроля вероятность  $P_{\text{б-г}}$  ошибочного признания годным в действительности дефектного объекта для границ  $[a, b]$  допуска на его контролируемую характеристику вычисляется по формуле свёртки

$$P_{\text{б-г}} = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \int_{a-x}^{b-x} \varphi(\xi) d\xi dx - \int_a^b f(x) \int_{a-x}^{b-x} \varphi(\xi) d\xi dx.$$

В стандарте [26] и методике [2] математическая модель погрешности СИ представлена так называемым объединением составляющих, символы которых соединены «звёздочками» (\*). Самое подробное объяснение этого понятия ограничено комментарием: «Под объединением понимают применение к составляющим погрешности измерений некоторого функционала, позволяющего рассчитать погрешность, обусловленную совместным воздействием этих составляющих» [26]. Нормативно это объяснение просуществовало в государственной системе обеспечения единства измерений до 2005 г., когда в методике [4] появилось математическое представление «свёртки», так как именно этого термина нет в стандарте [7]. Если для модели объекта испытаний якобиан преобразования – константа, то свёртка – частный случай композиции. Но и этого термина нет в [7]. Поэтому далее будем придерживаться следующих определений: композиция – распределение вероятностей произвольной функции случайных аргументов; свёртка – композиция для линейной комбинации случайных аргументов; смесь распределений – распределение в виде суммы распределений; вероятность согласия – пересечение плотно-

стей распределений случайных величин, в простейшем случае – единица минус расстояние Колмогорова [27].

Во-вторых, с 1 января 2015 г. переопределён термин «результат измерения». Теперь это – «множество значений величины, приписываемых измеряемой величине вместе с любой другой доступной и существенной информацией» [17]. В примечании же отмечено, что международный словарь «предусматривает также представление результата измерений плотностью распределения вероятностей на множестве возможных значений измеряемой величины». Это указывает на то, что в вычислениях достоверности может фигурировать не только приписываемая априори условная ПРВ, например, Иордана [3], но и вероятностная оценка ПРВ для всего множества значений функции погрешности, полученная по протоколу измерений методом доверительного оценивания, т. е. из расчёта на наихудший случай. Этому случаю соответствует нижняя граница вероятности признания СИ годным  $P_{\text{ДИmin}}$  – инструментальная апостериорная достоверность, характеризующая качество поверки экземпляра СИ. Доля ПРВ вне допуска – верхняя граница вероятности брака СИ  $P_{\text{бам}} = 1 - P_{\text{ДИmin}} \leq 1 - P_{\text{д}}$ , где  $P_{\text{д}}$  – доверительная вероятность согласно государственной поверочной схеме, которой охвачено поверяемое СИ.

В-третьих, проблемой в теории поверки и калибровки СИ сегодня является не идентификация вероятностной оценки погрешности по протоколу измерений, а придание теории законченного вида. Разработка методик поверки СИ регламентирована в [3], чего нельзя сказать о контроле качества результатов поверки экземпляра СИ. Есть только обязательное приложение к методике [4] с примером оценивания апостериорной достоверности поверки.

В-четвёртых, план измерений при поверке СИ определяет число и размещение поверочных точек  $m$  и число  $n$  измерений в каждой из них. При этом разность  $\Omega$  между наибольшим модулем непрерывной нормализованной функции  $\Delta_{0s}(x)$  систематической составляющей основной погрешности и его значением в соседствующей поверочной точке не должна превышать  $\Omega_p$  [1]. Так как поверка это – «контроль дискретных значений характеристики основной погрешности, являющейся непрерывной функцией входного сигнала в диапазоне измерений СИ» [1], то проверка функции  $\Delta_{0s}(x)$  при поверке является выборочной [18].

В-пятых, формулы теории контроля не могут быть применены непосредственно для расчёта достоверности поверки СИ, так как погрешность СП в результате поверки становится составляющей погрешности поверенного СИ, хотя этой составляющей часто и необоснованно пренебрегают. В стандарте [26] на этом внимание не акцентировано. А ведь это – «плата» за привязку СИ к государственному первичному эталону, которую стали называть «прослеживаемостью» уже тогда, когда английским эквивалентом термина «единство измерений» ещё было понятие «traceability». Правда, в методике [2] упоминается «погрешность воспроизведения или измерений  $i$ -го параметра условий испытаний», которую для образца СИ можно рассматривать как погрешность СП  $\theta(x)$  в функции воспроизводимой величины  $X$ . Поэтому при определении апостериорной достоверности поверки экземпляра СИ требуется предварительная идентификация функции погрешности.

Т а б л и ц а 1

Данные поверки микрометра МК 25-1

| $n$ | $y_n$ , мм | $x_n$ , мм | $\theta' = \theta(x_n)/\Delta_p$ | $\xi_n = y_n - x_n$ , мкм | $\xi'_n = \xi_n/\Delta_p$ |
|-----|------------|------------|----------------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 1   | 5,120      | 5,11992    | 0,05256                          | 0,08                      | 0,040                     |
| 2   | 10,239     | 10,23996   | 0,05512                          | -0,96                     | -0,480                    |
| 3   | 15,360     | 15,35993   | 0,05768                          | 0,07                      | 0,035                     |
| 4   | 21,500     | 21,50001   | 0,06075                          | -0,01                     | -0,005                    |
| 5   | 25,000     | 24,99993   | 0,06250                          | 0,07                      | 0,035                     |

**Измерительная задача идентификации функции погрешности СИ.** Математическая модель функции погрешности как случайной функции измеряемой величины  $X$  и влияющих величин  $X_1, X_2, \dots, X_j, \dots, X_J$  описывается многомерной ПРВ. Её идентифицируют по данным определительных испытаний СИ с учётом ненаблюдаемых составляющих, в том числе погрешностей неадекватности. Контролируют же функцию погрешности при апробации методики поверки. В нормальных условиях поверки математическая модель функции погрешности СИ в статической измерительной задаче принимает вид [27]:

$$\Delta(\Theta; x) = \sum_{i=1}^I \left\{ \theta_{i0} + \sum_{k=1}^{K_i} \theta_{ik} \Psi_{ik}(x) \pm \Delta_i(\Theta_{i(R)}; x) \right\} \prod_i(x_{i-1}, x_i; x),$$

где  $\Delta_i(\Theta_{i(R)}; x)$  – апостериорная ПРВ вида «\*» характеристики рассеяния (наблюдаемой составляющей, разности  $\Delta$  показаний СИ и СП);  $\Theta$  – множество параметров  $\theta_{ik}$  характеристики положения;  $\Psi_{ik}(x)$  – заданные базисные функции;  $\prod_i(x_{i-1}, x_i; x)$  – индикаторная функция  $i$ -го интервала непрерывности.

Свёртка апостериорной ПРВ с эквивалентным равномерным распределением «\*R» ненаблюдаемых составляющих даёт оценку основной погрешности СИ [4].

Структурно-параметрическая идентификация модели  $\Delta(\Theta; x)$  предусматривает проверку гипотезы о непрерывности функции  $\Delta_{0s}(x)$  с учётом вариации методом скользящей границы [27] по критерию минимума погрешности неадекватности, если эта погрешность входит в перечень составляющих, приписываемых эквивалентному равномерному распределению. Отсюда следует необходимость учёта в плане измерений поверки не только начального, конечного и экстремальных значений функции  $\Delta_{0s}(x)$ , но и точек разрыва (разладки – по А. Н. Ширяеву [28]). Кроме того, границы зоны толерантности функции погрешности при их зависимости от измеряемой величины могут корректировать план измерений переменным значением границ контрольного допуска. И если дополнять план зависимостью границ погрешности СП от воспроизводимой при поверке физической величины, то задачу идентификации функции погрешности СИ придётся решать в условиях неравноточности измерений.

Заметим, что при сбалансированном плане измерений схема перекрёстного наблюдения погрешности неадекватности [27] позволяет избежать проблем проверки сложных гипотез [23], а необходимое число поверочных точек на интервале непрерывности систематической составляющей функции погрешности СИ равно числу параметров её модели плюс один. Оценка погрешности неадекватности компенсирует неполноту контроля дискретных значений этой функции.

Методические указания [1] оперируют нормализованной функцией погрешности, а условием эргодичности в задаче идентификации модели функции погрешности СИ [27] является условие полной нормализации всех данных. Другими словами, данные протокола измерений и границы погрешностей СП должны быть нормализованы пределами допускаемой погрешности СИ. Тогда независимо от типа СИ решение статической измеритель-

ной задачи идентификации его функции погрешности становится стандартным для характеристики положения по программам типа «ММК–стат» [27] и характеристики рассеяния по программам типа «ММИ–поверка» [4]. При этом критериями идентификации модели функции погрешности СИ являются минимум среднего модуля погрешности неадекватности характеристики положения [27] и наименьшая контурная оценка функцией распределения вероятностей наблюдаемой составляющей характеристики рассеяния [4].

**Пример расчёта апостериорной достоверности поверки.** Рассмотрим нормализованные данные протокола поверки (табл. 1) при  $P_d=0,99$  и доверительной границе погрешности СП  $\theta'_{\max}=0,0625$ . Согласно [2, п.1.4.2] в силу отсутствия достоверной априорной непараметрической информации примем для описания составляющих основной погрешности равномерные распределения в известных границах. Для наблюдаемой составляющей это будет равномерное распределение с ОМП параметров положения  $\theta_{R1}=-0,22$  и рассеяния  $\theta_{R2}=0,39$ . Границы погрешности неадекватности функции эквивалентного равномерного распределения  $F_R(\xi')$  для статистической функции распределения  $F_{(5)}(\xi'_{[r]})$  приведены в табл. 2, где  $\omega_{[r]}$  – частота повторения значения  $\xi'_{[r]}$ :

$$F_{(5)}^-(\xi'_{[r]}) = \min F_{(5)}(\xi'_{[r]}); F_{(5)}^+(\xi'_{[r]}) = \max F_{(5)}(\xi'_{[r]}).$$

Эти границы по статистикам Смирнова при  $\xi'_{[5]}$  и  $\xi'_{[2]}$  составят соответственно  $0,04-0,5 \cdot (2 \cdot 0,39) = -0,35$  и  $-0,005 + 0,3 \cdot (2 \cdot 0,39) = 0,229$ . И границы свёртки  $0,04-2 \cdot 0,39-0,0625 = -0,8025$ ;  $-0,0985+2 \cdot 0,39 = +0,6815$  будут входить в интервал  $[-1; +1]$ , т. е.  $P_{\text{ди min}}=1$ , и искать более точное решение не нужно. В противном случае для уменьшения вероятности ошибки 1-го рода следует построить функцию погрешности или функцию преобразования СИ,

Т а б л и ц а 2

Статистическая функция распределения нормализованных значений наблюдаемой составляющей основной погрешности микрометра МК 25-1

| $r$ | $\xi'_{[r]}$ | $\omega_{[r]}$ | $F_{(5)}^-(\xi'_{[r]})$ | $F_{(5)}^+(\xi'_{[r]})$ |
|-----|--------------|----------------|-------------------------|-------------------------|
| 1   | -0,480       | 1              | 0                       | 0,2                     |
| 2   | -0,005       | 1              | 0,2                     | 0,4                     |
| 3   | 0,035        | 2              | 0,4                     | 0,8                     |
| 4   | 0,040        | 1              | 0,8                     | 1,0                     |

Т а б л и ц а 3  
Статистические характеристики гипотетических распределений, полученные по программе  
«ММИ–поверка»

| Вид<br>распределения «*» | Оценки параметров |               | Статистики критериев согласия |                     |                     |
|--------------------------|-------------------|---------------|-------------------------------|---------------------|---------------------|
|                          | $\theta_{*1}$     | $\theta_{*2}$ | $D_*$                         | $P_{\text{ж*}}$     | $\bar{d}_*$         |
| Равномерное * = R        | –0,22             | 0,39          | 0,5756410256                  | 0,1333333333        | 0,2089743590        |
| Лапласа * = L            | 0,035             | 0,112         | <b>0,4781694852</b>           | <b>0,3103972641</b> | <b>0,1557427133</b> |
| Гаусса * = G             | –0,075            | 0,2031501907  | 0,4349156494                  | 0,2341340008        | 0,1758465321        |
| Коши * = K               | 0,035             | 0,02          | 0,4220208696                  | 0,2247106804        | 0,1655204779        |

найти более правдоподобное распределение наблюдаемой составляющей погрешности и использовать статистическую функцию распределения на основе смесей распределений [4].

По критериям минимума расстояния Колмогорова  $D_*$  среднего абсолютного отклонения статистической функции распределения от функции распределения вероятностей  $\bar{d}_*$  и максимума вероятности согласия  $P_{\text{ж*}}$  (табл. 3<sup>3</sup>) среди распределений с бесконечными хвостами по программе «ММИ–поверка» наиболее правдоподобным оказалось распределение Лапласа при  $P_{\text{ди min}}=0,76$ . Поэтому использование неусечённых распределений вероятностей в расчётах достоверности результатов поверки СИ нецелесообразно. Этот вывод в полной мере относится не только к GUM, но и к проекту его ревизии [20].

Критерий минимума среднего абсолютного отклонения  $\bar{d}_*$  связан максимумом вероятности согласия, обладает большей селективностью при малых выборках для ПРВ с равным числом параметров [4] и в последующих версиях программ типа «ММИ–поверка» принят основным для параметрической идентификации. Его статистика, наряду с расстоянием Колмогорова и статистикой  $\text{ж}$ -критерия [27], рассматривается как MD-оценка [23]. В этих программах класс распределений расширен усечёнными распределениями Лапласа, Гаусса, Коши, Трубичина и

<sup>3</sup> Здесь и далее результаты вычислений даны в протокольной форме.

Т а б л и ц а 4  
Результаты структурно-параметрической идентификации основной погрешности микрометра МК 25-1

| Программа<br>(способ)                        | ММИ–поверка<br>2.0 | ММК–стат 2.0<br>+ ММИ–поверка<br>2.0 | ММИ–поверка<br>2.1 | Графический<br>способ [4] |
|----------------------------------------------|--------------------|--------------------------------------|--------------------|---------------------------|
| Левая точка усечения                         | –0,61              | –0,5515455389                        | –0,53512           | –0,535                    |
| Правая точка усечения                        | +0,17              | +0,3875515631                        | +0,0975            | +0,088                    |
| Лучшее распределение                         | Усечённое Коши     | Усечённое Коши                       | Равномерное        | Равномерное               |
| Параметр положения $\theta_{*1}$             | 0,02788            | 0,03248692602                        | –0,21881           | –0,224                    |
| Параметр рассеяния $\theta_{*2}$             | 0,04165            | 0,09569757313                        | 0,31631            | 0,311                     |
| Среднее абсолютное<br>отклонение $\bar{d}_*$ | 0,08831891046      | 0,03305801158                        | 0,255174           | 0,105                     |
| Достоверность поверки                        | 0,9995536607       | 1                                    | 1                  | 1                         |
| Верхняя граница свертки                      | 0,3625             | 0,6065677467                         | +0,440279          | +0,438                    |
| Нижняя граница свертки                       | –1,12247           | –0,9292293552                        | –0,551531          | –0,535                    |
| Шаг поиска                                   | 0,00001            | 0,00001                              | 0,0001             | –                         |

др., т. е. включает отдельно возможные варианты распределения Иордана [3].

В табл. 4 представлены результаты нахождения усечённой ПРВ по критерию минимума контурной оценки погрешности неадекватности с использованием различных программ и графического способа на основе смеси равномерных распределений. При этом

идентификация по программе «ММК–стат 2.0» [27] характеристики положения функции преобразования  $Y=-4,3135937 \cdot 10^{-4} + \dots + 1,0000182X$  при среднем модуле погрешности неадекватности  $\bar{\varepsilon}=3,1623841 \cdot 10^{-4}$  и среднем абсолютном отклонении  $\bar{d}=2,8619767 \cdot 10^{-4}$  с последующим центрированием нормализованных данных дала по программе «ММИ–поверка 2.0» более точный результат. Там же приведены результаты идентификации с учётом неравноточности измерений по программе «ММИ–поверка 2.1».

**Закключение.** Логика статистического вывода на основе оценивания погрешности неадекватности при структурно-параметрической идентификации функции погрешности СИ по данным протокола измерений формализует решение задачи контрольных испытаний независимо от типа СИ и плана измерений. Оценивание апостериорной достоверности позволяет по данным апробации методик поверки при испытаниях СИ в целях утверждения типа контролировать достаточность числа и размещение поверочных точек. Усечённые распределения вероятностей в описании функции погрешности снижают вероятность ошибок 2-го рода, а учёт неравноточности измерений уменьшает вероятность и ошибок 1-го рода. При отсутствии достоверной априорной информации эту задачу решают графически по эквивалентным равномерным ПРВ для наблюдаемой и ненаблюдаемых составляющих погрешности. Идентификация функции погрешности СИ обеспечивает и более качественную разработку методик поверки.

Перечисленные проблемы поверки СИ возникли не только вследствие перевода GUM, где словами о «безопасности» и «реалистичности», а не терминами статистики, фактически указано на несоответствие концепции неопределённости цели Федерального закона РФ от 26.06.2008 № 102-ФЗ «Об обеспечении единства измерений».

На международном уровне отечественные специалисты не критикуют некомпетентное применение статистики в метрологии. В то же время, возвращаясь к качеству верификации СИ за рубежом, авторы [29] назвали количественные показатели неопределённости размытыми понятиями, которыми на практике следует пользоваться так, чтобы они отличались от анекдота.

И здесь возникает еще одна проблема. Если расчёты неопределённости результатов контрольных испытаний (верификации) СИ за рубежом в силу некорректного применения математической статистики не соответствуют основной цели Федерального закона РФ № 102-ФЗ, то как быть с процедурой взаимного признания результатов контрольных испытаний? Продолжать доверять «реалистическим» оценкам, вернуться к «безопасным» нормам или всё-таки провести неформальную ревизию концепции неопределённости путём введения того, чего в ней никогда не было – логики статистического вывода? Основой для этого являются международные и национальные стандарты по статистическим методам, а также рекомендации по прикладной статистике и метрологии, связанные с идентификацией распределений вероятностей при решении измерительных задач.

Пока не решены указанные проблемы, Росстандарт из-за трудностей при практическом применении математической статистики в метрологических измерительных задачах ввёл для научных сотрудников и преподавателей учебную программу повышения квалификации «Статистические методы решения измерительных задач», а Министерство образования и науки России в 2015 г. придало ей статус бюджетной.

#### Л и т е р а т у р а

1. **МИ 187–86.** МУ ГСИ. Средства измерений. Критерии достоверности и параметры методик поверки.
2. **МИ 1317–2004.** ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Формы представления. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров.
3. **МИ 188–86.** МУ ГСИ. Средства измерений. Установление значений параметров методик поверки.
4. **МИ 2916–2005.** ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.
5. **ISO 10576-1:2003.** Guide lines for the evaluation of conformity with specified requirements. Pt. 1: General principles (**ГОСТ Р ИСО 10576-1–2006.** Статистические методы. Руководство по оценке соответствия установленным требованиям. Ч. 1. Общие принципы.).
6. **Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement.** ISO, Switzerland, 1995 (**Руководство по выражению неопределённости измерения** / Пер. с англ. под ред. В. А. Слаева. СПб: ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, 1999.).
7. **ISO 3534.1–93.** Statistical methods. Probability and general statistical terms. Terms and definitions (**ГОСТ Р 50779.10–2000.** Статистические методы. Вероятность и основы статистики. Термины и определения.).
8. **ГОСТ Р 50779.21–2004.** Статистические методы. Правила определения и методы расчета статистических характеристик по выборочным данным. Ч. 1. Нормальное распределение.

9. **ГОСТ Р ИСО 16269-6–2005.** Статистические методы. Статистическое представление данных. Определение статистических толерантных интервалов.

10. **ГОСТ Р 50779.11–2000 (ИСО 3534.2–93).** Статистические методы. Статистическое управление качеством. Термины и определения.

11. **ISO/IEC Guide 98-3:2008.** Uncertainty of measurement. Pt. 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (**ГОСТ Р 54500.3–2011/Руководство ИСО / МЭК 98-3:2008.** Неопределённость измерения. Часть 3. Руководство по выражению неопределённости измерения.).

12. **ГОСТ Р ИСО 5725–2002.** Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений.

13. **Шеффе Г.** Дисперсионный анализ. М.: Наука, 1980.

14. **Левин С. Ф.** Неопределённость в узком и широком смысле результатов поверки средств измерений // Измерительная техника. 2007. № 9. С. 15–19.

15. **Левин С. Ф.** Проблема доверительной вероятности // Измерительная техника. 2008. № 9. С. 33–39.

16. **Левин С. Ф.** Обеспечение единства измерений при испытаниях средств измерений // Измерительная техника. 2008. № 10. С. 13–17.

17. **Левин С. Ф.** Статистические методы и метрологическая аттестация программного обеспечения измерительных систем // Измерительная техника. 2008. № 11. С. 14–19.

18. **Левин С. Ф.** Чего на самом деле должны опасаться ведущие специалисты по внедрению неопределённости в отечественные измерения // Измерительная техника. 2008. № 12. С. 61–64.

19. **РМГ 29–2013.** ГСИ. Метрология. Основные термины и определения.

20. **JCGM 100:201X (CD).** Evaluation of measurement data – Guide to the expression of uncertainty in measurement.

21. **Корн Г., Корн Т.** Справочник по математике для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1968.

22. **Новицкий П. В., Зограф И. А.** Оценка погрешностей результатов измерений. Л.: Энергоатомиздат, Ленингр. отделение, 1985.

23. **Р 50.1.037–2002.** Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Ч. II. Непараметрические критерии.

24. **ГОСТ 19919–74.** Контроль автоматизированный технического состояния изделий авиационной техники. Термины и определения.

25. **ГОСТ Р 8.731–2010.** ГСИ. Системы допускового контроля. Основные положения.

26. **ГОСТ 8.009–84.** ГСИ. Нормируемые метрологические характеристики средств измерений.

27. **Р 50.2.004–2000.** ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения.

28. **Ширяев А. Н.** Статистический последовательный анализ. Издание 2-е. М.: Наука, 1976.

29. **Мостеллер Ф., Тьюки Дж.** Анализ данных и регрессия. М.: Финансы и статистика, 1982.

Дата принятия: 18.06.2018.