УДК 006.9

С.Ф. Левин

Московский институт экспертизы и испытаний, Россия

ПРОБЛЕМЫ НЕСООТВЕТСТВИЙ В МЕТРОЛОГИИ

Рассмотрены проблемы несоответствия в метрологии.

метрология, несоответствие и непротиворечивость

Введение

Метрология двуязычна: она начинается с того языка, на котором думает метролог, и продолжается на универсальном языке математики. И хотя люди, даже говорящие на одном языке, не всегда понимают друг друга, в различиях языков и глубине заложенного в них смысла лежат корни многих проблем метрологии.

Метрологию определяют по-разному. Но неизменно то, что это – наука о методах и средствах установления количественного соответствия между свойствами объектов физической реальности (реального) и характеристиками их математических моделей (идеального) в данных условиях с требуемой точностью. Это соответствие достигается путем метризации скалярными величинами количественных проявлений общих в качественном отношении свойств объектов, а также обеспечением единства результатов измерений и вычислений.

Уже в VI веке до н.э. Пифагор указал на противоречие аксиомы о соответствии результатов измерений рациональным числам в античной теории измерений факту существования несоизмеримых, но вычисляемых отрезков, что требовало понятия действительного числа. Впервые это понятие было сформулировано лишь в XVII веке И. Ньютоном в «Arithmetica Universales»: «*Число есть не столько совокупность нескольких единиц, сколько отвлеченное отношение какой-нибудь величины к другой, однородной с ней и принятой за единицу*». В XVIII веке его уточнил Л. Эйлер в «Algebra»: «*При **определении** или **измерении** величин всякого рода мы приходим, следовательно, к тому, что, прежде всего, устанавливается некоторая известная величина этого же рода, именуемая **мерой** или единицей и **зависящая исключительно от нашего произвола**. Затем определяется, в каком отношении находится данная величина к этой мере, что всегда выражается через числа, так что число является не чем иным, как отношением, в котором одна величина находится к другой, принятой за единицу*».

Полную аксиоматику и статус классической теория измерений получила в XIX веке незадолго до заключения метрической конвенции благодаря работам немецких математиков Р. Дедекинда, Г. Кантора и К. Вейерштрасса.

Но в международном словаре основных и общих терминов метрологии определение термина *измерения* не связано с его корнем: «measurement – process of experimentally obtaining information about the magnitude of a quantity» («перевод»: менеджмент – процесс экспериментального утаивания информации о значении величины). А некоторые выдумывают «аксиомы метрологии» из «теории измерений неколичественных (!) признаков» Й. Пфанцагля. В итоге отрыв от математических и общеязыковых корней смешал *измерения* и *вычисления.* Появились «косвенные», «совокупные», «совместные», «статистические» и даже «мягкие» «измерения», а позже – «неопределенность» и «прецизионность»…

Так за сто лет метрической конвенции, по словам замечательного русского метролога В.А. Кузнецова, «мы перестали понимать, что такое измерение».

Когда названия не соответственны – суждения неправильны, когда суждения неправильны – дела не исполняются.
Кун Фу Дзы, VI в. до н.э.

Несоответствие и непротиворечивость терминов

Проблемы несоответствия терминов в метрологии любого языка начинаются с путаницы между словами «по*грешн*ость» и «*ошибк*а», которым в англоязычной метрологии соответствуют *error* и *mistake*. Также *accuracy* и «точность» связаны с «аккуратностью», чего нельзя сказать о т*еррор*е введения термина *measurement precision* как «прецизионности» наших метрологических мастаков.

Проблема межъязыковых метрологических несоответствий решается просто тогда, когда термин имеет математическое определение. Так, известно, что английскому *dispersion* соответствует русское «рассеяние». Но в «переводе» это – «дисперсия». В теории вероятностей дисперсия случайной величины Ξ определена на множестве ее значений как функционал –

$$\mathbf{D}\{\Xi\} = \int_{-\infty}^{\infty} (\xi - m)^2 f(\xi)\, d\xi ,$$

где $m = \mathbf{M}\{\Xi\} = \int_{-\infty}^{\infty} (\xi - m) f(\xi)\, d\xi$ – математическое ожидание; $f(\xi)$ – известная плотность распределения.

Многим метрологам-практикам история дисперсии неизвестна, для них она – единственная характеристика рассеяния, а квадрат СКО – ее оценка, которая, как справедливо отмечал П.В. Новицкий, может оказаться и неправомерной.

Проблемы возникают при неизвестном распределении, когда дисперсию оценивают по статистическим рядам данных различными методами различных концепций (подходов к определению) вероятности, которых в теории вероятностей несколько – аксиоматическая, частотная, интерполяционная, субъективная.

В **аксиоматической концепции** Д. Кардано, А. де Муавра и П.С. Лапласа вероятность определяют априорно по принципу равной вероятности как допускающую вычисление с любой точностью математическую меру. Здесь параметры неизвестных распределений вероятностей оценивают методом моментов, разработанным английским статистиком К. Пирсоном, русским математиком П.Л. Чебышевым и его учеником А.А. Марковым: математическое ожидание – средним арифметическим членов статистического ряда, а дисперсию – средним квадратом их отклонения от среднего арифметического.

В **частотной концепции** С.Д. Пуассона, Дж. Венна, Р. фон Мизеса и Г. Райхенбаха вероятность определена апостериорно как предел относительной частоты повторения значения случайной величины в неограниченно удлиняющейся серии измерений в неизменных условиях.

В **интерполяционной концепции** руководствуются принципом наибольшего правдоподобия, согласно которому значения параметров распределения вероятностей выбирают так, чтобы согласие статистического распределения данных с теоретическим распределением вероятностей было бы по принятому критерию максимальным. Такие критерии реализуют методы наименьших модулей П. Лапласа, наименьших квадратов К. Гаусса и А. Лежандра, минимакса О. Коши и максимального правдоподобия Р. Фишера, а также максимума вероятности согласия. При этом различным распределениям вероятностей и различным методам оценивания соответствуют различные оценки параметров. Так, в методе максимального правдоподобия средние арифметические и средние квадраты членов статистических рядов как оценки параметров распределений вероятностей соответствуют только распределению Гаусса, т.н. «нормальному закону».

Определение вероятности как экспертной оценки возможности или уверенности эксперта по отношению к прогнозируемому событию составляет основу **субъективной концепции** Я. Бернулли. Персоналисты Ф. Рамсей, Б. де Финетти и Л. Севедж ставят значение вероятности в зависимость от запаса знаний отдельного индивидуума. Рационалисты этой концепции Дж. Кейнс и Г. Джефрис исходят из общепринятых уровней доверия или толерантности, а объективисты оценивают вероятности сложных событий с помощью теоретико-вероятностной схемы аксиоматической концепции по экспертным оценкам вероятностей элементарных событий процедурами бейесовского и минимаксного типов.

Примерами других концепций являются концепция нечеткости Л. Заде и метод семантического дифференциала Ч. Осгуда, формализацией и теоретической обобщением которых является «теория измерений» Й. Пфанцагля с соавторами.

Различные концепции вероятности, методы оценивания и гипотезы о виде распределения дают различные оценки его параметров, но математический аппарат теории вероятностей в аксиоматике А.Н. Колмогорова остается единым.

Испытанием для отечественной метрологической терминологии стала концепция «неопределенности измерения», когда в 1999 году из лучших побуждений был сделан перевод на русский язык «Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement» – «Руководства по выражению неопределенности измерения».

2.2.1 Слово «неопределенность» означает сомнение и, таким образом, в своем самом широком смысле «неопределенность измерения» означает сомнение относительно достоверности результата измерения. Из-за отсутствия различных слов для этого общего понятия неопределенности и специальных величин, которые дают количественные меры этого понятия, как, например, стандартное отклонение, необходимо использовать слово «неопределенность» в этих двух различных смыслах.

2.2.3 Формальное определение термина «неопределенность измерения», разработанное для использования в этом Руководстве…, следующее: **неопределенность (измерения)** *есть параметр, связанный с результатом измерения, который характеризует дисперсию значений, которые могли быть приписаны измеряемой величине* [1, *Руководство*, раздел 2].

Утверждение *Руководства* об отсутствии в английском языке различных слов для этого *общего понятия* и его *количественной меры* одновременно <u>в широком и узком смысле</u> (uncertainty in wide and narrow meanings) дезавуирует «Физическая энциклопедия» в статье **Неопределенностей соотношение**: «…Среди физ. толкований Н. с. можно выделить, по крайней мере, три уровня, которым в англоязычной литературе соответствуют три различных термина: *uncertainty*, ***indeterminateness***, *indeterminacy*». В переводе 1971 года на русский язык книги Г. Дженкинса и Д. Ваттса «Спектральный анализ и его приложения» сказано определеннее – «случайная, или недетерминированная, функция», а в глоссарии перевода «Непараметрических методах статистики» М. Холлендера и Д. Вулфа 1983 года просто указано – probability distribution (распределение вероятностей).

Таким образом, в теории вероятностей количественным мерам *uncertainty in wide and narrow meanings* соответствует 1) *параметр рассеяния распределения вероятностей* как **мера неопределенности в узком смысле** и 2) *распределение вероятностей* как **мера неопределенности в широком смысле**.

Однако «неопределенность» в измерения не приходит одна. Следом явилась «прецизионность методов и результатов измерений» ИСО 5725 с «новыми» терминами – «сходимость как прецизионность в условиях сходимости» и «воспроизводимость как прецизионность в условиях воспроизводимости».

Тем не менее, в *measurement precision* обнаружилось рациональное зерно – дисперсионный анализ зависимости рассеяния данных измерений от контролируемых факторов в условиях отсутствия эталонов, хотя во всех (!) примерах ИСО 5725 все (!) условия применимости дисперсионного анализа, строго говоря, не являются наиболее правдоподобными, или, просто говоря, не выполнены.

Более того, ни в одном примере *Руководства*, РМГ 43-2001 и ИСО 5725 нет оценок точности, которые были бы эффективнее оценок теории погрешностей.

Вместе с тем ряд положений концепции «неопределенности» и определений «прецизионности» в измерении следует рассматривать не столько как «неадекватную аутентичность» терминологии, сколько как критику неквалифицированного применения теории погрешностей «с оборотом на себя», т.е. как пример неквалифицированного применения вероятностно-статистических методов в указанных выше источниках.

И дело отнюдь не в «бедности» английского языка.

В отечественной метрологической терминологии еще до начала XXI века произошли позитивные изменения. МИ 2222-92 ограничили виды измерений родами физических величин. РМГ 29-99 вернули «измерение» к «сравнению с мерой» и перестали считать «наблюдение» измерением. Р 50.2.004-2000 на основе понятия «опорное значение физической величины» ввели понятие «погрешности неадекватности» математической модели объекта измерений, уточнили понятие измерительной задачи до «математической задачи, решаемой путем измерений» и перевели «косвенные, совокупные, совместные, и статистические» «измерения» из «видов и методов измерений» в методы решения измерительных задач. ГОСТ Р 50779.10-2000 позволил уточнить **уровни метрологического статуса опорного значения физической величины**:

a) <u>истинное значение</u> (условное, соотносимое с категорией не абсолютной, а относительной истины):

- *расчетное* в строгой теории физической величины, константы которой определены по данным измерений наивысшей точности в соответствующих поверочных схемах,
- *введенное* системой мер одноименной шкалы измерений, первичными эталонами;

b) <u>действительное значение</u> – полученное для рассматриваемой измерительной задачи как результат решения специальной метрологической измерительной задачи, для которого размеры наикратчайшего толерантного (P, γ)-интервала не влияют на значащие цифры числового выражения предела допускаемых погрешностей;

c) <u>аттестованное значение</u> – результат решения измерительной задачи, полученный компетентной по ГОСТ Р ИСО/МЭК 17025-2006 аккредитованной измерительной лабораторией;

d) <u>приписанное значение</u> – полученное по методике, аттестованной согласно ГОСТ Р 8.563-96, Р 50.2.004-2000 и МИ 2916-2005;

e) <u>экспертное</u> (субъективное) <u>значение</u> – полученное как безальтернативная оценка параметра положения распределения совокупности данных каким-либо статистическим методом – в том случае, когда **a**), **b**), **c**) и **d**) недоступны.

В 2002 году Ученый совет ВНИИМ признал «ошибочными необоснованные стремления, в ряде случаев в угоду мнимой и надуманной гармонизации, сузить богатые возможности русского языка, позволяющего, например, для одного англоязычного термина иметь различные значения, отражающие реально существующие особенности конкретного понятия». Ряд специалистов ВНИИФТРИ в своей деятельности исходят «не столько из прямого перевода терминов, сколько из их определений, сохраняя терминологию национальных документов».

На 3-м международном семинаре по математической, статистической и компьютерной поддержке качества измерений летом 2006 года во ВНИИМ имени Д.И. Менделеева с этой точки зрения обсуждались термины test of consistency и test of conformity как «проверки на непротиворечивость и на соответствие».

Б.Ю. Лемешко (Россия) получил целый ряд полезных результатов при проверке гипотез на основе компьютерного моделирования статистических закономерностей. М. Дута, М. Генри и М. Кокс (Великобритания) рассматривали «непротиворечивость» для каждой пары результатов измерений в группе в реальном времени, а для всей совокупности данных – при статистической проверке гипотезы об их непротиворечивости распределению Гаусса по критерию «хи-квадрат». В. Вёгер (Германия) «непротиворечивость» данных измерений и математической модели анализировал по полноте системы уравнений, близости к нулю остаточной суммы квадратов отклонений, по метрикам метода среднего или метода взвешенных наименьших квадратов на основе ковариационной матрицы. К.-Д. Зоммер, К. Вайссензее, Б.Р.Л. Зиберт и М. Кохзик (Германия) «проверку на соответствие» характеризовали ошибками 1-го и 2-го рода, связанными с объединенной плотностью распределения вероятностей результатов калибровки средств измерений, которая может быть представлена смесью распределений, средним взвешенным по источникам неопределенности и сверткой распределений, трактуя подходы к установлению соответствия с точки зрения влияния варьирования ширины приемочного допуска на ошибки принятия решения и их соответствия «вкладу неопределенности испытуемого средства». С.Ф. Левин (Россия) на примерах из известных нормативных документов продемонстрировал смысл «проверок на непротиворечивость и на соответствие» в математической статистике – проверка совокупности данных измерений на статистическую однородность и проверка статистических оценок на соответствие виду распределения с оцениваем погрешности неадекватности используемой математической модели. Т.А. Компан, А.С. Коренев и А.Я. Лукин (Россия) продемонстрировали эффект проявления погрешности неадекватности используемой математической модели в задачах дилатометрии. В.Г. Чуйко (Россия) указал на тупик, в который завело несоответствие переводов traceability of measurements и uncertainty of measurements, и на необходимость внесения изменений в ГОСТ 8.061 и ГОСТ 8.372. Д.П. Налобин и Е.В. Осинцева (Россия) указали на противоречивые рекомендации ISO Guide 35, ГОСТ Р ИСО 5725, ГОСТ 8.531 и др. по аттестации стандартных образцов физико-химических свойств веществ и важность проверки получаемых результатов на основе различных принципов.

Для теории погрешностей, критикуемой приверженцами концепции «неопределенности», такие проверки уже стали входить в процедуры идентификации.

Трудности создает и то, что понятия «случайная величина», «неопределенная величина» и «стохастическая величина» часто полагают равнозначными, а последнее – используют сразу в двух смыслах. Их различие – в различии вида неопределенности, вероятностной и статистической. Причем существенно, появление значения величины как событие наступило или не наступило, рассматривается ли отдельное событие или совокупность событий.

В теории вероятностей случайная величина определена как однозначная действительная функция $\Xi(\omega)$ на множестве значений Ω с мерой $\mathbf{P}\{\omega: \Xi(\omega) < \xi\} = \mathbf{P}_{\Xi}\{-\infty < \Xi < \xi\} = F_{\Xi}(\xi)$ – функцией распределения вероятностей (ФРВ), хотя на практике случайной называют статистически неопределенную величину Ξ, принимающую в опыте конкретное, но *непредсказуемое* значение.

Случайная величина, по определению, характеризует наблюдаемую составляющую результата решения измерительной задачи методом многократных измерений, в том числе и получаемую в сочетании с методом косвенного измерения или с методом совокупных измерений. Ее представляют статистической функцией распределения (СФР) $F_N(\xi)$ и описывают эквивалентной ФРВ вида «$*$» при принятии гипотезы сходимости $F_{(N)}(\xi) \xrightarrow[N\to\infty]{} F_*(\xi)$.

Неопределенной называют величину Ψ, значение которой не определено или неизвестно. Если же известна ФРВ ее возможных значений, то такую величину называют вероятностно неопределенной и используют для описания ненаблюдаемой составляющей результата решения измерительной задачи и как эквивалентное по принятому критерию согласия описание случайной величины.

Стохастической величиной является композиция случайной (наблюдаемой) и неопределенной (ненаблюдаемой) величин. Ее математической моделью при описании погрешности становится сумма статистически и вероятностно неопределенных величин, т.е. свертка (композиция) распределений вероятностей – априорного и апостериорного. Последнее из них эквивалентно статистическому распределению. Стохастическими величинами в теории измерительных задач описывают результаты, получаемые по априорным и апостериорным данным.

В итоге несоответствие и противоречивость терминов препятствуют адекватному восприятию и правильному решению проблем метрологии.

> *Основой применимости математической теории вероятностей к случайным явлениям реального мира является частотный подход к вероятности в той или иной форме... Тем не менее, частотный подход, основанный на понятии предельной частоты при стремящемся к бесконечности числе испытаний, не позволяет обосновать применимость результатов теории вероятностей к практическим задачам, в которых мы имеем дело с конечным числом испытаний.*
>
> А.Н. Колмогоров

Несоответствие и непротиворечивость математических моделей

Математические формулы в метрологии проверяют эталонами так же, как и средства измерений. Это относится и к фундаментальным уравнениям физики, и к «эмпирическим» формулам. Переменные в этих формулах, как правило, являются физическими величинами. *Руководство* рекомендует «определять измеряемую величину с достаточной полнотой по отношению к требуемой точности, чтобы для всех практических целей, связанных с измерением, ее значение было единственным». Но способ учета неопределенности самой математической модели измеряемой величины *Руководство* не указывает.

П.В. Новицкий, называя неопределенности подобного рода погрешностями адекватности и рассматривая их как случайные величины, справедливо полагал, что их «паспортными данными» можно обойтись только в самых простейших случаях, а в более сложных – без теории вероятностей обойтись никак нельзя.

Согласно Р 50.2.004-2000 неопределенность в широком смысле математической модели объекта измерений характеризуют функцией погрешности неадекватности по выходной переменной как ФРВ, параметры которой в свою очередь являются функциями входных переменных. В измерительных задачах ФРВ используют в качестве математических моделей характеристик положения СФР данных многократных измерений и выбирают по максимуму правдоподобия или минимуму погрешности неадекватности. При этом к погрешностям измерений и погрешностям неадекватности предъявляют равные требования.

Сложнее ситуация с ненаблюдаемыми величинами, для описания которых и была предложена концепция «неопределенности», акцентирующая внимание на том, что традиционные понятия «погрешность результата измерения» и «истинное значение измеряемой величины» хотя и справедливы как идеальные, но сосредоточивают внимание на неизвестных величинах. При этом особо подчеркивается принципиальное различие между «неопределенностью в узком смысле» и погрешностью, а в конкретных примерах слишком часто указывается, что отсутствие различия в числовых результатах связано с округлением.

Бесспорно, что «неопределенность в узком смысле» – это параметр рассеяния ПРВ возможных значений статистически (тип А) или вероятностно (тип В) неопределенной величины. А оценкой параметра положения ПРВ этой величины является среднее арифметическое, т.е. в качестве начала отсчета принято не истинное значение измеряемой величины, а ее опорное значение самого низкого уровня **d**. Это дает основания утверждать, как отмечено в МИ 1317-2004, что вид этой ПРВ зеркально симметричен ПРВ погрешности.

Беда же в том, что и в целом ряде нормативных документов ГСИ под названием истинного или действительного значения измеряемых величин фигурирует все то же опорное значение уровня **d** – среднее арифметическое.

К сожалению, главная проблема анализа точности решений измерительных задач в метрологии не в сходстве или различии концепции «неопределенности» и теории погрешностей, а в корректности использования остающегося единым для всех концепций математического аппарата теории вероятностей. Поэтому теорию погрешностей, концепцию «неопределенности» и «прецизионность» объединяет основа этой теории – распределение вероятностей, ПРВ или ФРВ.

Центральное место в анализе точности занимает ПРВ композиции преобразования $y = \Im\,(x_1,\ldots, x_i,\ldots, x_I)$ случайных и неопределенных величин $X_1,\ldots, X_i, \ldots, X_I$:

$$f_Y(\Theta_Y, y) = \int\limits_{-\infty}^{+\infty}\ldots\int\limits_{-\infty}^{+\infty} |J|\cdot f_{X_1\ldots X_i\ldots X_I}(\varphi(y), y_2,\ldots,y_i,\ldots,y_I)\,dy_2..dy_i..dy_I, \quad (1)$$

где $f_{X_1\ldots X_i\ldots X_I}(x_1,\ldots,x_i,\ldots,x_I)$ – совместная ПРВ аргументов функции $\Im$; J – якобиан преобразования $\Im(x_1,\ldots, x_i,\ldots, x_I)$, а $\varphi(y), y_2,\ldots,y_i,\ldots,y_I$ – обратные функции.

Композицию (1) используют в приближенном по формуле Тейлора «узком» виде, который в концепции «неопределенности» называют «законом трансформирования неопределенности», а в теории погрешностей – «линеаризацией»:

$$*\{y\} \approx \sqrt{\sum_{i=1}^{I}\left(\frac{\partial\Im}{\partial x_i}\right)^2\cdot *_i^2 + \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{I}\left[\frac{\partial\Im}{\partial x_i}\cdot\frac{\partial\Im}{\partial x_j}\cdot r(x_i,x_j)\cdot *_i\cdot *_j\right]}.$$

Здесь место «звездочки» занимают символы стандартной неопределенности типа «А» u_A или суммарной σ_Σ и частных среднеквадратических погрешностей σ_i, оценками которых являются небезызвестные СКО. Эти оценки и коэффициенты корреляции вычисляют по идентичным формулам, поэтому линеаризация функции $y = \Im\,(x_1, x_2,\ldots, x_i,\ldots, x_I)$ до «упрощенной» формулы дает идентичные результаты в теории погрешностей и в концепции «неопределенности».

Основной дефект линеаризации по формуле Тейлора – искажение вида распределения выходной переменной *y*. Не компенсирует этот дефект и учет производных более высоких порядков. Кроме того, с неадекватностью математических моделей тесно связана и проблема корреляции, которая отражает не столько причинно-следственные связи, сколько неполноту их учета.

Простейший вид функция $\Im\,(x_1, x_2,\ldots, x_i,\ldots, x_I)$ принимает при суммировании погрешностей, тогда якобиан J = 1. Здесь обычно упрощение вычислений берет верх над необходимостью проверки точности «упрощенной» формулы.

Дело в том, что линейные преобразования сохраняют для устойчивых распределений вид распределения. Так, если суммируют величины подчиняющиеся распределению Гаусса, то их сумма также будет подчиняться распределению Гаусса с параметром положения, равным алгебраической сумме параметров положения слагаемых, и параметром рассеяния согласно «закону распространения неопределенности». Свойством устойчивости вида распределения при суммировании обладает и распределение Коши, с той лишь разницей, что параметр рассеяния суммы равен сумме параметров рассеяния распределений слагаемых.

При суммировании величин с различными распределениями вероятностей общее выражение (1) превращается в известную формулу свертки. Например, сумма величин, подчиняющихся, распределению Гаусса и равномерному, подчиняется обобщенному распределению Леви – Гаусса

$$f(x) = \frac{\Phi\left(\frac{x-m-a}{\sigma_x}\right) - \Phi\left(\frac{x-m-b}{\sigma_x}\right)}{b-a}, \quad (2)$$

где Ф(*) – функция т.н. стандартизованного «нормального» распределения вероятностей. Используемое в ГОСТ 8.207-76 и МИ 187-86 его приближение

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\Sigma}^{2}}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2\sigma_{\Sigma}^{2}}}, \qquad (3)$$

где $\sigma_{\Sigma}^{2} = \sigma^2 + h^2/3$ – дисперсия суммы гауссовой и равномерно распределенной величин, допустимо при $h << \sigma_x$. Погрешность аппроксимации формулой (3) композиции (2) не влияет на выражение предела допускаемой погрешности одной или двумя цифрами, если неравенство составляет один или два порядка!

Игнорирование этого условия занижает интервальные оценки погрешности и расширенной неопределенности результатов решения измерительных задач.

Искажение вида ПРВ при линеаризации преобразований дает еще один эффект – параметр рассеяния в виде традиционного СКО или стандартной неопределенности теряет смысл масштабного фактора и делает оценки доверительных интервалов и расширенные суммарные неопределенности сомнительными.

На рис. 1 представлены результаты структурно-параметрической идентификации по данным межлабораторных сличений с помощью контрольной меры электрического сопротивления в виде ПРВ возможных значений и интервалов, содержащих 99% распределения с доверительной вероятностью 0,99. При этом ПРВ 1 соответствует формуле (2), а ПРВ 2 – формуле (3). Оба интервала содержат принятое для контрольной меры опорное значение, но оценка доверительного интервала по формуле (3) на 23% меньше, чем оценка по строгой формуле (2), т.е. приближенная формула существенно занижает пределы допускаемых значений погрешности.

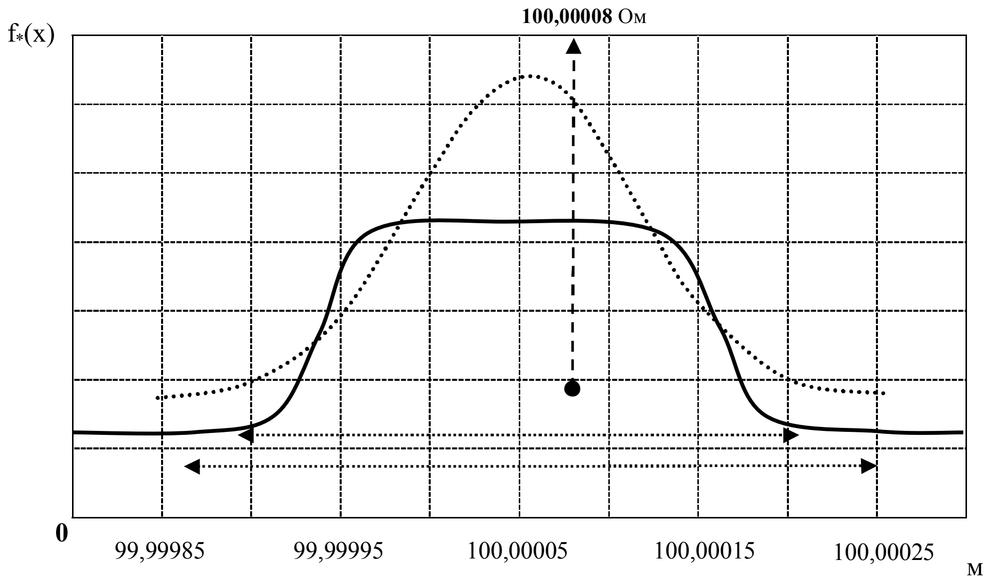

Рис. 1. Распределение вероятностей возможных значений
электрического сопротивления контрольной меры по данным сличений

Однако есть еще одно обстоятельство, имеющее непосредственное отношение к «неопределенности в узком смысле» и «прецизионности» результатов «измерений», парадокс которого в том, что это – даже не проблема в математической статистике. Это следствие ее некорректного применения.

Речь идет об оценивании рассеяния, о проблеме погрешности оценок погрешности и неопределенности оценок неопределенности, которые связаны со **статистической идентификацией распределений вероятностей**. В концепции «неопределенности» и в «стандарте по прецизионности», в отличие от теории погрешностей, даже не формулируется такая задача, хотя отказ от статистической проверки соответствия данных распределению вероятностей является грубым, но легко устранимым дефектом.

Отказ же от проверки данных на статистическую однородность означает использование «по умолчанию» в качестве опорного значения самого низкого уровня **е**). Для интерполяционной же концепции теории вероятностей в математической статистике процедура оценивания погрешности неадекватности модели уже стала обязательной.

Правда, устранение таких дефектов означает одновременно и признание того, что математический аппарат концепции «неопределенности» и «прецизионности методов и результатов измерений» «очень похож» на известную «нормальную теорию».

Здесь прикладная метрология стала жертвой целевой установки измерений на определение истинного значения измеряемой величины в некорректном по нынешним временам определении ГОСТ 8.207-76 – «за результат измерения принимают среднее арифметическое результатов наблюдений», «среднее квадратическое отклонение результата измерения оценивают по формуле

$$S(\widetilde{A}) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \widetilde{A})^2}{n(n-1)}}, ...»,$$

а «доверительные границы ε (без учета знака) случайной погрешности результата измерения находят по формуле $\varepsilon = tS(\widetilde{A})$, где t – коэффициент Стьюдента, который в зависимости от доверительной вероятности P и числа результатов наблюдений *n* находят …».

Дело в том, что «среднее арифметическое результатов наблюдений» представляет собой точечную оценку максимального правдоподобия параметра положения для распределения Гаусса, а ее доверительные границы образуют интервальную оценку для этого же параметра положения. Другой же параметр этого распределения, параметр рассеяния, … «потерялся». А ведь для него тоже известна интервальная оценка с верхней границей

$$\sigma_B = Z_B \cdot \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \widetilde{A})^2},$$

где коэффициент верхней границы Z_B также находят в зависимости от доверительной вероятности *P* и числа результатов измерений n. А это величина того же порядка, что и коэффициент Стьюдента.

Более того, согласно ГОСТ 8.061-80 поверочными схемами должна устанавливаться доверительная вероятность, значение которой принимают единым и выбирают из ряда чисел: 0,90; 0,95; 0,99. Соответствующая этой доверительной вероятности доверительная погрешность определяет интервал, содержащий такую же долю распределения вероятностей погрешности средств измерений, включенных в поверочную схему. Поэтому когда речь заходит о заданной доле распределения, то согласно ГОСТ Р 50779.21-2004 каждый из двух ее параметров должен иметь интервальную оценку уже с доверительной вероятностью $\sqrt{P}$. А при трех параметрах – $\sqrt[3]{P}$!

Вот так оценка «забытого» рассеяния регулярно занижается «в разы»!

К тому же *Руководство* рассматривает термины «значение измеряемой величины» и «истинное значение измеряемой величины» как эквивалентные. И по этой же причине *Руководство* и ГОСТ 8.207-76 сильно преувеличивают сведения о точности получаемых результатов «измерений».

Заключение

«Нашествие» метрологических «неопределенностей» и «прецизионностей» произошло по нашей «простоте душевной» и по причине забвения фундаментального вклада отечественной школы теории вероятностей и математической статистики на протяжении последних двухсот лет.

В произошедшем не стоит усматривать какого-либо умысла. В ходе дискуссии на семинарах во ВНИИМ зарубежные специалисты, в конце концов, признали интерпретацию «неопределенности в широком смысле» и погрешности как стохастической величины в рамках распределения вероятностей.

В «концепции неопределенности» в этом вопросе большие надежды возлагают на метод Монте–Карло (MCS), который превращает проблему сохранения нелинейных свойств математической модели в нерешенную проблему качества датчиков псевдослучайных чисел, но уже при более жестких, метрологических требованиях.

В появившемся Приложении 1 к *Руководству* (GUM) впервые за все время дискуссии о целесообразности введения «концепции неопределенности» в практику государственного метрологического контроля и надзора был признан очевидный факт: по словам М. Кокса и П. Харриса, «трансформирование распределений ... позволяет получать более обоснованные оценки неопределенности, чем при использовании основной концепции». Так как в общем случае необходимо обоснование применения GUM, то «поскольку реализация MCS для трансформирования распределений не включает аппроксимации за исключением той, что обусловлена извлечением случайной выборки, для этой цели можно применить как концепцию неопределенности GUM, так и MCS, а результаты сопоставить. Если сравнение успешно, то концепцией неопределенности GUM можно пользоваться».

Последнее означает, что математическим аппаратом GUM следует пользоваться только при наличии обоснования методом MCS.

Остается надеяться на появление «Приложения 2», которое заменит приписывание распределений вероятностей на их квалифицированную статистическую идентификацию, и процитировать изданную МГУ в 1972 году и ставшую одним из поводов всесоюзной дискуссии о применимости вероятностно-статистических методов «Теорию вероятностей» В.Н. Тутубалина: «Чрезвычайно важно искоренить заблуждение, встречающееся иногда у недостаточно знакомых с теорией вероятностей инженеров и естествоиспытателей, что результат любого эксперимента можно рассматривать как случайную величину. В особо тяжелых случаях к этому присоединяется вера в нормальный закон распределения…».

А «правильное рассеяние» все-таки появилось в РМГ 29-99 и МИ 2916-2005.

Список литературы

1. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement: First edition. – ISO, Switzerland, 1993. – 101 p.

Поступила в редколлегию 10.05.2007

Рецензент: д-р техн. наук, проф. И.В. Руженцев, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Харьков.