

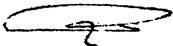
На правах рукописи

Сулейман Имад Ахмад

**РАЗРАБОТКА АЛГОРИТМИЧЕСКОГО И ПРОГРАММНОГО
ОБЕСПЕЧЕНИЯ АДАПТИВНОЙ МЕТОДИКИ РАСЧЁТА
ДОСТОВЕРНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ ПОВЕРКИ
СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ**

Специальность 05.11.15 – Метрология и метрологическое обеспечение

Автореферат
диссертации на соискание ученой степени
кандидата технических наук



Москва – 2012

Работа выполнена в Военно-воздушной академии имени профессора
Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина (г. Москва)

Научный руководитель: доктор технических наук, профессор
Левин Сергей Федорович

Официальные оппоненты:

Корсун Олег Николаевич д.т.н, профессор, профессор МГТУ им. Н.Э.
Баумана;

Шилин Виктор Афанасьевич к.т.н., доцент, Открытое акционерное общество
Научно-исследовательский институт теплоэнергетического приборостроения
НИИТЕПЛОПРИБОР, главный метролог.

Ведущая организация: ФГУП Всероссийский научно-исследовательский
институт метрологической службы Федерального агентства по техническому
регулированию и метрологии РФ (ФГУП ВНИИМС).

Защита диссертации состоится «24» мая 2012 года на
заседании диссертационного совета Д 212.141.18 в Московском
государственном техническом университете им. Н.Э. Баумана по адресу:
105005, Москва, 2-я Бауманская ул., д. 5.

Ваш отзыв на автореферат в одном экземпляре, заверенный печатью,
просьба выслать по указанному адресу.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке МГТУ им. Н.Э.
Баумана.

Телефон для справок: 8 (499) 267 09 63

Автореферат разослан «24» апреля 2012 года

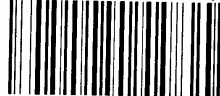
Ученый секретарь

диссертационного совета Д 212.141.18

д.т.н., профессор

Цветков Ю.Б.

НТБ МГТУ им. Н.Э.Баумана



1997135

Сулейман И.А. Разработка ал

-136

24/81

ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

Актуальность работы

Качественным результатом поверки является подтверждение пригодности средства измерений к применению или признание его непригодным. Наиболее важной количественной характеристикой качества поверки является достоверность положительного результата для конкретного средства измерений. Ее определение требует оценивания доли распределения вероятностей основной погрешности, находящейся в пределах установленного допуска. Эта доля распределения должна соответствовать доверительной вероятности P , установленной государственной поверочной схемой средств измерений соответствующего вида. За пределами же установленного допуска может находиться доля распределения вероятностей, не превышающая наибольшей вероятности ошибочного признания годным в действительности дефектного экземпляра средства измерений $P_{\text{бам}}$, устанавливаемой, как правило, методикой поверки.

Следует также учитывать, что требования стандарта ГОСТ Р ИСО/МЭК 17025-2009 «Общие требования к компетентности испытательных и калибровочных лабораторий» применяются в качестве критериев аккредитации на техническую компетентность в области поверки средств измерений и предусматривают для поверочной лаборатории установление, внедрение и поддержание системы управления качеством поверки. Лаборатория должна документально оформить свою политику и задачи в области качества, системы, программы, процедуры и инструкции в объеме, необходимом для обеспечения качества поверки в соответствии с требованиями государственных поверочных схем по доверительной вероятности. И среди этих процедур особая роль отводится процедуре количественного оценивания качества поверки – ее достоверности.

Однако действующие нормативные документы Государственной системы обеспечения единства измерений (ГСИ) МИ 187-86 «Методические указания. ГСИ. Средства измерений. Критерии достоверности и параметры методик поверки» и МИ 188-86 «Средства измерений. Установление значений параметров методик поверки» ориентированы на расчет характеристик априорной достоверности поверки на этапе разработки методик и не позволяют судить о качестве поверки по данным ее протокола. При этом аналитическое выражение для распределения Иордана, используемого в этих методических указаниях, не приспособлено для статистической обработки данных протокола поверки и учета ненаблюдаемых составляющих погрешности.

В то же время известные методики оценивания апостериорной достоверности поверки не учитывают того, что реальная функция распределения вероятностей основной погрешности отлична от нуля на конечном интервале, и используют усредненные значения характеристик случайной составляющей основной погрешности, а при анализе протоколов поверки во многих случаях погрешностями рабочих эталонов необоснованно пренебрегают.

В Руководящем нормативном документе РД 50-453-84 «Методические указания. Характеристики погрешности средств измерений в реальных условиях эксплуатации. Методы расчета» указано, что использование усредненных ха-

характеристик погрешностей вносит погрешности, достигающие 16 % при доверительной вероятности $P = 0,95$ и 30 % – при $P = 0,99$.

В стандарте ГОСТ 8.207-76 «ГСИ. Прямые измерения с многократными наблюдениями. Методы обработки результатов наблюдений. Основные положения» отмечено, что погрешность, возникающая из-за пренебрежения неисключенной систематической составляющей погрешности, например, за счет рабочего эталона, может достигать 15 %.

Руководящим нормативным документом РД 50-453-84 и рекомендациями по метрологии МИ 1317-2004 «ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Формы представления. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров» установлено, что при отсутствии информации о виде распределения вероятностей следует использовать равномерное распределение, а в МИ 2916-2005 «ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач» показано, что погрешности расчета характеристик погрешностей средств измерений, возникающие за счет использования типовых распределений вероятностей с т.н. «бесконечными хвостами» во многих случаях превышают погрешности рабочих эталонов.

Согласно Р 50.2.004–2000 «ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения» такие погрешности математических моделей распределений вероятностей при расчете достоверности поверки называются погрешностями неадекватности, а приведенные выше их оценки в действующих нормативных документах являются при расчетах основной погрешности средства измерений недопустимыми.

Повышение точности расчета основной погрешности поверяемого средства измерений и достоверности качественного положительного результата поверки требует перехода к оцениванию композиции распределений вероятностей случайной и неисключенной систематической составляющих, о чем указано, но не реализовано в ГОСТ 8.207-76 и его издании 2006 года.

Цель и задачи работы

Основной целью диссертационной работы является разработка алгоритмического и программного обеспечения методики адаптивного оценивания достоверности поверки на основе структурно-параметрической идентификации усеченных распределений вероятности возможных значений основной погрешности средства измерений по критерию минимума погрешности неадекватности.

Для достижения поставленной цели в работе решены следующие задачи:

1) расширены возможности статистического анализа количественных результатов поверки при отсутствии достоверной априорной информации о виде распределения вероятностей случайной составляющей основной погрешности путем дополнения аналитических распределений экспоненциальным распределением с параметром формы «4», учета погрешностей их неадекватности методом контурного оценивания и использования композиции случайной и суммарной неисключенной систематической составляющих погрешности;

2) усовершенствован алгоритм идентификации основной погрешности средства измерений путем использования для усеченных типовых распределе-

ний контурных оценок погрешности неадекватности как существенной составляющей основной погрешности;

3) разработана модель-имитатор поверки типового средства измерений для исследования параметров методик поверки, связанных с идентификацией распределений вероятностей;

4) разработаны программные средства автоматизации расчетов при идентификации распределения основной погрешности по данным протокола поверки и оценивании вероятности ошибочного признания годным поверяемого средства измерений.

Объекты и методы исследования

Объектом исследования являются алгоритмическое и программное обеспечение методик поверки средств измерений, реализующих допусковый контроль, в части идентификации распределений вероятностей возможных значений основной погрешности средства измерений.

Предметом исследования являются методы статистической обработки данных протоколов поверки средств измерений и методики расчета критериев достоверности, а также погрешности неадекватности функции распределения вероятностей (ФВБ) относительно статистической функции распределения (СФР) разностей показаний поверяемого средства измерений и рабочего эталона.

Использованные в работе методы основаны на положениях теории вероятностей, математической статистики, теории измерительных задач и теории погрешностей. Один из этих методов, метод контурного оценивания, реализован численно для усеченных распределений вероятностей с использованием средств MATLAB согласно требованиям действующих нормативных документов Государственной системы обеспечения единства измерений (ГСИ), а в части погрешности неадекватности – согласно Р 50.2.004-2000, МИ 2916-2005 и МИ 2091-90 «ГСИ. Измерения физических величин. Общие требования».

Научная новизна работы

1. Разработана методика идентификации распределения вероятностей основной погрешности средства измерений по данным протокола поверки, отличающаяся от известных методик использованием усечения типовых распределений и учетом в критерии идентификации при статистической проверке гипотез о виде распределения вероятностей дополнительной составляющей – погрешности неадекватности распределения вероятностей согласно Р 50.2.004–2000 с учетом условия равенства числа параметров согласно МИ 2916–2005.

2. Разработана программа расчета характеристик точности и достоверности поверки средств измерений на основе доверительного оценивания усеченных распределений методом контурного оценивания по статистикам Смирнова согласно требованиям МИ 187-86, МИ 1317-2004 и МИ 2916-2005.

3. Получено выражение для аппроксимации экспоненциального распределения вероятностей с параметром формы «4» распределением Трубицына с погрешностью не более $2,3 \cdot 10^{-3}$.

Степень достоверности полученных результатов

Сформулированные в диссертации положения и рекомендации основаны на решении измерительной задачи поверки в новой формулировке с учетом по-

грешности неадекватности усеченных распределений вероятностей. Задача решена согласно разработанной программе, реализующей известные статистические методы доверительного оценивания. Полученные результаты подтверждены экспериментально и отличаются от известных более высокой точностью.

Научные положения, выносимые на защиту:

1. Адаптивная методика расчета характеристик основной погрешности и достоверности поверки средств измерений по данным протокола, дополненная процедурами статистической идентификации усеченных распределений вероятностей, описывающих случайную составляющую основной погрешности, и учетом погрешностей неадекватности распределений такого рода.

2. Программа «ММИ–поверка 2.0», обеспечивающая получение результатов на более широком множестве распределений вероятностей и с более высокой точностью, чем методика Белорусского НИИ метрологии и программа «ММИ–поверка» ВВИА имени профессора Н.Е. Жуковского.

3. Экспериментальные и теоретические результаты, подтверждающие состоятельность программы «ММИ–поверка 2.0» и возможности ее использования в целях проверки пригодности методик поверки средств измерений по критериям ГОСТ Р ИСО/МЭК 17025-2009 и Р 50.2.004-2000.

Практическая значимость

1. Программа «ММИ – поверка 2.0» предназначена для методик поверки средств измерений, реализующих допусковый контроль. Использование усеченных распределений и учет погрешностей их неадекватности обеспечивает более полное выполнение требований ГОСТ Р ИСО 10576-1-2006 «Статистические методы. Руководство по оценке соответствия установленным требованиям. Часть 1: Общие требования», ГОСТ 8.009-84 «ГСИ. Нормируемые метрологические характеристики средств измерений», РД 50-453-84 и Р 50.2.004-2000 при расчете характеристик погрешностей средств измерений по данным поверки, калибровки и испытаний в целях утверждения типа.

2. Программа «ММИ – поверка 2.0» позволяет для строгого расчета распределения погрешности средств измерений на основе статистической проверки гипотез использовать программу персоналу, не имеющему специальной математической подготовки. Для этого достаточно ввести данные протокола поверки и ее параметры согласно нормативным документам, регламентирующим поверку. После чего автоматически определяется вид усеченного распределения, оцениваются его параметры, и рассчитывается инструментальная достоверность положительного результата контроля основной погрешности средства измерений по доле ее распределения в границах, установленных нормативными документами, и проверяется соответствие требованиям государственной поверочной схемы по доверительной вероятности.

3. Программа «ММИ – поверка 2.0» позволяет в режиме диалог по протоколу расширенной поверки установить параметры методики, обеспечивающие выполнение требований государственной поверочной схемы по доверительной вероятности. Кроме того, это программа позволяет завершать апробацию методики поверки средств измерений на этапе испытаний в целях утверждения типа получением количественной характеристики качества методики поверки.

Реализация и внедрение результатов работы

Основные положения и результаты работы используются

в лабораториях поверки и испытаний радиотехнических и радиоэлектронных средств измерений, виброакустических средств измерений, средств измерений времени и частоты, а также средств измерений медицинского назначения Государственного регионального центра стандартизации, метрологии и испытаний в г. Москве (ФБУ «Ростест–Москва»),

во Всероссийском НИИ медицинской техники (г. Москва) при разработке, экспериментальном исследовании и метрологической аттестации методик поверки спирометров, спирографов, спироанализаторов и пневмотахометров,

в учебном процессе по специализации «Поверка и калибровка средств измерений» в Московском институте экспертизы и испытаний (г. Москва).

Апробация работы

Основные положения и результаты работы докладывались и обсуждались

на Всероссийской научно-технической конференции «Научные чтения по авиации, посвященные памяти Н. Е. Жуковского» в ВВА имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина 12 ноября 2010 года,

на Московском межфакультетском метрологическом семинаре «Измерительные задачи физического эксперимента» в Московском институте экспертизы и испытаний 22 октября 2010 г.,

на 8-м Международном научно-техническом семинаре «Неопределенность измерения: научные, прикладные, нормативные и методические аспекты» (UM-2001) в г. Яремче (Украина) 24-25 февраля 2011 г.,

на комиссии по радиотехническим и радиоэлектронным измерениям ФБУ «Государственный региональный центр стандартизации, метрологии и испытаний в городе Москве» (ФБУ «РОСТЕСТ – Москва») 18 октября 2011 г.

Публикации

Тема и содержание диссертации отражены в 4 научных работах (статей в журналах, рекомендованных ВАК РФ – 1).

Личный вклад автора заключается в разработке методики и программного обеспечения расчета характеристик основной погрешности средств измерений по данным протокола поверки на основе усеченных распределений с учетом их погрешности неадекватности. Проведены экспериментальные работы по исследованию методик поверки в лабораториях ФБУ «Ростест–Москва» и во ВНИИ медицинской техники. При помощи разработанной программы проведен статистический анализ протоколов сличений поверочной установки, воспроизводящей калиброванные воздушные потоки, с государственным первичным эталоном единиц объемного и массового расходов газа ГЭТ 118-06 во ВНИИР. Формулировка задач исследования, обсуждение и анализ теоретических и экспериментальных результатов проводились совместно с научным руководителем. Основные выводы по проведенной работе сформулированы автором.

Структура работы. Диссертация состоит из введения, пяти глав и выводов, изложенных на 108 страницах основного текста, списка используемых источников (47 наименований). Работа содержит 65 рисунков, 33 таблицы и 3 приложения. Общий объем работы – 144 страницы.

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ

Во введении обоснована актуальность диссертационной работы, сформулированы цель и задачи исследования, кратко охарактеризованы научная и практическая значимость работы, ее апробация, указаны теоретическая и методологическая основа исследования, приведены сведения о структуре диссертации.

Первая глава посвящена анализу проблемных вопросов оценивания достоверности поверки средств измерений (СИ), которая нормируется в государственных поверочных схемах доверительной вероятностью $P = \{0,90; 0,95; 0,99\}$ для доверительных границ погрешности или $P = 1$ для пределов допускаемых значений. Из принятых согласно МИ 187-86 критериев достоверности поверки основное внимание уделено $P_{\text{бам}}$ – наибольшей вероятности ошибочного признания годным любого в действительности дефектного экземпляра СИ.

Необходимость учета погрешностей неадекватности принимаемых для расчета распределений вероятностей вызвана тем, что число измерений согласно действующим методикам поверки не позволяет надежно решить задачу идентификации закона распределения для случайной составляющей основной погрешности. Доступными оказываются только точечные оценки распределений вероятностей, для которых следует указывать доверительные зоны из расчета на «наихудший случай» согласно основному принципу построения государственных поверочных схем. Поэтому между принятым теоретическим распределением вероятностей и статистической функцией распределения данных протокола поверки всегда будет заметное различие. Согласно Р 50.2.004–2000 это различие характеризуется погрешностью неадекватности. Границы этих зон одновременно являются границами для погрешности неадекватности оценок распределений вероятностей.

Показано, что наибольший интерес с точки зрения выполнения требований к качеству поверки представляет проверка соответствия апостериорной достоверности поверки установленным нормам P или $P_{\text{бам}}$, что в практике поверки средств измерений до сих пор в полной мере не реализовано ввиду отсутствия алгоритмического и программного обеспечения, учитывающего не только погрешности рабочих эталонов, но и дополнительно – факт усечения реальных статистических распределений основной погрешности и погрешности неадекватности принимаемых для их описания распределений вероятностей.

Во второй главе проанализирован ряд известных методик расчета и оценивания достоверности поверки средств измерений.

1. Методика расчета априорной достоверности поверки для семейства экспоненциальных распределений с параметром формы от 0,5 до 6,0 (МИ 83-76 – ВНИИМ имени Д.И. Менделеева).

2. Методика расчета априорной достоверности поверки на основе программного моделирования без предварительного установления аналитических зависимостей между параметрами методики поверки и значениями критериев качества (МИ 641-84 – ВНИИМС).

3. Методика расчета достоверности прогнозирующего контроля на основе смесей распределений Гаусса, структурно-параметрическая идентификация ко-

торых по числу компонентов смеси осуществляется методом перекрестного максимального правдоподобия (Метрологическая служба МО СССР).

4. Методика расчета апостериорной достоверности поверки средства измерений на основе типовых распределений вероятностей (МИ 2916-2005 – МИЭИ, РОСТЕСТ–Москва). Методика использует метод многократных измерений при идентификации функции распределения вероятностей (ФРВ) случайной составляющей основной погрешности по критерию минимума ее среднего абсолютного отклонения (САО) от срединных точек статистической функции распределения (СФР) данных протокола и представление результата в виде композиции

$$f_{\Delta}(\delta) = \frac{F_{*}(\theta_{*1}, \theta_{*2B}(1-\alpha, \nu); \delta + \theta_{qp}) - F_{*}(\theta_{*1}, \theta_{*2B}(1-\alpha, \nu); \delta - \theta_{qp})}{2\theta_{qp}}, \quad (1)$$

где $F_{*}(\delta)$ – ФРВ вида «*», θ_{*1} – оценка параметра положения случайной составляющей основной погрешности, $\theta_{*2B}(1-\alpha, \nu)$ – верхняя доверительная граница оценки параметра рассеяния случайной составляющей основной погрешности при односторонней доверительной вероятности $(1-\alpha)$ и числе степеней свободы $\nu = N - 1$, N – число измерений при поверке,

$$\theta_{qp} = \theta_{\max} + t_{\alpha, \nu} \cdot s(\hat{\theta}_{*1}) + D / f_{*}(\hat{\theta}_{*1})$$

– предел суммарной допускаемой неисключенной систематической погрешности поверки, $\theta_{\max}$ – наибольший из пределов погрешности рабочего эталона, $t_{\alpha, \nu}$ – квантиль уровня α распределения Стьюдента с ν степенями свободы, $s(\hat{\theta}_{*1})$ – среднее квадратичное отклонение (СКО) оценки параметра положения, D – расстояние Колмогорова между СФР и ФРВ. Методика реализована в программе «ММИ–поверка».

5. Методика расчета основной погрешности и апостериорной достоверности поверки средства измерений методом контурного оценивания на основе равномерных распределений (РД 50-453-84, МИ 2916-2005 – МИЭИ).

При этом отмечено следующее:

- при нормировании пределов допускаемых погрешностей доверительную вероятность принимают равной единице, а значение $P = 1$ не указывают;
- норма $\{P_{\text{бам}}\}_p > 0,1$ для положительного результата поверки не соответствует норме доверительной вероятности, т.к. должно быть $\{P_{\text{бам}}\}_p \leq 1 - P$;
- расчет апостериорной достоверности положительного результата поверки следует вести с учетом характеристик погрешности рабочих эталонов во всех случаях, когда соотношение норм погрешности рабочего эталона и поверяемого средства измерений более 0,01;
- погрешность неадекватности используемого распределения вероятностей, как правило, больше погрешности рабочего эталона;
- методика МИ 2916–2005 не имеет программного обеспечения для усеченных распределений вероятностей, что затрудняет, а в ряде случаев делает невозможным ее применение.

За основу алгоритмического и программного обеспечения адаптивной методики расчета апостериорной достоверности поверки средства измерений в диссертации принята методика МИ 2916-2005 и программа «ММИ–поверка».

Третья глава содержит постановку измерительной задачи идентификации основной погрешности средства измерений и оценивания достоверности поверки согласно Р 50.2.004-2000, описание предложенного алгоритма решения задачи и имитатора погрешности, разработанного на основе LabVIEW-программы.

Наибольшее распространение во многих теоретических исследованиях получена т.н. «нормальная гипотеза», но на практике она редко подтверждается. РД 50-453-84 и МИ 1317-2004 в качестве распределения вероятностей рекомендуют закон, близкий к нормальному усеченному. Но методическое и программное обеспечение этих рекомендаций также отсутствует. Поэтому в каждом конкретном случае требуется статистическая проверка ряда гипотез.

В этом заключается одна из трудностей решения рассматриваемой задачи.

Структурная схема измерительной задачи поверки дана на рис. 1.

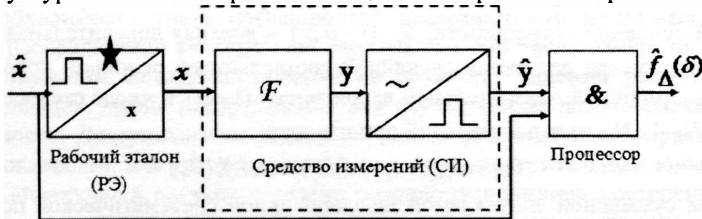


Рис.1. Структурная схема измерительной задачи поверки

Постановка измерительной задачи идентификации основной погрешности СИ

1. В качестве математической модели основной погрешности средства измерений принято распределение вероятностей вида

$$f_{\Delta}(\delta) = \frac{F_{[\cdot, \cdot]}(\theta_{[\cdot, \cdot]}, \theta_{[\cdot, \cdot]}; \delta - a) - F_{\bullet}(\theta_{[\cdot, \cdot]}, \theta_{[\cdot, \cdot]}; \delta - b)}{b - a}, \quad (2)$$

где $F_{[\cdot, \cdot]}(\theta_{[\cdot, \cdot]}, \theta_{[\cdot, \cdot]}; \delta)$ – усеченная ФРВ случайной составляющей основной погрешности средства измерений с параметрами положения $\theta_{[\cdot, \cdot]}$ и рассеяния $\theta_{[\cdot, \cdot]}$, $[a, b]$ – интервал неопределенности, соответствующий сумме погрешностей РЭ и погрешности неадекватности ФРВ. Исходные данные для решения задачи:

- а) число и размещение поверочных точек по диапазону измерений;
- б) значения воспроизводимых в них физических величин;
- в) порядок выполнения измерений;
- г) пределы допустимых значений погрешностей поверяемого средства измерений $\Delta_p(x)$ и рабочего эталона $\theta(x)$, которые в общем случае могут быть представлены в виде функции измеряемой величины.

2. Условия измерений и формирования статистического ряда значений случайной составляющей основной погрешности – согласно методике поверки и техническим условиям для средства измерений.

3. Цель измерительной задачи – определение достоверности положительного результата поверки по доле распределения вероятностей основной погрешности в пределах установленных границ.

4. Требования к форме представления и точности результата решения задачи – в виде вероятностной оценки, полученной из расчета на наихудший слу-

чай, согласно норме доверительной вероятности P , установленной государственной поверочной схемой, или вероятности ошибки P_{ham} .

Для решения задачи необходимо выполнить:

- серию из N измерений и ввести поправки в показания поверяемого средства измерений и рабочего эталона в соответствии с методикой поверки;
- построение статистической функции распределения случайной составляющей основной погрешности СИ;
- выдвижение гипотез о виде функции распределения вероятностей случайной составляющей основной погрешности СИ;
- оценивание параметров неусеченных гипотетических распределений методами максимального правдоподобия (ММП) или квантилей (МК) для их использования в качестве начального приближения;
- нахождение точек усечения распределений вероятностей по крайним членам вариационного ряда значений случайной составляющей;
- оценивание параметров усеченных распределений путем последовательных приближений;
- статистическую проверку гипотез о виде ФРВ случайной составляющей по критерию минимума среднего абсолютного отклонения от СФР;
- построение композиции распределений случайной $f_{\Sigma}(\xi)$ и неисключенной систематической $f_{\Psi}(\psi)$ составляющих основной погрешности в виде (2).

Блок-диаграмма LabVIEW-моделирования случайной составляющей основной погрешности представлена на рис. 2, а ее выход – на рис. 3.

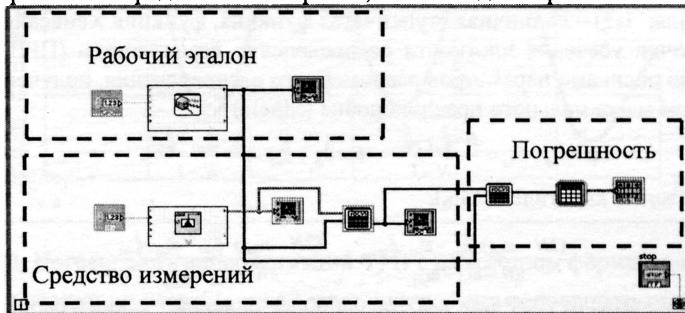


Рис. 2. Блок-диаграмма LABVIEW-программы моделирования измерительной задачи

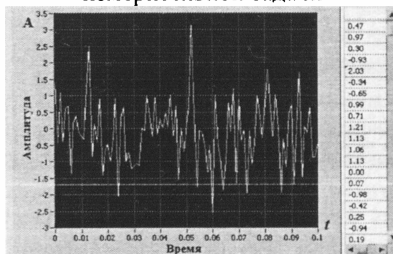


Рис. 3. Случайная составляющая погрешности средства измерений

В качестве гипотетических для случайной составляющей основной погрешности были приняты те же распределения, что и в программе «ММИ–поверка» – равномерное, Гаусса, Лапласа, Коши. Они были дополнены экспоненциальным распределением с параметром формы «4». Критерий принятия гипотезы о структуре ФРВ оставлен без изменения.

Таким образом, методика МИ 2916-2005 дополнена усечением типовых распределений вероятностей для случайной составляющей основной погрешности, алгоритмами статистической идентификации параметров распределений вероятностей после усечения и выбором вида распределения вероятностей из числа распределений с равным числом параметров по критерию минимума САО гипотетической ФРВ от СФР.

В четвёртой главе предложены основные соотношения для методики расчёта апостериорной достоверности поверки на основе усеченных распределений вероятностей, получено и исследовано аналитическое представление функции экспоненциального распределения с параметром формы «4» и проанализирован эффект от применения разработанной методики.

Усеченная функция распределения вероятностей представить в виде

$$F_{[*]}(\xi) = \frac{F_*(\xi) - F_*(a)}{F_*(b) - F_*(a)} \cdot [1(\xi - a) - 1(\xi - b)] + 1(\xi - b) \quad (3)$$

где $F_{[*]}(\xi)$ – усеченная ФРВ; $F_*(\xi)$ – типовая неусеченная ФРВ; a и b – точки усечения; $1(\xi)$ – единичная ступенчатая функция, функция Хевисайда.

Точки усечения плотности распределения вероятностей (ПРВ) определяются по оценкам параметров равномерного распределения, полученным методом максимального правдоподобия (ММП)

$$a = \hat{\theta}_{r1} - \hat{\theta}_{r2} = \frac{N \cdot \hat{\xi}_{(1)} - \hat{\xi}_{(N)}}{N - 1}, \quad b = \hat{\theta}_{r1} + \hat{\theta}_{r2} = \frac{N \cdot \hat{\xi}_{(N)} - \hat{\xi}_{(1)}}{N - 1}, \quad (4)$$

или методом квантилей (МК):

$$a = \frac{(2N - \omega_{(r)}) \cdot \hat{\xi}_{(1)} - \omega_{(1)} \cdot \hat{\xi}_{(R)}}{2N - \omega_{(1)} - \omega_{(R)}}, \quad b = \frac{(2N - \omega_{(R)}) \cdot \hat{\xi}_{(R)} - \omega_{(1)} \cdot \hat{\xi}_{(1)}}{2N - \omega_{(1)} - \omega_{(R)}}. \quad (5)$$

САО ФРВ от СФР при выборе наиболее правдоподобного распределения

$$\bar{d} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R |F_{[*]}(\hat{\xi}_{[r]}) - [F_N^-(\hat{\xi}_{[r]}) + F_N^+(\hat{\xi}_{[r]})]/2|, \quad (6)$$

где $F_N^-(\hat{\xi}_{[r]})$ и $F_N^+(\hat{\xi}_{[r]})$ – соответственно нижние и верхние характерные точки СФР при данном значении аргумента $\hat{\xi}_{[r]}$.

Для получения минимального значения САО ФРВ Гаусса, Коши, Лапласа и экспоненциального распределения с параметром формы «4» от срединных точек СФР был использован метод покоординатного спуска как реализация метода наименьших модулей.

Для расширения возможностей статистического анализа данных поверки при отсутствии достоверной априорной информации о виде распределения ве-

роятностей основной погрешности найдено аналитическое выражение экспоненциального распределения вероятностей с параметром формы «4».

Стандартизованные распределения экспоненциального семейства имеют вид

$$\frac{2}{\theta_2 \cdot \Gamma(1/4)} \cdot e^{-|z|^4} \text{ и } \frac{\theta_3}{2\theta_2 \Gamma(1/\theta_3)} \cdot \int_{-\infty}^z e^{-|t|^{\theta_3}} dt. \quad (7)$$

При использовании распределения Трубицына

$$F_T(z) = \frac{1}{1 + e^{-a_1 z - a_2 z^3}} \quad (8)$$

методом наименьших квадратов выражение ФРВ экспоненциального распределения вероятностей с параметром формы «4» можно представить в виде

$$F_T(z) = \frac{1}{1 + e^{-2,161609z - 1,147973z^3 \pm 2,3 \cdot 10^{-3}}} \quad (9)$$

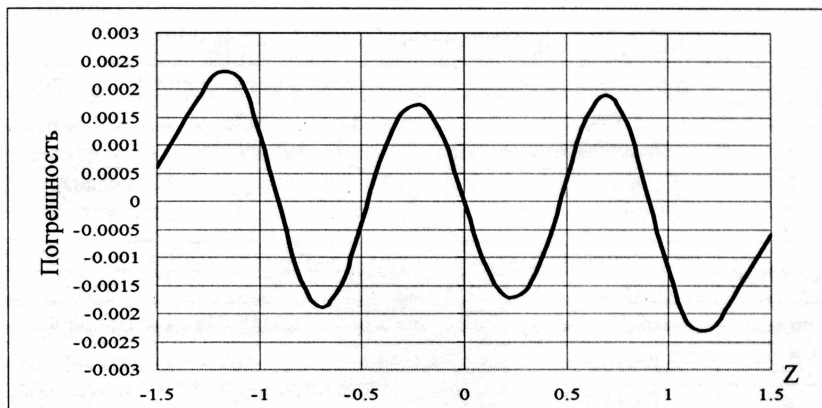


Рис.4. Погрешность аппроксимации ФРВ с параметром формы «4»

Для иллюстрации разработанной методики расчета основной погрешности и достоверности поверки рассмотрим контрольный пример поверки образцовой меры электрического сопротивления типа ОМЭС номинала 100 Ом (при известном опорном значении $R_{\text{опорн}} = 100,00008$ Ом) исходным эталоном локальной поверочной схемы при межлабораторных сличениях согласно ГОСТ 8.237-2003 «ГСИ. Меры электрического сопротивления однозначные. Методика поверки», описанный в МИ 2916-2005.

Погрешность воспроизведения номинального значения контрольной меры с доверительной вероятностью 0,99 согласно ГОСТ 8.028-86 «ГСИ. Государственный первичный эталон и государственная поверочная схема для средств измерений электрического сопротивления» не более 0,0001 Ом. Нестабильностью контрольной меры за время сличений и транспортирования можно пренебречь.

Таблица 1.

Данные измерений образцовой меры типа ОМЭС

№ измерения	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Отсчет, Ом	100,00005	100,00009	100,00009	100,00009	100,00006	100,00004	100,00003	100,00004	100,00005	100,00004

Для рассматриваемых гипотетических распределений точки усечения

$$a = 100,0000233 \text{ Ом и } b = 100,0000966 \text{ Ом.}$$

В Таблице 2 даны оценки параметров гипотетических неусеченных распределений, приведенные в МИ 2916-2005, и оценки параметров усеченных распределений, полученные согласно разработанной методике.

Таблица 2.

Структурно-параметрическая идентификация ФРВ

Параметры	Вид типового распределения и метод оценивания параметров			
	$G_{\text{ММП}}$	$L_{\text{ММП}}$	$K_{\text{МК}}$	—
$\hat{\theta}_1$,	100,000058	100,00005	100,00005	—
$\hat{\theta}_2$,	$2,227105 \cdot 10^{-5}$	$1,8 \cdot 10^{-5}$	$2,5 \cdot 10^{-5}$	—
$\hat{d}$	0,0848	0,0621	0,0842	—
Параметры	Вид усеченного распределения и метод оценивания параметров			
	$G_{\text{МНМ}}$	$L_{\text{МНМ}}$	$K_{\text{МНМ}}$	$F_{\text{МНМ}}$
$\hat{\theta}_1$,	100,000049	100,000047	100,000048	100,00005
$\hat{\theta}_2$,	$2,327105 \cdot 10^{-5}$	$3,3 \cdot 10^{-5}$	$2,5 \cdot 10^{-5}$	$2,327105 \cdot 10^{-5}$
$\hat{d}$	0,043469	0,036809	0,039093	0,049718

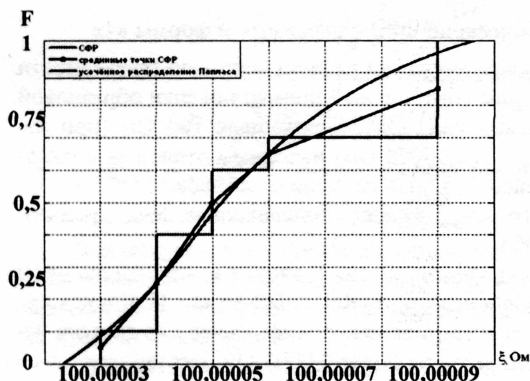


Рис. 5. СФР и ФРВ Лапласа

Таким образом, по критерию минимума САО наиболее правдоподобное описание статистической функции распределения случайной составляющей основной погрешности контрольной меры сопротивления типа ОМЭС-100 дает усеченное распределение Лапласа, представленное на рисунке 5.

Для расчета характеристик основной погрешности и апостериорной достоверности поверки средства измерений необходимо построить свертку наиболее правдоподобной из числа рассмотренных ФРВ и распределения неисключенных систематических составляющих, которым на интервале неопределенности присвоено равномерное распределение.

Свертка случайной и неисключенной систематической составляющих искомой величины принимает вид, представленный на рисунке 6.

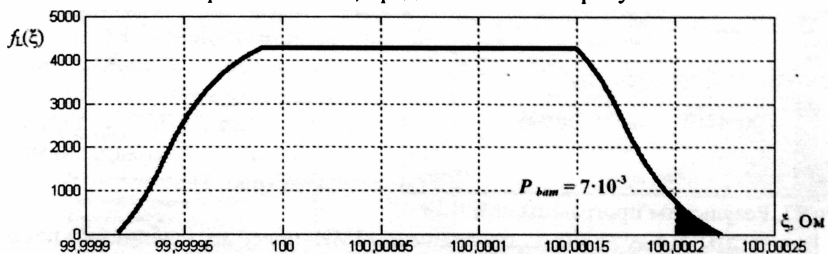


Рис. 6. Плотность распределения вероятностей возможных значений электрического сопротивления контрольной меры

Для допуска $\pm 0,0002$ Ом значение вероятности ошибки $P_{зам}$ определяет заштрихованная доля свертки на рисунке 7: $P_{зам} = 7 \cdot 10^{-3}$, т.е. инструментальная достоверность положительного результата поверки составляет 0,993.

Анализ САО погрешности идентификации контрольной меры на основе типовых и усеченных распределений показывает, что применение усеченных распределений дает 2-кратный выигрыш по точности.

Пятая глава содержит описание алгоритма расчетов согласно разработанной методике, общую характеристику программы «ММИ–поверка 2.0», результаты ее сравнительных испытаний и примеры практического использования при метрологической аттестации методик поверки средств измерений, разработанных ВНИИ медицинской техники.

Для сравнительных испытаний был использован пример измерения напряжения цифровым вольтметром (табл. 3) и две программы – «Miitz1» Белорусского НИИ метрологии и «ММИ–поверка» ВВИА имени профессора Н.Е. Жуковского.

Таблица 3.

Результаты измерений напряжения переменного электрического тока

Номер измерения	1	2	3	4	5	6	7	8
$U, В$	12,1	12,2	12,3	12,5	12,5	12,5	12,6	12,6
Номер измерения	9	10	11	12	13	14	15	16
$U, В$	12,6	12,7	12,8	12,8	12,9	12,9	12,9	11,5

Оценка случайной погрешности измерения

i	1	2	3	4	5	6	7
X_i	12,1	12,2	12,3	12,5	12,5	12,5	12,6

Загрузить $n = 16$ $R_d = 0,95$ $\alpha = 5$ Сохранить

Результаты:

Хор.ар. = 12,525 Скор.ар. = 0,0915

SK = 0,3931 Глубже погрешности: НЕТ

SK = 0,3544 Нормальный закон распределения: ДА

d = 0,267 D = 0,357

$X = 12,525 \pm 0,267; R_d = 0,95.$

Обработать ☐ О программе Выход

Рис.7. Результаты программы «Miitz1»

Результаты вычислений по программе «ММИ–поверка» (таблица 4) показывают, что наиболее правдоподобным из числа рассмотренных для описания протокола измерений напряжения является распределение Коши с параметрами положения 12,6 В и рассеяния 0,2 В. При этом САО ФРВ Коши от СФР составило $\bar{d} = 0,0262$ В, тогда как для ФРВ Гаусса – $\bar{d} = 0,0461$ В.

Таблица 4.

Результаты программы «ММИ–поверка»

Вид распределения	θ_1	θ_2	$s\{\theta_1\}$	
Равномерное	12.2000	0.7933	0.0641	
Лангаса	12.6000	0.2500	0.0625	
Гаусса	12.5250	0.3544	0.0886	
Коши	12.6000	0.2000	0.0785	
Коши				
г	ξ'_r	$F(\xi'_r)$	D'_r	D''_r
1	11.5000	0.0572	0.0572	0.0053
2	12.1000	0.1211	0.0586	0.0039
3	12.2000	0.1476	0.0226	0.0399
4	12.3000	0.1872	0.0003	0.0628
5	12.5000	0.3524	0.1024	0.0851
6	12.6000	0.5000	0.0625	0.1250
7	12.7000	0.6476	0.0226	0.0399
8	12.8000	0.7500	0.0625	0.0625
9	12.9000	0.8128	0.0003	0.1872
D_*		0.1872		
π_*		0.5294		
d_*		0.0262		

Результаты вычислений по программе «ММИ–поверка 2.0» (рис. 8) показывают, что наиболее правдоподобным распределением для описания результатов измерений является усеченное распределение Гаусса с параметрами положения 12,694 В и рассеяния 0,407 В при САО $\bar{d} = 0,0167$ В.

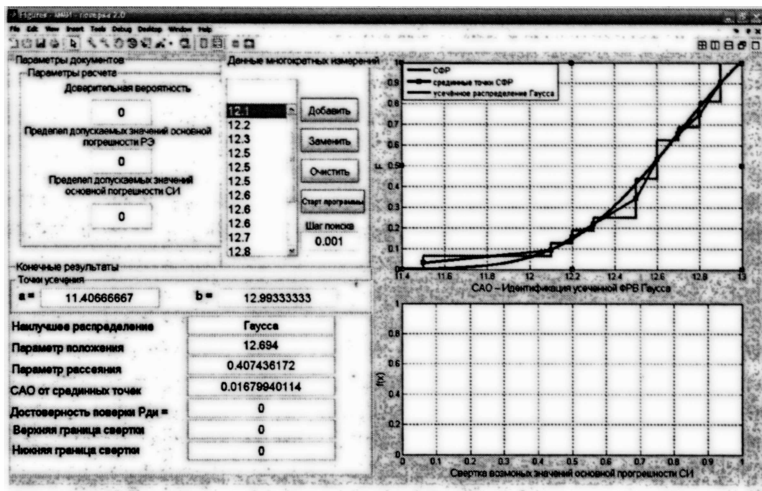


Рис. 8. Окно результатов программы «ММИ–поверка 2.0»

Таким образом, усеченная ФРВ Гаусса дает наименьшее значение $\bar{d}$ погрешности аппроксимации среди рассмотренных усеченных распределений. При этом полученное значение CAO $\bar{d}$ в два раза меньше значения CAO $\bar{d}$ полученного для ФРВ Коши по программе «ММИ–поверка» (рис. 9).

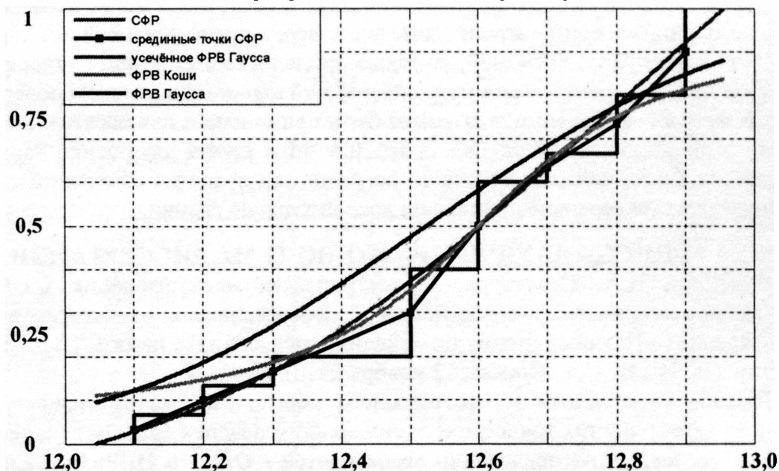


Рис. 9. Результаты идентификации ФРВ для сравниваемых программ

В **заключении** сформулированы основные результаты работы.

В **приложениях** представлены:

- Программа «ММИ–поверка 2.0». Руководство пользователя;
- Программа «ММИ–поверка 2.0». Текст программы;
- Акты о внедрении основных положений и результатов работы.

ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ И ВЫВОДЫ

1. Получена аппроксимация двойного экспоненциального распределения с параметром формы «4» распределением Н.Ф. Трубицына с погрешностью не более $2,3 \cdot 10^{-3}$, что упрощает процедуру оценивания параметров распределений вероятностей по данным протоколов измерений и получение числовых последовательностей при статистическом моделировании. Опыт практического применения распределения Н.Ф. Трубицына показывает, что его можно использовать вместо класса экспоненциальных распределений с различными параметрами формы как самостоятельное распределение, параметры которого после усечения подлежат оцениванию в рамках разработанной методики.

2. Сформулирована и решена измерительная задача идентификации основной погрешности средства измерений по данным протокола поверки способом допускового контроля на основе усеченных распределений вероятностей с учетом погрешностей их неадекватности по статистикам Смирнова.

3. Разработана методика и программа автоматизированного расчета достоверности положительного результата поверки средства измерений «ММИ–поверка 2.0». Программа ориентирована на поверку средств измерений способом допускового контроля и не связана с типом средства измерений.

4. По результатам сравнительных испытаний показано, что использование разработанной методики позволяет уменьшить погрешность неадекватности точечных оценок распределений вероятностей примерно в 2 раза по сравнению с известными методиками и программами.

5. Показано, что разработанная методика и программа могут быть использованы не только при контроле качества поверки средств измерений согласно ГОСТ Р ИСО/МЭК 17025-2009, но также при испытаниях в целях утверждения типа средств измерений и при метрологической аттестации методик поверки.

6. Разработанная методика может быть применена и для расчета достоверности отрицательного результата поверки, в этом случае для оценки параметра рассеяния случайной составляющей погрешности средства измерений следует использовать не верхнюю, а нижнюю доверительную границу.

СПИСОК НАУЧНЫХ РАБОТ ПО ТЕМЕ ДИССЕРТАЦИИ:

1. Сулейман И.А. Структурно-параметрическая идентификация усеченных функций распределений вероятностей // Всероссийская научно-техническая конференция «Научные чтения по авиации, посвященные памяти Н. Е. Жуковского». (ВУНЦ ВВС, г. Москва, 12 ноября 2010). С. 41-43.
2. Разработка методики и программного обеспечения автоматизированного расчета характеристик точности и достоверности поверки средств измерений на основе усеченных распределений вероятностей / Отчет о НИР: Руководитель темы – С.Ф. Левин, исполнитель – И.А. Сулейман. М.: МИЭИ, 2010. 68 с.
3. Левин С.Ф., Сулейман И.А. Автоматизация обработки данных многократных измерений по программе «ММИ–ПОВЕРКА 2.0» // СИСТЕМИ ОБРОБКИ ІНФОРМАЦІЇ (укр., Харьков). 2011. № 1(91). С. 38-42.
4. Сулейман И.А. Методика решения измерительной задачи поверки на основе усеченных функций распределений//Измерительная техника. 2012. №1. С.28-30.