

УДК 681.2.083

С.Ф. Левин

Московский институт экспертизы и испытаний, Москва, Россия

## МЕТРОЛОГИЧЕСКАЯ АТТЕСТАЦИЯ ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ МЕТОДИК РЕШЕНИЯ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ЗАДАЧ: ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА

*Рассмотрены размерностные и структурно-параметрические методы решения параметрических задач. Показано, что метрологическая аттестация математического и программного обеспечения методик решения измерительных задач сводится к метрологической измерительной задаче идентификации функции погрешности неадекватности вычислительного преобразования данных измерений и установлению границ изменения входных переменных математических моделей. Проведен анализ нормативной базы. Показано, что на основе метрологической аттестации математического и программного обеспечения должна лежать экспериментальная проверка и идентификация модели объекта измерений в схеме перекрестного наблюдения погрешностей неадекватности.*

**Ключевые слова:** метрологическая аттестация, измерительная задача.

### Введение

Всесоюзная дискуссия о границах применимости вероятностно-статистических методов [1] после «катастрофического феномена 1985–1986 годов» как беспрецедентной по масштабам и синхронности серии катастроф авиационной, ракетно-космической и ядерно-энергетической техники, акцентировала внимание на проблеме неадекватности математических моделей сложных объектов, систем их управления и программном обеспечении вероятностных расчетов. В этом феномене впервые в качестве причин катастроф стали фигурировать программы FMEA, CA, FMCA, FTA, WCA, PRA и др., что вызвало растерянность среди специалистов авиационно-космической промышленности США [2].

Так, модели динамики дефектов планера самолетов фирмы Boeing и двигателей Pratt and Whitney JT8D не позволили предсказать последствия необоснованного увеличения периодичности их осмотров на фоне коммерческих интересов. В результате в катастрофе только самолета B-747 JA8119 погибло 520 человек, а в общей сложности за 1985 год от отказов авиационных двигателей – более 6000. Экспериментальная проверка в неисследованном режиме математической модели реактора РБМ-1000 на Чернобыльской АЭС привела в 1986 году к глобальной катастрофе, а некорректное решение навигационной задачи в режиме реального времени закончилось для теплохода «Адмирал Нахимов» и сухогруза «Петр Васёв» гибелью более 600 человек. Тогда выдающийся физик и нобелевский лауреат Р. Фейнман публично высмеял расчеты NASA, согласно которым вероятность катастрофы при запуске Space Shuttle составляла  $10^{-4}$ .

Президентская комиссия установила, что по данным испытаний и моделирования методом Мон-

те-Карло по программе CORDS, для которой относительные погрешности расчета динамических характеристик системы управления Space Shuttle оценивались в пределах (2,5...20)%, датчики ускорений были заменены системой контроля разнотяговости. Но в запуске STS-25, десятом и последнем для Challenger, она аварийный сигнал не подала. Позже выяснилось, что по данным траекторных измерений с момента запуска правый ускоритель развивал тягу на 4% меньше расчетной, а черное дымовое пятно в его нижней части на телевизионных кадрах появилось уже через 0,678 с после запуска стартовых ускорителей. И только на 40-й секунде полета командир корабля Ф. Скоби и пилот М. Смит обратили внимание на участвовавшие коррекции системой управления отклонений Challenger от расчетной траектории, а еще через 19 секунд – на падение давления в камере сгорания правого ускорителя. Доложив о нормальной работе маршевого двигателя, командир увеличил его тягу до 104% от номинальной. Спустя 3 секунды произошел взрыв. Экипаж Challenger погиб от 200-кратной перегрузки при ударе поврежденной взрывом орбитальной ступени о поверхность воды, другие обломки Space Shuttle Challenger падали в океан еще в течение часа.

В 1986–1987 годах в США было начато интенсивное развитие различных видов сопровождения программного обеспечения на базе технологии организационных измерений фирм Birtoughs и Hewlett-Packard, а в нашей стране – прогнозирующее метрологическое сопровождение в рамках проекта «Прогноз-ММК» на основе обобщения критерия Колмогорова и схемы перекрестного наблюдения погрешности неадекватности [3 – 12, 33].

Важность для метрологии понятия «погрешности адекватности» отмечал П.В. Новицкий. Еще в рекомендациях МИ 199–79 он предложил использо-

вать максимум вероятности согласия эмпирического распределения для ряда гипотетических распределений как критерий идентификации (к сожалению, сегодня эти результаты приводятся без ссылок в справочных книгах для специалистов метрологических служб).

Но еще десятилетие спустя в рекомендациях МИ 1967–89 отмечалось, что «способы определения методической погрешности измерений, обусловленной неадекватностью принятой модели объекта измерений, относятся к наименее развитым областям метрологии. Это объясняется практическим отсутствием формальных методов установления таких моделей объектов измерений, которые строго адекватны объектам и задачам измерений. Поэтому определение данной методической погрешности измерений требует не только высокой квалификации, но также опыта и инженерной интуиции разработчиков МВИ».

К этому времени «формализованное» решение этой проблемы «наименее развитой области метрологии» уже было получено в виде систем прогнозирующего метрологического сопровождения при структурно-параметрической идентификации математических моделей объектов измерений и успешно применено для адаптивной коррекции межповерочных интервалов эталонов путем прогнозирования динамики дрейфа их характеристик [33]. Погрешность неадекватности вошла в условия проверки правильности постановки измерительных задач МИ 2091–90, стала обязательным элементом классификаций погрешностей в ГОСТ Р 22.2.04–94, ГОСТ Р 8.563–96 и в других нормативных документах. Правда, нормативный документ ГСИ [13] по алгоритмам и критериям идентификации погрешностей неадекватности математических моделей объектов измерений появился лишь в 2000 году.

### Постановка проблемы

Структуру объединения средств измерений вычислительным компонентом в измерительную систему определяет согласно ГОСТ Р 8.596–2002 метод решения общей измерительной задачи. Эти методы, различающиеся способами определения погрешностей результатов, разделены на две основные группы [13]:

а) размерностные методы – метод прямого измерения, метод косвенного измерения и метод совокупных измерений;

б) структурно-параметрические методы – метод совместных измерений и метод многократных измерений (его часто применяют совместно с другими методами).

В *методе прямого измерения* характеристики погрешностей однократных измерений оценивают в ходе специальных испытаний, а при проверке отбра-

ковывают средства измерений с характеристиками погрешности, не соответствующими установленным нормам и требованиям поверочных схем по доверительной вероятности.

Погрешности средств измерений, реализующих *метод косвенного измерения при одной входной переменной*, обычно определяют относительно номинальных статических функций преобразования или градуировочных характеристик.

В *методе косвенного измерения при нескольких входных переменных* погрешности результатов представляют композицией погрешностей неадекватности уравнения метода и погрешностей измерений входных переменных, приведенных к выходной переменной.

В *методе совокупных измерений* дополнительно учитывают погрешности решения системы уравнений относительно входных переменных, к которым приводят характеристики погрешностей измерений выходных переменных.

*Метод многократных измерений* в общем случае дает результат в виде распределения вероятностей возможных значений измеряемой величины, эквивалентного по какому-либо критерию согласия статистическому распределению совокупности данных измерений. В частных случаях это могут быть точечные и интервальные оценки параметров или контурные оценки распределения в целом. При этом учитывают погрешности метода измерения и способа получения совокупности значений идентифицируемой величины, а также статистические погрешности идентификации вида и параметров искомого распределения вероятностей.

*Метод совместных измерений* является наиболее сложным в математическом отношении методом решения измерительных задач. Его применяют, как правило, в сочетании с методом многократных измерений и в нескольких вариантах [13]:

– при *параметрической идентификации* математической модели объекта измерений, когда ее структура и перечень переменных заданы, определяют параметры, функцию погрешности неадекватности и допустимые диапазоны изменения входных переменных модели;

– при *структурно-параметрической идентификации*, когда структура модели задана набором вариантов, среди них находят *параметрический* вариант с наименьшими погрешностями неадекватности;

– при *полной идентификации* дополнительно устанавливают перечень значимых входных переменных математической модели.

Таким образом, метрологическая аттестация математического и программного обеспечения методик решения измерительных задач сводится к метрологической измерительной задаче идентификации функции погрешности неадекватности [13] вычис-

лительного преобразования данных измерений и установлению границ изменения входных переменных математических моделей, в пределах которых получаемые результаты соответствуют требованиям по точности. Анализ причин «катастрофического феномена 1985–1986 гг.» показал, что эффективным решением проблемы является представление *погрешности неадекватности* моделей как *погрешности предсказания* возможных значений ее выходной переменной.

### Подходы к решению проблемы

Общие вопросы оценивания качества программных средств регламентированы ГОСТ 28195–89, ГОСТ 28806–90 и ГОСТ Р ИСО/МЭК 12119–2000, но номенклатурой этих показателей качества метрологический аспект проблемы непосредственно не учтен. Для этого нужны специальные программные средства, функции которых согласно ГОСТ Р ИСО/МЭК 9126–93 содержат процедуры оценивания точности результата решения измерительной задачи. Иначе аттестация вырождается в обычное тестирование по ГОСТ Р ИСО/МЭК 12119–2000 и представляет собой задачу оценивания погрешностей вычислений без учета погрешностей измерений.

В целом же большинство отечественных и все (!) опубликованные у нас зарубежные работы по аттестации программного обеспечения ограничены подходами на основе «эталонной программы» или «эталонных данных» [14], причем доверия заслуживают работы с фундаментальным исследованием измерительных задач и разработкой «эталонных программ».

Примером метода «эталонной программы» является докторская диссертация [15], основу которой составило модифицированное решение уравнения переноса тепловой радиации в неоднородной плоскостратифицированной атмосфере путем сочетания метода Монте–Карло и прямого интегрирования, обеспечивающих относительные погрешности расчета порядка 0,1% при сокращении длительности вычислений в 3–5 раз. В алгоритме нахождения потоков солнечной радиации для запыленной атмосферы относительная сходимость составила 0,01%, а комбинация решения Ми и приближения геометрической оптики на базе модифицированных алгоритмов Хюлста позволила решить проблему времени вычислений для случая, когда радиус аэрозольной частицы на 2–3 порядка больше длины рассеиваемой волны. Результаты, получаемые с помощью программного обеспечения работы [15], признаны в рассматриваемом классе измерительных задач в качестве наиболее точных.

В случаях отсутствия подобного фундаментального исследования класса измерительных задач

определение «эталонной программы» становится тавтологией.

Неаккуратность ряда определений метрологических терминов с использованием термина «измерение» привело к смешению «погрешностей вычислений» с «погрешностями измерений» и сыграло злую шутку с методом «эталонных данных».

Так, этот метод был положен в основу докторской диссертации [16]. С одной стороны, ее можно рассматривать как систематизацию положений метода «эталонных данных», доведенную до рекомендаций МИ 2174–91 и МИ 2175–91, а с другой стороны, за рамками этой работы остались проблемы наблюдаемости составляющих погрешности, в том числе погрешностей неадекватности, и задачи их идентификации.

Согласно МИ 2174–91 «метрологическая аттестация алгоритма (программы) – это исследование точностных свойств алгоритма в рамках конкретной измерительной задачи», причем «в результате метрологической аттестации получают оценки характеристик составляющих погрешностей результатов обработки». Должны получать... Фактически же это оценки параметров гипотетических распределений, приписываемых экспертным методом некой совокупности «генерируемых данных измерений», а «погрешности результатов обработки» – отклонения оценок от задаваемого параметра «генератора».

На практике метрологическую аттестацию программного обеспечения подменяют экспертизой, результаты которой не содержат данных о погрешностях и представляют собой «продукт» соглашения между заказчиком и исполнителем, например, свидетельства и сертификаты программ, реализующих методику ГОСТ 8.586.5–2005 [37] согласно ISO 5167–2003.

Главный дефект идеи «эталонных данных» – подмена апостериорных данных о погрешностях априорными моделями и отсутствие учета погрешностей неадекватности. Это характерно МИ 2517–99, МИ 2518–99 и МИ 2955–2005. Причем последний документ реализует «метод нуль–пространства» Национальной физической лабораторией Великобритании (NFL).

Почему же метод «эталонных данных» вообще и метод нуль–пространства в частности так и не стали ключевыми в задаче метрологической аттестации программного обеспечения?

1. Наиболее важной с точки зрения метрологической аттестации программного обеспечения особенностью функционирования средства измерений является **ненаблюдаемость погрешностей** (данных) **измерений** и их преобразование (трансформирование) при математической обработке с добавлением **погрешностей вычислений**. А испытания средств измерений, как правило, не предусматрива-

ют идентификацию распределений вероятностей, которые следовало бы использовать при метрологической аттестации программного обеспечения.

2. В связи с известной и до сих пор не решенной проблемой датчиков псевдослучайных чисел проверка точности выполнения условий применимости метода нуль–пространства равносильна решению самой проблемы датчиков.

3. Известно, что среднее арифметическое и СКО являются замечательными оценками максимального правдоподобия параметров исключительно в рамках т.н. «нормальной теории». Но контроль «генерации данных» при статистическом моделировании по заданному среднему значению и СКО не гарантирует «нормальности» распределения.

4. Применение МИ 2174–91 ограничено измерительными задачами, решаемыми методом многократных измерений в тех случаях, когда типовые распределения и их параметры точно известны, погрешностями измерений можно пренебречь, а результатом решения задачи принята оценка параметра положения имитируемой совокупности данных.

5. Для случая одной входной переменной наиболее точное решение задачи «генерации эталонных данных» дает метод прямой интерполяции функции распределения, а аналогичное решение для многомерного случая дают методы синтеза числовых последовательностей [17, 18], а с учетом корреляции – метод на основе ортогональных систем функций Уолша [19]. К тому же качество датчиков случайных чисел NFL оказалось невысоким [20].

6. В отчетах NFL, МИ 2517–99, МИ 2518–99 и МИ 2955–2005 отсутствуют какие-либо данные о сравнении подхода к метрологической аттестации программного обеспечения на основе «эталонных данных» с другими подходами. Например, с методами оценивания значимости коэффициентов регрессии и методами идентификации погрешностей на основе схемы cross validation – группового учета аргументов, максимума компактности, минимума эмпирического риска, перекрестного максимального правдоподобия и др.

Перечисленные дефекты являются общими для подхода на основе «эталонных данных», что было отмечено еще на согласительном совещании по МИ 2517–99 и МИ 2518–99 во ВНИИФТРИ, но разработчики этих рекомендаций, ссылаясь на «специфику» приложения, ограничились «немотивированным несогласием». Также не трудно заметить, что примеры Приложения 3 МИ 2174–91 и статьи [21] очень похожи на примеры книги [22], т.е. такого рода аттестация алгоритмов обработки данных ограничена сравнением различных статистических оценок данных измерений, но без погрешностей измерений.

В 2004 году на международном семинаре по компьютерной поддержке измерений во ВНИИМ

представители NFL и Физико-технического института Германии РТВ признали некорректность необоснованных применений «нормальной теории» и необходимость решения задачи идентификации распределений погрешностей, в том числе и погрешностей неадекватности, хотя и были «готовы поспорить по философским вопросам». В том же 2004 году NFL выпустила практическое Руководство № 6, Спецификации программного обеспечения CMSC 40/04 и специальный документ по численным методам трансформирования распределений – Приложение 1 к «Руководству по выражению неопределенности в измерении».

Поэтому в Приложении 6 к МИ 2955–2005 следовало бы избавиться от «коэффициента обусловленности модели», перейти к якобиану уравнения метода косвенного измерения и построить распределение погрешности на выходе измерительной системы.

На семинаре во ВНИИМ в 2006 году на круглом столе по метрологической аттестации программного обеспечения зарубежные и отечественные последователи метода «эталонных данных» так и не смогли ответить на вопрос о смысле и целесообразности общей аттестации программ, реализующих алгоритмы классического линейного регрессионного анализа и метода максимального правдоподобия. Формальный ответ на него был дан в МИ 2891–2004.

Правда, в истории измерительной и вычислительной техники известны и другие случаи, когда поспешное внедрение международных рекомендаций становилось причиной бесплодных дискуссий и невозможных потерь времени на тупиковые направления исследований.

Отмеченные недостатки метода «эталонных данных» ставят под сомнение практическую ценность аттестации такого рода, т.к. какие-либо конкретные данные о количественных характеристиках погрешностей, вносимых программным обеспечением в результаты решения измерительных задач и полученных на основе этого метода, отсутствуют из-за отсутствия связи принятых критериев аттестации с характеристиками единства измерений.

По указанной выше тривиальной причине в названии этой процедуры не случайно не всегда присутствует слово «метрологическая». По этой же причине перечисленная в обзоре [23] нормативная база охватывает почти все вопросы аттестации программного обеспечения, кроме именно того, который делает ее метрологической. Это – вопрос идентификации погрешностей, вносимых математическим и программным обеспечением в результаты решения измерительных задач, который так и не решен даже в МИ 2955–2005.

В то же время простейшая процедура метрологической аттестации программного обеспечения

включает комплектный метод – сличение выходных данных системы «средство измерений + процессор» с результатами, получаемыми рабочим эталоном.

В общем случае в основе именно метрологической аттестации математического и программного обеспечения должна лежать экспериментальная проверка и идентификация модели объекта измерений в схеме перекрестного наблюдения погрешностей неадекватности. Эта схема реализует принцип независимой проверки точности математической модели на тех данных измерений ее переменных, которые не были использованы при ее построении. Здесь совокупность значений погрешности неадекватности рассматривается как совокупность значений погрешности предсказания (экстраполяции) характеристики положения модели на данные независимых измерений, а учет их распределения относительно этой характеристики приводит к представлению модели объекта измерений в виде распределения вероятностей, параметры которого являются функциями входных переменных [13].

Идея схемы перекрестного наблюдения была высказана в 1949 году М. Кенуем, в 1958 году Дж. Тьюки довел ее до метода «jackknife», а в 1968 году эта идея как схема «перекрестного экзамена» была предложена А.Г. Ивахненко (метод группового учета аргументов) и М.Н. Вайнцвайгом для проверки свойств регрессионных моделей. Cross-validation scheme рассматривали Дж. Дарбин, Д. Бриллинджер, Дж. Рао, Дж. Вебстер, Г. Шорак, Р. Миллер, Дж. Арвесен, Д. Гевер, Д. Хоел, Т. Шмитц и др. Дальнейшее развитие эта схема получила в работах М. Стоуна, Б.К. Светальского, Б. Эфрона («bootstrap»), Х. Акаике (информационный критерий Акаике), В.С. Степашко, Г. Уабы (обобщенная перекрестная проверка), С.Ф. Левина (метод максимума компактности), С.А. Зверева, А.П. Блинова, Д.А. Веретенина, В.Я. Катковника (метод перекрестного максимального правдоподобия) и др.

При этом строгим критерием выбора математической модели объекта измерений и вида распределения погрешности ее неадекватности является критерий максимума вероятности согласия распределений погрешностей аппроксимации  $f_{Ap}(y)$  и погрешностей неадекватности  $f_{Na}(y)$  на данных совместных измерений, используемых для идентификации модели [13]:

а) в случае двух непрерывных распределений вероятностей площадь пересечения их плотностей интерпретируется как вероятность согласия

$$\begin{aligned}
 ж_2 &\equiv \int_{-\infty}^{\infty} \inf_f \{f_{Ap}(x), f_{Na}(x)\} dx \equiv \\
 &\equiv 1 - \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} |f_{Ap}(x) - f_{Na}(x)| dx; \quad (1)
 \end{aligned}$$

б) в случае непрерывного и дискретного распределений (при проверке т.н. непараметрических гипотез или, другими словами, гипотез о виде распределения вероятностей) –

$$ж_* \equiv 1 - \sum_{r=1}^R \left| F_*(\xi_{[r]}) - F_N^+(\xi_{[r]}) \right| - \left| F_*(\xi_{[r]}) - F_N^-(\xi_{[r]}) \right|, \quad (2)$$

где  $\xi_{[r]}$  – абсцисса  $r$ -ого максимума модуля разности теоретической и статистической функций распределения,  $F_N^+(\xi_{[r]})$  и  $F_N^-(\xi_{[r]})$  – соответственно наибольшее и наименьшее значения статистической функции распределения в точке  $\xi_{[r]}$ . Для максимумов  $D_*(\xi) \equiv |F_*(\xi) - F_N(\xi)|$  оценка (2) является обобщением статистики критерия Колмогорова и принимает вид

$$ж_* \equiv 1 - \sum_{r=1}^R \left| F_*(\xi_{[r]}) - F_N^+(\xi_{[r]}) \right| - \left| F_*(\xi_{[r]}) - F_N^-(\xi_{[r]}) \right|.$$

Статистика каппа-критерия обращается в нуль только тогда, когда теоретическая функция распределения проходит точно через середины «ступенек» статистической функций распределения. Частным случаем статистики этого критерия является расстояние Колмогорова.

Если число параметров конкурирующих распределений одинаково, критерий максимума вероятности согласия заменяют критерием минимума среднего абсолютного отклонения статистической функции распределения от функции распределения вероятностей [24].

На рис. 1 приведены данные измерений напряжения переменного электрического тока с помощью цифрового вольтметра [25] в виде статистической функции распределения, для которых вид теоретической функции распределения вероятностей задача идентифицирован для типовых распределений по критерию максимума вероятности согласия [13]. При этом в качестве альтернативных были рассмотрены четыре распределения вероятностей с одинаковым числом параметров: равномерное (1), Коши (2), Лапласа (3) и Гаусса (4).

Не трудно заметить, что максимуму вероятности согласия соответствует распределение Коши, т.к. именно эта функция распределения вероятностей дает наилучшую по точности аппроксимацию статистической функции распределения данных измерений.

### Состояние проблемы

В 1997 году по поручению Госстандарта России была начата разработка нормативных документов по метрологической аттестации математического и программного обеспечения методов решения измерительных задач по объективным характеристикам. К тому времени для анализа данных исполь-

зовалось более трехсот отечественных и зарубежных программных средств статистической обработки в интерактивном и пакетном режимах. Сопровождение программных средств типа SPSS, EASYTRIEVE, BMDP, SAS и др. (США) таково, что позволяет выпускать ежегодно до нескольких вер-

сий каждого программного продукта. В настоящее время с точки зрения теории измерительных задач в решении проблемы метрологической аттестации математического и программного обеспечения статистических измерительных задач могут быть использованы следующие результаты.

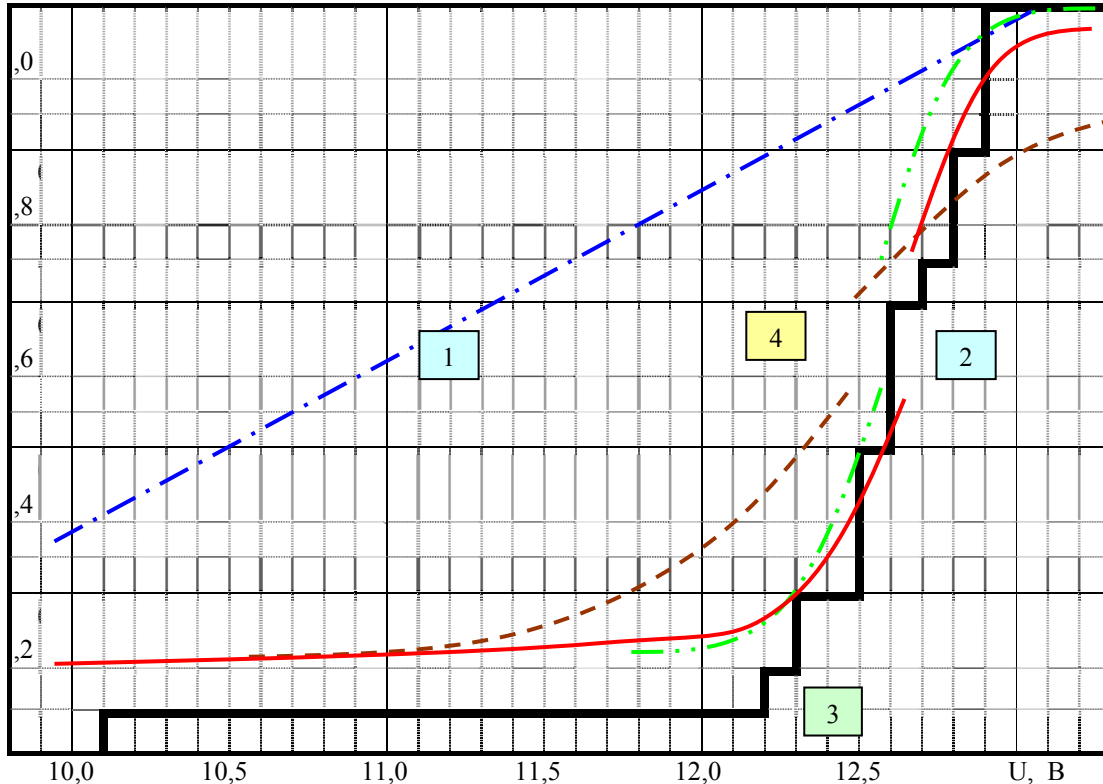


Рис. 1. Статистическая функция распределения данных и функции распределения вероятностей

1. Классификация погрешностей неадекватности математических моделей объектов измерений, включающая три группы составляющих [13]:

*структурные погрешности* – погрешности структурной идентификации модели и структурные погрешности реализации вычислительной схемы;

*параметрические погрешности* – погрешности метода параметрической идентификации; остаточные погрешности прерывания бесконечных вычислительных процессов; погрешности округления иррациональных чисел и конечных чисел с большим количеством знаков и представления дробных частей чисел в различных системах счисления;

*размерностные погрешности* – погрешности определения физических параметров математических моделей; неустранимые погрешности действий над приближенными числами, результатами округления или данными измерений (погрешности трансформирования).

2. Методы решения измерительных задач идентификации погрешностей:

а) метод косвенного измерения – строгое решение (линеаризация модели не рекомендуется) методом функциональных преобразований [26] и в схеме

приведения [27] численными методами [28, 29] с контролем качества датчиков псевдослучайных чисел;

б) метод совокупных измерений – строгое решение линейной системы уравнений с приведением к методу косвенного измерения и решение численными методами с учетом схемы приведения в нелинейных случаях [30];

в) метод совместных измерений – регрессионный и конфлюэнтный анализ в схеме перекрестного наблюдения по критериям воспроизводимости [13, 30];

г) метод многократных измерений, в том числе в сочетании с другими методами, – методы статистического оценивания и проверки гипотез [31, 32, 24].

3. Комплексом программных средств в составе «ММК–стат», «ММК–стат М», «ММК–дин», «ММИ–поверка» и «ММИ–градуировка» может быть обеспечена метрологическая аттестация методик решения метрологических измерительных задач идентификации и их программного обеспечения для метода многократных измерений и метода совместных измерений [12, 13, 33 – 37].

### Заключення

Следует подчеркнуть, что без определения и указания в свидетельстве характеристик погрешностей метрологическая аттестация программного обеспечения теряет смысл. Но именно это характерно практически всем выданным на сегодня свидетельствам и сертификатам, т.е. оценивание погрешностей, по умолчанию, возложено на пользователя.

Выход из этого положения – использование схемы приведения погрешностей [36].

Рассмотрим ее применение на примере про-

грамм типа «Расходомер ИСО», «Флоуметрика», «САПР РАСХОД-РУ» и т.п. для расчета инструментальной составляющей погрешности расхода газа  $q_c$ , приведенного к стандартным условиям [37]. В табл. 1 и 2 даны исходные данные для определения погрешностей расчета расхода газа на узле учета типовой ТЭЦ в точке, соответствующей показаниям используемых средств измерений.

По этим данным рассчитывают границы интервалов неопределенности показаний средств измерений (табл. 3), в которых и проводят расчет по программе (табл. 4).

Таблица 1

Расчетная точка определения расхода газа

Измеряемая величина	Тип средства измерений	Диапазон	Показание
избыточное давление	манометр ДМ 1001–400 кПа–1 ТУ	0...4 кгс/см <sup>2</sup>	p = 2,0 кгс/см <sup>2</sup>
барометрическое давление	барометр М–67	610 – 790 мм рт. ст.	750 мм рт. ст.
температура газа	ТС типа М В	–50 ...+50 °С	t = 17 °С
перепад давления	дифманометр ДСС–711–1,6 кПа –1,0 ТУ	0...160 кгс/м <sup>2</sup>	Δp = 128 кгс/м <sup>2</sup>

Таблица 2

Нормируемые характеристики погрешностей средств измерений в расчетной точке

Показание	Предел допускаемой погрешности		
	основной	дополнительной	полной
p = 2,0 кгс/см <sup>2</sup>	1 %	0,06 %/°С×(20 – 17) °С = 0,18 %	0,0472 кгс/см <sup>2</sup>
750 мм рт. ст.	0,8 мм рт. ст.	–	$0,8 \times 1,01972 \cdot 10^{-5} / 7,50064 \cdot 10^{-3} = =$ $1,087608524 \cdot 10^{-3}$ кгс/см <sup>2</sup>
t = 17 °С	0,3+0,005×17 = 0,385°С	–	0,385°С
Δp = 128 кгс/м <sup>2</sup>	1 %	(3/10)×0,6 % = 0,18 %	160×1,18/100 = 1,888 кгс/м <sup>2</sup>

Таблица 3

Контрольные точки для расчета

Входная переменная	Размерность	Границы интервалов с учетом погрешностей измерений	
		левая	правая
Абсолютное давление	кгс/см <sup>2</sup>	2,971345383	3,0679206
Температура	°С	16,615	17,385
Перепад давления	кгс/м <sup>2</sup>	126,112	129,888

Таблица 4

Данные вычислений по программе «Расходомер ИСО»

№	Δp, кгс/м <sup>2</sup>	p, кгс/см <sup>2</sup>	t, °С	q <sub>c</sub> , м <sup>3</sup> /ч
0	128	3,0196	17	<b>17657,24823</b>
1	129,888	2,9713	16,62	17654,4023
2	129,888	3,0679	16,62	<u>17940,978</u>
3	129,888	2,9713	17,38	17631,0685
4	129,888	3,0679	17,38	17917,2493
5	129,888	2,9713	16,62	17396,919
6	129,888	3,0679	16,62	17679,2919
7	129,888	2,9713	17,38	<u>17373,9263</u>
8	129,888	3,0679	17,38	17655,9101

Инструментальную составляющую погрешности определения объемного расхода газа, приведенного к стандартным условиям, определяют по крайним членам вариационного ряда расчетных значений:

$$\frac{17940,978 - 17657,24823}{17373,9263 - 17657,24823} = +283,72977 \text{ [м}^3/\text{ч]},$$

$$= -283,32193 \text{ [м}^3/\text{ч]}.$$

Таким образом,  $q_c \approx (17657 \pm 284) \text{ м}^3/\text{ч}$ .

К полученному результату следует добавить, что для используемой в программе функциональной зависимости согласно методике [37] погрешность неадекватности может быть определена при использовании эталонных расходомеров 1-го разряда, предел допускаемой относительной погрешности которых составляет 0,5 %.

И еще два очень важных обстоятельства.

1. К сожалению, установленный для рабочих средств измерений расхода газа предел допускаемой относительной погрешности 4 % произвольным образом трансформируется в максимально допустимое значение расширенной неопределенности.

2. Уровень доверия, упомянутый в «Руководстве по выражению неопределенности измерений» и РМГ 43–2001, не соответствует доверительной вероятности, устанавливаемой поверочными схемами для доверительных границ погрешности средств измерений, которые должны определяться согласно ГОСТ Р 50779.21–2004 и ГОСТ Р ИСО 16269-6–2005 [38] как границы толерантных интервалов, содержащих заданную долю распределения вероятностей [39].

### Список литературы

1. Вопросы кибернетики, ВК-94: Статистические методы в теории обеспечения эксплуатации / Под ред. С.Ф. Левина. – М.: АН СССР, НСК, 1982. – 340 с.
2. Левин С.Ф. Погрешности измерений и вычислений как причина «катастрофического феномена 1985–1986 годов» в авиационной и ракетно-космической технике // Контрольно-измерительные приборы и системы. – 2000. – № 3. – С. 21.
3. Левин С.Ф., Блинов А.П. Научно-методическое обеспечение гарантированности решения метрологических задач вероятностно-статистическими методами // Измерительная техника. – 1988. – № 12. – С. 8.
4. Левин С.Ф. Гарантированность программ обеспечения эксплуатации техники. – К.: Знание, 1989. – 360 с.
5. Блинов А.П. Построение градуировочных характеристик средств измерений преобразователей методом максимума компактности // Измерительная техника. – 1987. – № 7. – С. 15.
6. Статистическая идентификация, прогнозирование и контроль // Сб. тезисов докладов 1-го Всесоюзного научно-технического семинара. – М.: МО СССР, 1990.
7. Статистическая идентификация, прогнозирование и контроль // Сб. тезисов докладов 2-го Всесоюзного научно-технического семинара. – Севастополь: Знание, 1991.
8. Левин С.Ф. Метрологическое аттестование и сопровождение программных средств статистической обработки результатов измерений // Измерительная техника. – 1991. – № 12. – С. 15.
9. Левин С.Ф., Баранов А.Н., Веретенин Д.А. и др. Оценивание характеристик достоверности прогнозирующего контроля в автоматизированных системах метрологического сопровождения // Измерительная техника. – 1991. – № 12. – С. 18.
10. Блинов А.П., Веретенин Д.А. Особенности функционального наполнения и использования пакета прикладных программ метода максимума компактности // Измерительная техника. – 1991. – № 12. – С. 20.
11. Шабанов П.Г. Использование методов идентификации для оценки метрологических характеристик меры напряжения Джозефсона // Измерительная техника. – 1991. – № 12. – С. 31.
12. Левин С.Ф. Контроль технических объектов по аварийным и определяющим параметрам. – К.: Знание, 1992. – 340 с.
13. Р 50.2.004-2000. ГСИ Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения.
14. Метрологическое обеспечение измерительных информационных систем (теория, методология, организация). – М.: Изд-во стандартов, 1991.
15. Фомин Б.А. Исследование влияния молекулярного поглощения на лучистый теплообмен атмосферы и «эталонные» расчеты атмосферной радиации/Автореферат диссертации на соискание ученой степени доктора физ.-мат. наук. – М.: РНЦ «Курчатовский институт», 1997. – 350 с.
16. Сирая Т.Н. Разработка методологии обработки данных при измерениях на основе концепции аттестации алгоритмов: Автореферат дисс... доктора технических наук. – С.-Пб.: ВНИИМ им. Д.И. Менделеева, 1997. – 18 с.
17. Holton J.H. On the efficiency of certain quasi-random sequences of points in evaluating multi-dimensional integrals. – Numerical Math. – 1960. – V. 4. – No 3. – P. 329.
18. Соболев И.М. О вычислении многомерных интегралов. – ДАН СССР. – 1961. – Т. 139. – № 4. – С. 821.
19. Левин С.Ф. Комбинированный метод статистического моделирования. – М.: АН СССР, НСК, 1978. – 260 с.
20. Кокс М., Харрис П. Основные положения Приложения 1 к Руководству по выражению неопределенности в измерении // Измерительная техника. – 2005. – № 4. – С. 17.
21. Тарбеев Ю.В., Челпанов И.Б., Сирая Т.Н. Разработка методов аттестации алгоритмов обработки результатов наблюдений // Метрология. – 1985. – № 2. – С. 3.
22. Хьюбер П. Робастность в статистике. – М.: Мир, 1984. – 420 с.
23. Величко О.Н. Нормативная база аттестации программного обеспечения средств измерений // Измерительная техника. – 2007. – № 4. – С. 12.
24. МИ 2916–2005 ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач.
25. Кузнецов В.А., Исаев Л.К., Шайко И.А. Метрология. – М.: Стандартинформ, 2005. – 320 с.
26. Гурский Е.И. Теория вероятностей с элементами математической статистики. – М.: Высшая школа, 1971.



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

28. . Метод статистических испытаний // Н.П. Бусленко и др. – М.: Физматгиз, 1962. – 370 с.

29. Демидович Б.П., Марон И.А. Основы вычислительной математики.– М.: Физматгиз, 1963. – 460 с.

30. Левин С.Ф. Теория измерительных задач идентификации // Измерительная техника. – 2000. – № 12. – С. 8.

31. Р 50.1.033–2001 Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть I. Критерии типа хи-квадрат.

32. Р 50.1.037-2002 Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть II. Непараметрические критерии.

33. Левин С.Ф. Метод максимума компактности и комплексные измерительные задачи // Измерительная техника. – 1995. – № 7. – С. 15.

34. Левин С.Ф., Маркова Е.В., Пособило В.А. Системы метрологического сопровождения измерительных задач // Контрольно-измерительные приборы и системы. – 1997. – № 4. – С. 13.

35. Лисенков А.Н. Статистическая оптимизация и моделирование в задачах биотехнологии и медицины / Диссертация на соискание ученой степени доктора технических наук. – М.: ВЦ РАН, 2000. – 280 с.

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

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

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

39. Левин С.Ф. Неопределенность в узком и широком смысле результатов поверки средств измерений // Измерительная техника. – 2007. – № 9. – С. 15.

Поступила в редколлегию 5.04.2008

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

## МЕТРОЛОГІЧНА АТЕСТАЦІЯ ПРОГРАМНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ МЕТОДИК РІШЕННЯ ВИМІРЮВАЛЬНИХ ЗАДАЧ: ТЕОРІЯ І ПРАКТИКА

Левін С.Ф.

*Розглянуто розмірнісні та структурно-параметричні методи рішення метрологічних задач. Показано, що метрологічна атестація математичного та програмного забезпечення методик вирішення вимірювальних задач зводиться до метрологічної вимірювальної задачі ідентифікації функції похибки неадекватності обчислювального перетворення даних вимірювань та встановленню границь зміни вхідних змінних математичних моделей. Проведено аналіз нормативної бази. Показано, що в основі метрологічної атестації математичного та програмного забезпечення повинна лежати експериментальна перевірка та ідентифікація моделі об'єкту вимірювань в схемі перехресного спостережень похибок неадекватності.*

**Ключові слова:** метрологічна атестація, вимірювальна задача.

## METROLOGICAL ATTESTATION OF SOFTWARE METHODS OF DECISION OF MEASUREMENTS TASKS: THEORY AND PRACTICE

Levin S.F.

*Dimensional and structural - parametrical methods of the decision of parametrical problems are considered. It is shown, that metrological certification mathematical and the software of techniques of the decision of measuring problems is reduced to a metrological measuring problem of identification of function of an error of inadequacy of computing transformation of the given measurements and an establishment of borders of change of entrance variable mathematical models. The analysis of normative base is carried out. It is shown, that on the basis of metrological certification mathematical and the software experimental check and identification of model of object of measurements in the circuit of cross supervision of errors of inadequacy should lay.*

**Keywords:** metrological attestation, measuring task.