

На правах рукописи

Сулоева Елена Сергеевна

**ПРОЦЕДУРЫ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ О СООТВЕТСТВИИ
СЛИЧАЕМЫХ ЭТАЛОНОВ ТРЕБОВАНИЯМ**

Специальность 05.11.16 – Информационно-измерительные и управляющие
системы (приборостроение)

Автореферат
диссертации на соискание ученой степени
кандидата технических наук

Санкт-Петербург – 2016

Работа выполнена в федеральном государственном автономном образовательном учреждении высшего образования «Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ» им. В.И. Ульянова (Ленина)» на кафедре информационно-измерительных систем и технологий

Научный руководитель:
доктор технических наук, профессор
Цветков Эрик Иванович

Официальные оппоненты:
доктор технических наук, профессор,
Федеральное государственное автономное образовательное учреждение высшего образования «Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого», профессор кафедры измерительных информационных технологий
Малыхина Галина Федоровна

кандидат технических наук, доцент,
ведущий инженер ЗАО «Фортэкс»
Брусаков Игорь Юрьевич

Ведущая организация: Федеральное государственное унитарное предприятие "Всероссийский научно-исследовательский институт метрологии им. Д.И. Менделеева" (г. Санкт-Петербург)

Защита состоится “30” ноября 2016 года в 16 часов на заседании диссертационного совета Д 212.238.06 на базе Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ» им. В.И. Ульянова (Ленина) (СПбГЭТУ «ЛЭТИ») по адресу: 197376, Санкт-Петербург, улица Профессора Попова, д. 5.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке СПбГЭТУ «ЛЭТИ» и на сайте www.eltech.ru

Отзывы на автореферат в двух экземплярах, заверенные печатью, просим направлять по адресу: 197376, Санкт-Петербург, улица Профессора Попова, д. 5.

Автореферат разослан “ 29 ” сентября 2016 года.

Ученый секретарь
диссертационного совета Д 212.238.06
к.т.н., доцент



А. А. Великосельцев

ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

Актуальность темы.

Развитие современной измерительной техники, неразрывно связанное с ее компьютеризацией, требует от действующей системы обеспечения единства измерений, как расширения номенклатуры охватываемых величин, так и повышения метрологического уровня ее эталонной базы. Последнее связано с согласованностью характеристик национальных эталонов, верификация которых опирается, во-первых, на безэталонные методы установления неопределенности измерений верифицируемых национальных эталонов – формирование массивов результатов и оценок погрешностей в виде разности между конкретными результатами и средним, а, во-вторых, на сопоставление с помощью транспортируемых эталонов формируемых верифицируемыми эталонами результатов. Указанное сопоставление носит название сличение.

Совершенствованием сличений и их проведением занимаются метрологические институты, которым необходимо совершенствовать эталонную базу в стране, а также выводить первичные эталоны на международный уровень.

В метрологической практике сличения занимают особое место, и их значимость растет с ростом требований к качеству измерений и метрологических услуг, предоставляемых метрологическими лабораториями. Они помогают решить задачу создания объективной основы для взаимного признания результатов измерений, получаемых различными национальными лабораториями. Необходимость повышения метрологического уровня средств измерений приводит к росту требований к точности государственных эталонов. Сличения обеспечивают их верификацию и таким образом повышают достоверность испытаний, выполненных на их основе. При этом непрерывно совершенствуются методы формирования результатов сличений. В настоящее время принятие решения о соответствии (не соответствии) сличаемых эталонов требованиям осуществляется на эвристической основе, что не позволяет адекватно использовать имеющиеся априорные знания.

Таким образом формирование процедур принятия решения при сличениях на основе теории статистических решений является актуальной проблемой, так как повышает объективность процедуры в целом и создает предпосылки для формализации заключительного этапа сличения.

Целью данной работы является исследование и разработка алгоритмического обеспечения процедуры принятия решения по результатам сличения эталонов. В соответствии с поставленной целью сформулированы и решены следующие задачи:

1. Выполнен обзор применяемых методов принятия решения о соответствии сличаемых эталонов заявленной точности;
2. Проведен выбор модели воспроизводимых величин и классификация рассматриваемых задач;
3. Выбраны вероятностные характеристики результатов сличений в соответствии с предъявляемыми к ним требованиями;
4. Разработаны алгоритмы принятия решения по результатам сличения для типовых процедур;
5. Разработано математическое обеспечение для определения порогового уровня результата сличения расчетным методом и имитационным моделированием.

6. Исследованы свойства результатов реализации разработанных алгоритмов с помощью имитационного моделирования;

Объект Исследования: неисключенные и неучтенные систематические погрешности эталонных комплексов высшего метрологического уровня.

Предмет исследования: алгоритмическое обеспечение процедуры принятия решения по результатам сличения эталонов на основе теории статистических решений.

Методы исследования: для решения поставленных в диссертационной работе задач используется аппарат математической метрологии, теории случайных функций и статистических решений, а также имитационное моделирование процедур сличения с заданными характеристиками.

Научная новизна: в процессе проведения исследования получены новые научные результаты:

1. Разработана методология обработки результатов, получаемых при сопоставлении воспроизводимых сличаемыми эталонами величин, обеспечивающая использование априорных знаний характеристик случайных погрешностей при принятии решения о соответствии (несоответствии) сличаемых эталонов требованиям.

2. Сформировано методологическое обеспечение по установлению порогового уровня при наличии требований по вероятности принадлежности разности неисключенных систематических погрешностей фиксированному интервалу или допустимому уровню вероятности ошибки первого рода или вероятности ошибки второго рода.

3. Разработано математическое обеспечение для выполнения расчетного определения порогового уровня процедуры принятия решения для типовых случаев.

4. Разработано математическое обеспечение для определения порогового уровня с использованием имитационного моделирования для типовых случаев.

Практическая ценность работы:

повышается эффективность сличений за счет использования априорных знаний и учета предельных требований при принятии решений;

разработано математическое обеспечение для принятия решения о соответствии (несоответствии) сличаемых эталонов требованиям;

разработана методология применения имитационного моделирования для установления порогового уровня результатов сличений.

Научные положения, выносимые на защиту:

1. Применение аппарата теории статистических решений обеспечивает формализацию процедур принятия решений о соответствии (не соответствии) сличаемых эталонов.

2. Состав априорных знаний, необходимый для процедуры сличения, должен включать в себя плотности распределения вероятностей случайных погрешностей воспроизводимых величин, а также требования по допустимым уровням вероятностей ошибок первого или второго или вероятности принадлежности неисключенной систематической погрешности установленному интервалу.

3. Процедуры определения порогового уровня результатов сличений формируются на основе условного распределения разностных результатов сличения при фиксированной неисключенной систематической погрешности или условного распределения неисключенной систематической погрешности при условном распределении результата сличения.

Апробация работы. Основные положения диссертационной работы докладывались и обсуждались на конференциях различного уровня:

- Научно-техническая конференция профессорско-преподавательского состава Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ» им.В.И. Ульянова (Ленина), (2012-2016), Санкт-Петербург, Россия.
- Международный конгресс «Цели развития тысячелетия» «Геополитические факторы устойчивого развития Арктики и технологии прогнозирования и предотвращения чрезвычайных ситуаций» 2012 год Санкт-Петербург, Россия.
- Научно-технической конференции с международным участием «Наука настоящего и будущего» (2015-2016) Санкт-Петербург, Россия.
- Международная конференция по «Мягким вычислениям и измерениям» 2015-2016 года, Санкт-Петербург, Россия.
- Англоязычная международная Конференция молодых исследователей в области электротехники и электроники (ElConRusNW) 2016 год Санкт-Петербург, Россия.

Публикации. По теме диссертации опубликовано 16 работ, из них 5 статей в рецензируемых изданиях, рекомендуемых ВАК РФ, 1 статья входит в базу WOS, 3 публикации - в журналах, индексируемых SCOPUS, 6 публикаций в сборниках трудов конференций, 1 учебное пособие.

Структура и объем диссертации. Диссертационная работа состоит из введения, четырех глав, заключения, списка литературы, включающего 52 наименования. Основная часть работы изложена на 112 страницах машинописного текста, содержит 32 рисунка, 3 таблицы.

СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ

Во введении обоснована актуальность работы, сформулированы основная цель и задачи исследования, раскрыта новизна и практическая значимость, приведены научные положения, выносимые на защиту.

В первой главе проведено исследование метрологического анализа посредством процедуры сличения национальных эталонов. Введена терминология, указано место сличения в системе обеспечения единства измерений на мировом уровне. На основе отчетов по результатам ключевых сличений, выбранных в качестве примеров, рассмотрена методология процедуры, включающая в себя описание непосредственного физического эксперимента с получением результата сличения посредством сравнения нетранспортируемого эталона со вспомогательных средством, формирование итоговых данных по результатам сличения, основанных на степени эквивалентности результатов. Указывается на характерные особенности, присущие процедуре сличения: наличие двух и более эталонов, наличие транспортируемого эталона. Также отмечается, что компараторы неотъемлемая часть эталонного комплекса, участвующего в процедуре сличения, число которых в эталонном комплексе зависит от необходимых диапазонов измерения величины.

Делается также вывод о том, что сличение представляет собой двухэтапную процедуру, первой частью которой является метрологический эксперимент, выполняемый национальными метрологическими лабораториями для определения значения воспроизводимой величины и неопределенности измерений. На втором этапе осуществляется сопоставление воспроизводимых величин и принимается решение о соответствии (несоответствии) сличаемых эталонов требованиям.

Рассмотрены применяемые в метрологической практике методы принятия решения, которыми являются процедуры (A-D), показаны условия применения каждой из них, алгоритмы проведения. На основе полученных данных делается вывод о высоком уровне эвристики в процедуре принятия решения, т.к. оценочной характеристикой является так называемая степень эквивалентности, выражаемая через отклонение от опорного значения с соответствующей неопределенностью. Нахождение опорного значения представляет собой определение нормированной характеристики среднего или средневзвешенного результата каждой лаборатории. Критерием выбора расчетной формулы являются условия: 1. «возможность приписывания величине нормального закона распределения» 2. Согласованность данных, которая проверяется по 95% доверительной вероятности.

Показано, что методики и средства выполнения первой части процедуры сличения постоянно совершенствуются и соответствуют текущему уровню научно-технических достижений. Вторая часть процедуры - принятие решения по результатам сличения не в полной мере использует имеющуюся априорную информацию и предъявляемые к конечным результатам требования.

Из изложенного вытекает необходимость разработки алгоритмов принятия решения для различных процедур сличения. Необходимо обеспечить минимизацию эвристической основы процедуры принятия решения о соответствии или несоответствии и предъявляемым требованиям эталонных средств, ограничиваясь самими требованиями. При этом следует использовать априорные знания, которые могут предоставить лаборатории-участницы до начала процедуры сличения. В самом общем виде процедура принятия решения имеет следующий вид:

$$\delta\lambda \leq \Delta_{\Pi} \rightarrow \mathcal{E}_{tr} \vee \delta\lambda > \Delta_{\Pi} \rightarrow \mathcal{E}_{fl},$$

индексы tr – обозначает «true», fl – «false». Все дальнейшие рассуждения будут сводиться к отысканию порогового значения Δ_{Π} , сравнение с которым разностного результата сличения $\delta\lambda$ дает возможность принимать требуемое решение.

В качестве выходной характеристики предлагается использовать пороговое значение для разностного результата сличения, превышение которого результатом сличения говорит о несоответствии требованиям и отрицательном результате сличения, а непревышение результатом сличения порогового уровня дает положительный результат и вывод о соответствии эталонов предъявляемым требованиям.

Во второй главе обосновывается выбор трехкомпонентной модели результата в качестве основы для разработки алгоритма. Она учитывает случайные и систематические составляющие погрешности результата по отдельности:

$$\lambda_i = \lambda_{ni} + \Delta_{\text{сист}}\lambda_i + \Delta_{\text{сл}}\lambda_i,$$

где λ_i – результат, полученный в i-й лаборатории, λ_{ni} – номинальное значение измеряемой величины, $\Delta_{\text{сист}}\lambda_i$ – систематическая погрешность результатов лабораторий, $\Delta_{\text{сл}}\lambda_i$ – случайная погрешность измерений.

Для исключения номинальных значений, а также систематических погрешностей транспортируемого эталона необходимо рассмотреть разностную характеристику двух результатов сличения 1 и 2 эталонов, представленных в виде:

$$\lambda_1 = \lambda_{1н} + \Delta_{\text{сист}}\lambda_1 + \Delta_{\text{сл}}\lambda_1, \quad \lambda_2 = \lambda_{2н} + \Delta_{\text{сист}}\lambda_2 + \Delta_{\text{сл}}\lambda_2.$$

Разность между этими результатами содержит в общем случае 10 компонент:

$$\delta\lambda_{12} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_{\varepsilon 1} + \Delta_{\text{сист}}\lambda_{\kappa 1} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\varepsilon 1} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\kappa 1} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр}1} - \Delta_{\text{сист}}\lambda_{\varepsilon 2} - \Delta_{\text{сист}}\lambda_{\kappa 2} - \\ - \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\varepsilon 2} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\kappa 2} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр}2},$$

где для каждой i -й лаборатории $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{\varepsilon i}$ и $\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\varepsilon i}$ систематическая и случайная погрешность эталона, воспроизводящего величины в эталонном комплексе, $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{\kappa i}$ - и $\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\kappa i}$ - систематическая и случайная погрешности компаратора эталонного; а также содержит случайную погрешность $\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр}i}$ от вспомогательного средства, которым является транспортируемый эталон.

Если в процедуре участвует более двух эталонов (N эталонов), то разностная характеристика формируется в виде среднего всех попарных разностей относительно конкретного i -го эталона:

$$\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \sum_{s=1}^N (i) \frac{\delta\lambda_{is}}{(N-1)} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_i - \sum_{s=1}^N (i) \frac{\Delta_{\text{сист}}\lambda_s}{N-1} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_i - \sum_{s=1}^N (i) \frac{\Delta_{\text{сл}}\lambda_s}{N-1}$$

Здесь систематическая погрешность усредненной разности для i -го эталона $\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \Delta_{\text{сист}}\lambda_i - \sum_{s=1}^{N-1} (i) \frac{\Delta_{\text{сист}}\lambda_s}{N-1}$, а значение разности $(\Delta_{\text{сл}}\lambda_i - \sum_{s=1}^N (i) \frac{\Delta_{\text{сл}}\lambda_s}{N-1})$ составляет случайную погрешность усредненного результата $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$. При этом усредненная разность по i -му эталону может быть определена в виде суммы двух компонент:

$$\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i + \Delta_{\text{сл}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i.$$

Таким образом, при переходе от сличения пары эталонов к сличению группы эталонов происходит трансформация результата: разность для пары эталонов переходит в усредненную разность для i -го эталона $\delta\lambda_{12} \rightarrow \delta_{\text{ср}}\lambda_i$. Трансформация систематической и случайной составляющих происходит следующим образом: $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} \rightarrow \Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i$ и $\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12} \rightarrow \Delta_{\text{сл}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i$. Здесь в качестве вычитаемого для случая двух или нескольких сличаемых эталонов используется соответствующая погрешность $\Delta_{\text{сист}}\lambda_i$ или усредненное значение по $(N-1)$ эталонов соответственно за исключением i -го $(\sum_{s=1}^{N-1} (i) \frac{\Delta_{\text{сист}}\lambda_s}{N-1})$.

Если принять в качестве классификационных признаков типовых задач число участвующих в них эталонов и состав расширенных априорных знаний, включающий в себя вид распределения вероятности случайной погрешности, а также характер предъявляемых требований. При этом получается 6 следующих случаев:

1. Бинарное сличение, установлена предельная вероятность ошибки первого рода ;
2. Бинарное сличение, установлена предельная вероятность ошибки второго рода ;
3. Бинарное сличение, установлена требуемая вероятность попадания $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$ в интервал $[-c; c]$;
4. Групповое сличение, установлена предельная вероятность ошибки первого рода;
5. Групповое сличение, установлена предельная вероятность ошибки второго рода;
6. Групповое сличение, установлена требуемая вероятность принадлежности $\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_{12}$ интервалу $[-c_i; c_i]$.

Для каждой выделенной типовой задачи принято считать, что номинальные значения измеряемых величин λ_{hi} известны и равны между собой, полагается также, что лаборатории самостоятельно имеют возможность установить закон распределения вероятности случайной погрешности $w(\Delta_{сл}\lambda_i)$. Как для бинарного, так и для группового случая будет рассмотрена задача сличения нетранспортируемых эталонов с использованием одного вспомогательного средства, характеристики которого представлены в общем случае отдельно и состоят из характеристики плотности распределения случайной погрешности транспортируемого эталона $w(\Delta_{сл}\lambda_{Ti})$.

При отсутствии сведений о границах систематической погрешности для бинарного случая априорные знания (АЗ) включают в себя:

$$АЗ = (\lambda_{h1}, \lambda_{h2}, w(\Delta_{сл}\lambda_1), w(\Delta_{сл}\lambda_2), w(\Delta_{сл}\lambda_{T1}), w(\Delta_{сл}\lambda_{T2})).$$

Апостериорными знаниями (АпЗ) в данном случае будет выступать разностный результат сличения пары $\delta\lambda_{12}$: $АпЗ = (\delta\lambda_{12})$.

Относительно предъявляемых требований (Тр) необходимо задаться предельно допустимым значением разности систематических погрешностей эталонов $C = \Delta_{сист}\lambda_1 - \Delta_{сист}\lambda_2$. Значение этой величины устанавливается в качестве условия при формировании вероятностных зависимостей для однозначности решения, т.е. по сути это предъявляемое к эталонам требование: $Тр = (\Delta_{сист}\lambda_1 - \Delta_{сист}\lambda_2 = C)$.

Для группового сличения эти три категории примут вид:

$$АЗ = (\{\lambda_{hi}\}_{i=1}^N, \{w(\Delta_{сл}\lambda_i)\}_{i=1}^N, \{w(\Delta_{сл}\lambda_{Ti})\}_{i=1}^N), \text{ АпЗ} = (\{\delta\lambda_{is}\}_{s=1}^{N-1}), \text{ Тр} = (\{\Delta_{сист}\delta_{ср}\lambda_i = C_i\}_{i=1}^N).$$

Стоит отметить, что для АпЗ значение $(N-1)$ связано с формированием попарных разностей, а в требованиях под $\Delta_{сист}\delta_{ср}\lambda_i = \Delta_{сист}\lambda_i - \frac{1}{(N-1)} \sum_{s=1}^N \Delta_{сист}\lambda_s$ понимается систематическая погрешность усредненной разности относительно i -го эталона.

В случае появления неисключенной систематической погрешности с известными границами существования в составе АЗ будет отражена эта информация, для требований выступит вероятностная характеристика.

Для бинарного случая априорные и апостериорные знания, а также предъявляемые требования примут вид:

$$АЗ = (\lambda_{h1}, \lambda_{h2}, w(\Delta_{сл}\lambda_1), w(\Delta_{сл}\lambda_2), w(\Delta_{сл}\lambda_{T1}), w(\Delta_{сл}\lambda_{T2}), \{[-c; c]\}_{i=1}^2),$$

$$АпЗ = (\delta\lambda_{12}), \text{ Тр} = (P(\delta\lambda_{12} \in [-c; c])).$$

Переходя к групповому сличению представленные характеристики имеют вид:

$$АЗ = (\{\lambda_{hi}\}_{i=1}^N, \{w(\Delta_{сл}\lambda_i)\}_{i=1}^N, \{w(\Delta_{сл}\lambda_{Ti})\}_{i=1}^N, \{[-c_i; c_i]\}_{i=1}^N)$$

$$АпЗ = (\{\delta\lambda_{is}\}_{s=1}^{N-1} | i \neq s), \text{ Тр} = (P(\delta_{ср}\lambda_i \in [-c_i; c_i])).$$

При установленных допустимых значениях систематической погрешности, которые определяются интервалом $[-c; c]$, пороговое значение устанавливается так, чтобы выполнялась требуемая вероятность правильного решения. Для этого выбирается вероятностная характеристика, обеспечивающая выполнение данного условия. На ее основе для разностного результата сличения также находятся пороговые симметричные значения.

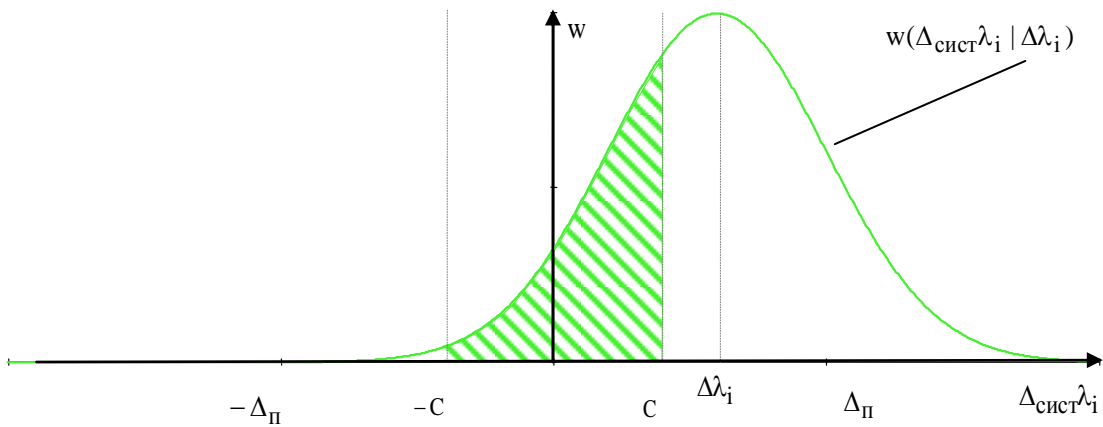
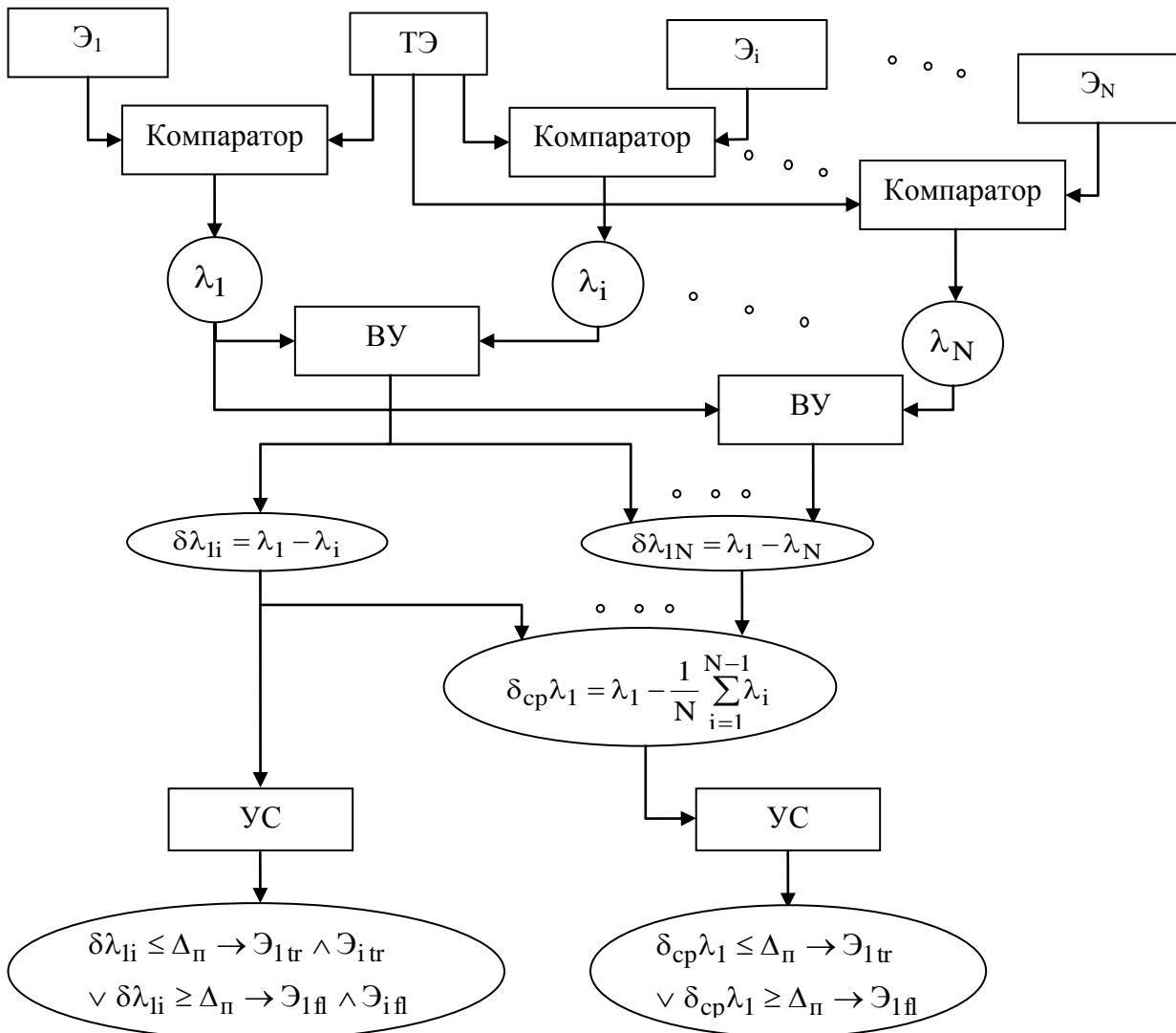


Рис.1 Вероятность принадлежности величины $\Delta_{\text{сист}}\lambda_i$ допустимому интервалу $[-c; c]$

Указывается обобщенная схема проведения процедуры сличения, описанная как для бинарного сличения, так и для группового сличения, включающая непосредственно эксперимент, а также процедуру принятия решения, итогом которой является решение о соответствии эталона(ов) требованиям или не соответствии предъявляемым требованиям на основе сравнения с установленным пороговым значением.



На первом этапе происходит сличение национальных эталонов ($\mathcal{E}_1, \dots, \mathcal{E}_i, \dots, \mathcal{E}_N$) с соответствующим вспомогательным средством – транспортируемым эталоном (ТЭ) при помощи компараторов К, входящих в соответствующий эталонный комплекс.

Далее на основе этого сравнения формируется результат каждого из участников $\lambda_1, \lambda_i \dots \lambda_N$. При помощи вычитающего устройства ВУ формируются разности вида: $\delta\lambda_{ii} = \lambda_1 - \lambda_i$. Далее в зависимости от количества сличаемых эталонов появляются 2 ветви алгоритма. В первом случае, если сличению подлежали только 2 эталона (1 и i -й), то при помощи сравнивающего устройства УС выдается результат о соответствии ($\delta\lambda_{ii} \leq \Delta_{\text{п}} \rightarrow \mathcal{E}_{1\text{тр}} \wedge \mathcal{E}_{i\text{тр}}$) или не соответствии ($\delta\lambda_{ii} \geq \Delta_{\text{п}} \rightarrow \mathcal{E}_{1\text{н}} \wedge \mathcal{E}_{i\text{н}}$) требованиям. Во втором случае, если сличению подлежало N эталонов, формируется усредненная разность относительно каждого эталона $\delta_{\text{ср}}\lambda_1$, схематично указано принятия решение относительно 1-го эталона: $\delta_{\text{ср}}\lambda_1 \leq \Delta_{\text{п}} \rightarrow \mathcal{E}_{1\text{тр}} \vee \delta_{\text{ср}}\lambda_1 \geq \Delta_{\text{п}} \rightarrow \mathcal{E}_{1\text{н}}$. Все дальнейшие рассуждения будут сводиться к отысканию значения $\Delta_{\text{п}}$, сравнение с которым разностного результата дает возможность принимать решение по результатам сличения.

Данный алгоритм процедуры сличения будет разделен в соответствии с предлагаемой классификацией задач принятия решения на шесть независимых задач.

В третьей главе конкретизируются решения задач, связанных с **бинарным сличением** эталонов. Отмечается, что разрабатываемые алгоритмы распространяют решение сразу на оба эталонных средства, участвующих в процедуре.

Аналогично «Процедуре А», в которой аналитическое выражение строится для нормального закона распределения воспроизводимой величины, находится расчетное описание, строящееся на нормальном законе распределения, который относится к случайными составляющим погрешности эталонных средств. Композиция законов распределения вероятностей всех случайных составляющих разностный результат бинарного сличения $w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}) = w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_1) * w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_2)$, определяет распределение вероятности случайной составляющей результата сличения.

Распределение разностного результата описывается с учетом распределения случайной составляющей $w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{12})$ в условном варианте $w(\Delta\lambda_{12} | C)$, где в качестве условия выступает предельно допустимое значение разности систематических погрешностей $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_1 - \Delta_{\text{сист}}\lambda_2 = C$.

Далее при решении **первой типовой задачи** необходимо в качестве требования выставить значение вероятности ошибки первого рода, значение которой равно

$$P_I = P(\delta\lambda_{12} \notin [-\Delta_{\text{п}}, \Delta_{\text{п}}] | \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} = C) = 1 - \int_{-\Delta_{\text{п}}}^{\Delta_{\text{п}}} w(\delta\lambda_{12} | C) d(\delta\lambda_{12}).$$

На основании решения этого уравнения, неизвестными которого являются симметричные пороговые значения, появляется возможность нахождения $\Delta_{\text{п}}$ при установлении вероятности ошибки первого рода равной предельно допустимому значению:

$$\Delta_{\text{п}} = \text{rad} \left(1 - \int_{-\Delta_{\text{п}}}^{\Delta_{\text{п}}} w(\delta\lambda_{12} | \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} = C) d(\delta\lambda_{12}) = P_{I\text{пред}} \right).$$

Отличие первой типовой задачи от **второй задачи**, выделенной по введенным классификационным признакам, начинается на этапе формирования выражения для расчета вероятностной характеристики, которой является **вероятности ошибки второго рода**. Для ее расчета также как и раньше используется условное распределение вероятности результата, представленного разностью $\Delta\lambda_{12}$. Условием в данном случае

является величина разности систематических погрешностей, превышающая предельно допустимую величину C_1 , значение которой больше величины C , используемой в первой задаче ($C_1 > C$). В силу логики нахождения вероятности ошибки второго рода ее отыскание строится на основе следующего выражения

$$P_{II} = P(\delta\lambda_{12} \in [-\Delta_{II}, \Delta_{II}] | C_1 > C) = \int_{-\Delta_{II}}^{\Delta_{II}} w(\delta\lambda_{12} | C_1 = \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}) d(\delta\lambda_{12}).$$

Для нахождения пороговых значений воспользуемся решением уравнения операцией радикала ($\text{rad}(\cdot)$), позволяющей найти величину, входящую в выражение:

$$\Delta_{II} = \text{rad} \left(\int_{-\Delta_{II}}^{\Delta_{II}} w(\delta\lambda_{12} | C_1 = \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}) d(\delta\lambda_{12}) = P_{II\text{пред}} \right).$$

Третья группа задач бинарного сличения состоит в нахождении вероятности принадлежности систематических погрешностей некоторому установленному интервалу $[-c; c]$ для фиксированного разностного результата сличения $P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} \in [-c, c] | \delta\lambda_{12}]$. Таким образом необходимо произвести отыскание условной величины, выражающую разность систематических погрешностей $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$. Для этого на основе плотности распределение случайной погрешности разностного результата сличения строится условное распределение систематических погрешностей для конкретного результата сличения $w(\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} | \delta\lambda_{12})$. На основе этого распределения устанавливается интегральная вероятность принадлежности систематических погрешностей известному интервалу $[-c; c]$. По рассчитанным для различных случаев значениям вероятности возможно построение зависимости интегральной вероятности от возможных разностных результатов сличения $\delta\lambda_{12}$, по которой на основе требуемого значения вероятности, например, $P_{\text{тр}} = 0.9$ находятся пороговые уровни. Графическое отображение этого случая выглядит следующим образом:

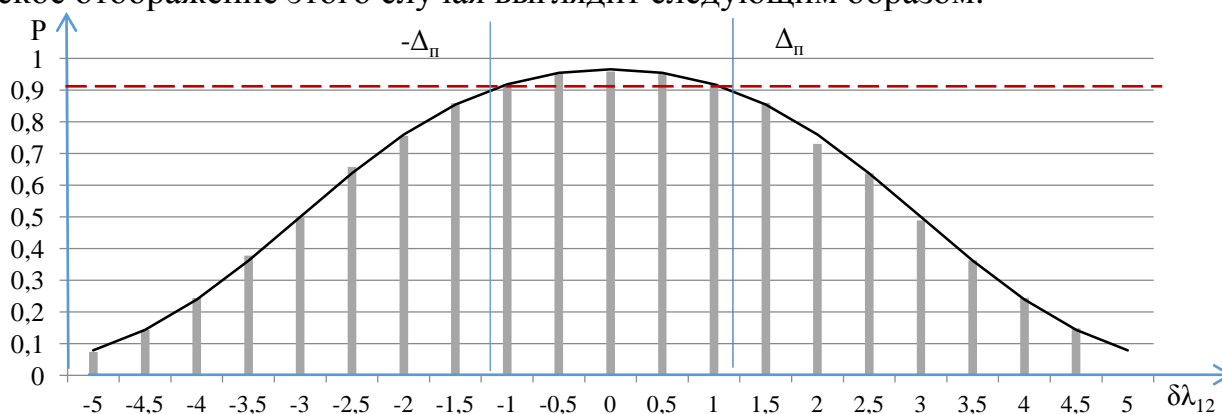


Рис.2 Нахождение пороговых уровней $[-\Delta_{II}, \Delta_{II}]$ по предъявляемым требованиям вероятности $P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} \in [-c, c] | \delta\lambda_{12}]$

В случае затруднений использования аналитического метода, аналогично Процедуре В, используется моделирование процедуры посредством метода Монте-Карло. При этом возможно не только использование различных законов распределения, но и введение коэффициентов при аппроксимации данных, а также чтение данных из файла, в случае невозможности установления закона распределения случайной составляющей погрешности результата сличения.

Итогом процедуры становится указание пороговых уровней с соответствующими вероятностными значениями. Последовательность отображений имитационного моделирования для первых двух задач, использующих в качестве требований вероятности ошибок первого и второго рода, выглядит следующим образом:

$$AZ = (\delta\lambda_{12} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}, w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк1}}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр1}}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк2}}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр2}})) \rightarrow$$

$$\rightarrow \{\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} = C, M, K\} \rightarrow \{\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк1s}}, \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр1s}}, \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк2s}}, \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр2s}}, C\}_{s=1}^M \rightarrow$$

$$\rightarrow \{\delta\lambda_{12s} = C + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк1s}} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр1s}} - \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк2s}} - \Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр2s}}\}_{s=1}^M \rightarrow \{|\Delta_{\text{ПС}}| = \max(\delta\lambda_{12s}) - \text{МО}\}_{s=1}^M \rightarrow$$

$$\rightarrow \{[-\Delta_{\text{пк}}; \Delta_{\text{пк}}]\}_{k=1}^K \rightarrow \begin{cases} P_{\text{Iк}}(\delta\lambda_{12s} \notin [-\Delta_{\text{пк}}; \Delta_{\text{пк}}] | C) = M_{\text{Iк}} / M, & (C \approx C_{\text{макс доп}}) \\ P_{\text{IIк}}(\delta\lambda_{12s} \in [-\Delta_{\text{пк}}; \Delta_{\text{пк}}] | C) = 1 - M_{\text{Iк}} / M & (C \approx C_{\text{макс доп}}) \end{cases}$$

На первом этапе происходит ввод содержащихся в AZ исходных данных, которые составляют величина разности систематических погрешностей C, постоянная во время всего эксперимента, количество итераций M при наборе массива значений, а также количество пороговых уровней K, которым соответствуют значения вероятности в диапазоне 0 до 1. Далее на основе имеющихся AZ выбрасываются известные значения, после формирования массива из M отчетов выделяется отдельный кадр, отвечающий за нахождение пороговых значений и соответствующих вероятностей. Указанная часть процедуры проходит в несколько этапов: первоначально происходит поиск математического ожидания (МО) совокупности разностных результирующих величин для отыскания значения, соответствующего максимальному пороговому уровню. Это значение скорее всего не совпадет с максимальным, т.к. распределение данной величины будет несимметрично и смещено на МО. Далее полученный интервал, делится на K равных интервалов, для которых ищется значение вероятности ошибки первого или второго рода. Полученные данные выводятся на пользовательский экран в табличном виде, а также в графическом отображении.

Для проверки достоверности работы алгоритма имитационного моделирования, проходит сравнение результатов работы машинного эксперимента «МЭ» с данными, полученными с использованием аналитического расчетного метода «аналитика». Также показывается как выглядят зависимости вероятностей ошибок первого рода (P_I) и второго рода (P_{II}) от величины симметричных пороговых значений в машинной эксперименте.

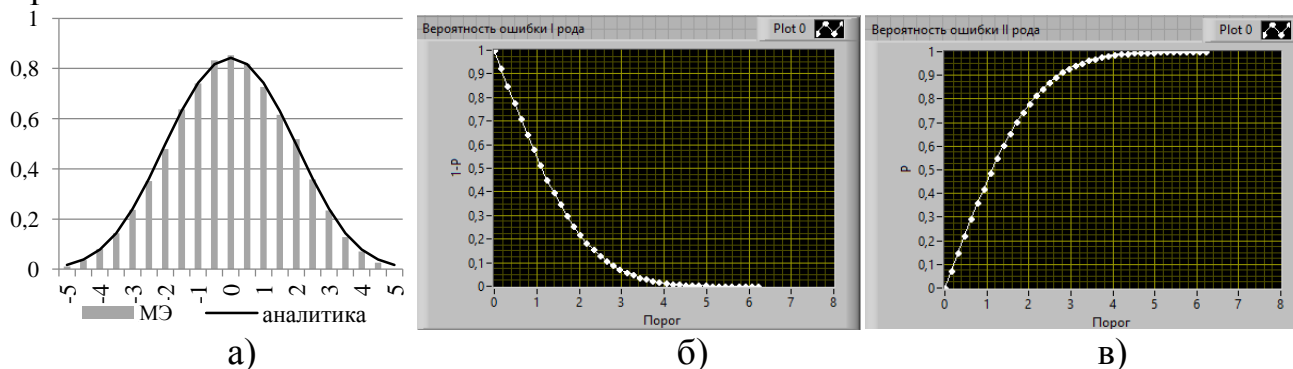


Рис.3 а) сравнение результатов, полученных аналитическим методом и с помощью машинного эксперимента; б) зависимость значения вероятности ошибки первого рода (P_I) от величины порогового интервала $[-\Delta_{\text{п}}, \Delta_{\text{п}}]$; в) зависимость значения вероятности ошибки второго рода (P_{II}) от величины порогового интервала $[-\Delta_{\text{п}}, \Delta_{\text{п}}]$.

Имитационное моделирование третьей типовой задачи сличения, использующей вероятность принадлежности систематических погрешностей известному пороговому уровню, представлена следующей последовательностью отображений:

$$\begin{aligned}
 & A3 = (\delta\lambda_{12} = \Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} + \Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}, \omega(\Delta_{\text{сл}}\lambda_1), \omega(\Delta_{\text{сл}}\lambda_2), |P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}| \leq c | \delta\lambda_{12}]) \rightarrow \\
 & \rightarrow \{\Delta_{\text{сл}}\lambda_1, \Delta_{\text{сл}}\lambda_2 | \delta\lambda_{12}\}_{s=1}^M \rightarrow \{\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} = \delta\lambda_{12} - \Delta_{\text{сл}}\lambda_{12}\}_M \rightarrow \{\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} | < c | \delta\lambda_{12}\}_{M_1} \rightarrow \\
 & \rightarrow |P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}| \leq c / \delta \lambda_{12}] = M_1 / M
 \end{aligned}$$

По аналогии с предыдущим алгоритмом имитационного моделирования, существует несколько способов ввода данных, известных из АЗ, формирующих искомую характеристику. В данном случае искомой является величина $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$, для которой по методу Монте-Карло идет отыскание совокупности возможных значений при M -кратном повторении при постоянной на всей совокупности раз $\delta\lambda_{12}$. Среди значений разности систематической погрешности $\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12}$ из совокупности случаев M выбираются те, которые соответствуют поставленным ограничениям по результирующему значению и пороговому уровню, таких значений оказывается M_1 .

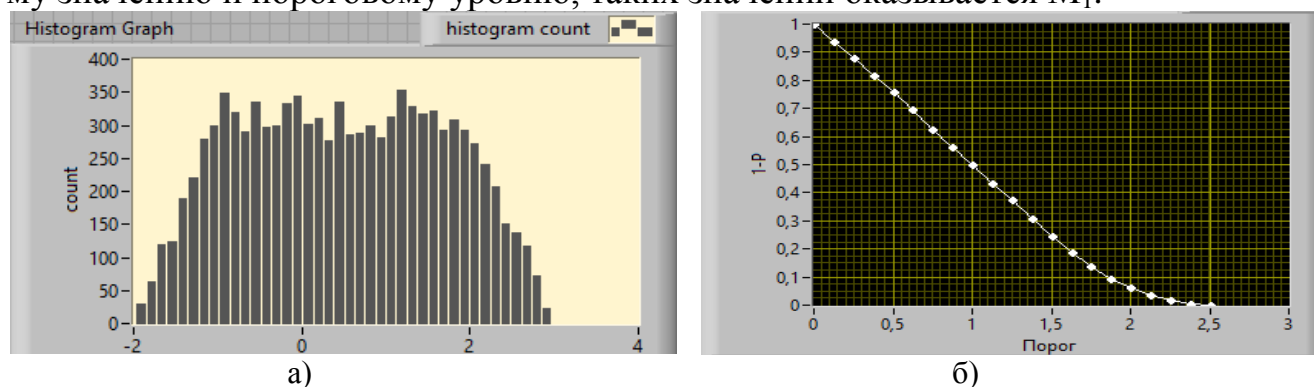


Рис.4 Результаты выполнения машинного эксперимента: а) гистограмма распределения разностного результата; б) зависимость значения вероятности принадлежности $P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_{12} \in [-c, c]/\delta\lambda_{12}]$ от значения пороговых уровней.

Все рассмотренные задачи бинарного сличения распространяют результат о соответствии или несоответствии сличаемых эталонов требования сразу на два объекта. В случае необходимости разделения результатов процедуры принятия решения для каждого i -го эталона следует использовать результаты группового сличения, которое может предоставить такую возможность.

В четвертой главе проходит построение алгоритмов принятия решения для **группового сличения**, логика которых похожа на бинарное сличение, но позволяет разделить результат для конкретного эталона за счет усреднения попарных разностей относительно i -го эталона. Берется случай группового сличения с участием одного вспомогательного средства, характеристики которого представлены распределением случайной составляющей.

Задача с использованием вероятности ошибки первого рода представляет собой **четвертую типовую задачу** процедуры сличения.

Первоначально на основе попарных композиций законов распределения случайных составляющих i -ых и всех остальных s -ых эталонов группы формируются плотности распределения для $(N-1)$ разностных результатов

$$\{w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{is}) = w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_i) * w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_s)\}_{is=1}^{N-1}.$$

Далее все безусловные распределения объединяются при помощи композиции в единое, после чего появляется возможность отыскания условной вероятности результата, которые являются усредненная разность относительно i -го эталона

$$w(\delta_{cp}\lambda_i | C_i) = w\left(\frac{1}{N} \sum_{s=1}^{N-1} {}^{(i)}(\Delta \lambda_{is} | C_i)\right).$$

В качестве условия выступает величина предельно допустимого значения систематических погрешностей, расчет которой основан на $C_i = \Delta_{сист}\lambda_i - \frac{1}{(N-1)} \sum_{s=1}^N {}^{(i)}\Delta_{сист}\lambda_s$.

При аналитически выведенном распределении усредненного разностного результата для i -го эталона можно определить вероятность следующего события $\delta_{cp}\lambda_i \notin [-\Delta_{\pi i}, \Delta_{\pi i}]$, которое при непревышении предельно допустимой разности C_i является вероятностью ошибки первого рода равной:

$$P_I = P(\delta_{cp}\lambda_i \notin [-\Delta_{\pi i}, \Delta_{\pi i}] | C_i) = 1 - \int_{-\Delta_{\pi i}}^{\Delta_{\pi i}} w(\delta_{cp}\lambda_i | C_i) d(\delta_{cp}\lambda_i)$$

На основе данной формулы находятся пороговые значения;

$$\Delta_{\pi i} = \text{rad} \left(1 - \int_{-\Delta_{\pi i}}^{\Delta_{\pi i}} w(\delta_{cp}\lambda_i | C_i = \Delta_{сист}\lambda_i - \frac{1}{(N-1)} \sum_{s=1}^N {}^{(i)}\Delta_{сист}\lambda_s) d(\delta_{cp}\lambda_i) = P_{I\text{пред}} \right)$$

Для каждого i -го эталона из группы, состоящей из N эталонов, находятся отдельно пороговые значения, сравниваемые с апостериорным результатом.

Отличие **пятой типовой задачи сличения** от предыдущей начинается на шаге, отвечающем за выбор вероятностной характеристики, которой является вероятность ошибки второго рода, рассчитываемая как :

$$P_{II} = P(\delta_{cp}\lambda_i \in [-\Delta_{\pi i}, \Delta_{\pi i}] | C_{1i} > C_i) = \int_{-\Delta_{\pi i}}^{\Delta_{\pi i}} w(\delta_{cp}\lambda_i | C_{1i}) d(\delta_{cp}\lambda_i).$$

Далее находятся значения интервала $[-\Delta_{\pi i}, \Delta_{\pi i}]$

$$\Delta_{\pi i} = \text{rad} \left(\int_{-\Delta_{\pi i}}^{\Delta_{\pi i}} w(\delta_{cp}\lambda_i | C_{1i}) d(\delta_{cp}\lambda_i) = P_{II\text{пред}} \right)$$

Для принятия решения необходимо произвести расчет пороговых уровней и сравнить с каждой апостериори полученной величиной результата $\delta_{cp}\lambda_i$.

Шестая типовая задача сличения нацелена на нахождение условного распределения систематических погрешностей, которые фигурируют в значении $\Delta_{сист}\delta_{cp}\lambda_i$ для каждого из эталонов группы, которое строится на безусловной плотности распределения $w(\Delta_{сл}\delta_{cp}\lambda_i)$, а в качестве условия выступает фиксированный результат $\delta_{cp}\lambda_i$. Т.е. исходя из введенного обозначения $\delta_{cp}\lambda_i = \Delta_{сист}\delta_{cp}\lambda_i + \Delta_{сл}\delta_{cp}\lambda_i$, при котором усредненный разностный результат состоит из двух обобщенный компонент, условное распределение систематических погрешностей представлено как $w(\Delta_{сист}\delta_{cp}\lambda_i | \delta_{cp}\lambda_i) = w(\delta_{cp}\lambda_i - \Delta_{сл}\delta_{cp}\lambda_i)$.

Интегральная вероятность для этого распределения позволит определить соответствие систематических погрешностей интервалу значений $[-c_i, c_i]$ по формуле

$$P[\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i \in [-c_i, c_i] | \delta_{\text{ср}}\lambda_i] = \int_{-c_i}^{c_i} w(\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i | \delta_{\text{ср}}\lambda_i) d(\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i)$$

После установления для всей совокупности результирующих значений $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$ максимального значения вероятности, строится зависимость значений вероятностей для усредненного разностного результата по пороговому уровню. Таким образом находится интервал значений $[-\Delta_{\text{п}i}, \Delta_{\text{п}i}]$ для итогового сравнения с каждым апостериорным рассчитанным усредненным разностным результатом.

Для расширения возможностей процедуры принятия решения проводится машинный эксперимент, моделирование которого построено на методе Монте-Карло, при помощи которого идет отыскание величины необходимой вероятностной характеристики. В силу усреднения всех s -тых результатов за исключением i -го, последовательность отображений начинает включать в себя дополнительные операции, направленные сначала на формирование $\{w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк} sm}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр} sm})\}_{s=1}^{N-1}\}_{m=1}^M$, а потом на усреднение результатов при формировании $\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i$.

$$\begin{aligned} \text{АЗ} &= (\delta_{\text{ср}}\lambda_{is} = \Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i + \Delta_{\text{сл}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i, w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк} i}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр} i}), \{w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк} s}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр} s})\}_{s=1}^{N-1}) \rightarrow \\ &\{\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i = C_i, M, K\} \rightarrow \{C_i, w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк} im}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр} im}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{эк} sm}), w(\Delta_{\text{сл}}\lambda_{\text{тр} sm})\}_{s=1}^{N-1}\}_{m=1}^M \rightarrow \\ &\rightarrow \{\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \delta_{\text{ср}}\lambda_{is} - \Delta_{\text{сл}}\delta_{\text{ср}}\}_{m=1}^M \rightarrow \{|\Delta_{\text{п}m}| = \max(\delta_{\text{ср}}\lambda_{im}) - \text{МО}\}_{m=1}^M \rightarrow \{[-\Delta_{\text{п}k}; \Delta_{\text{п}k}]\}_{k=1}^K \rightarrow \\ &\rightarrow P_{\text{I}k}(\delta_{\text{ср}}\lambda_{im} \notin [-\Delta_{\text{п}k}; \Delta_{\text{п}k}] | C \in [-c; c]) = M_{\text{I}k} / M, \quad (C \approx C_{\text{макс доп}}) \\ &\rightarrow P_{\text{II}k}(\delta_{\text{ср}}\lambda_{im} \in [-\Delta_{\text{п}k}; \Delta_{\text{п}k}] | C \notin [-c; c]) = 1 - M_{\text{I}k} / M \quad (C \approx C_{\text{макс доп}}) \end{aligned}$$

В качестве примера работы алгоритма представлены результирующие графические отображения для разработанной программы.

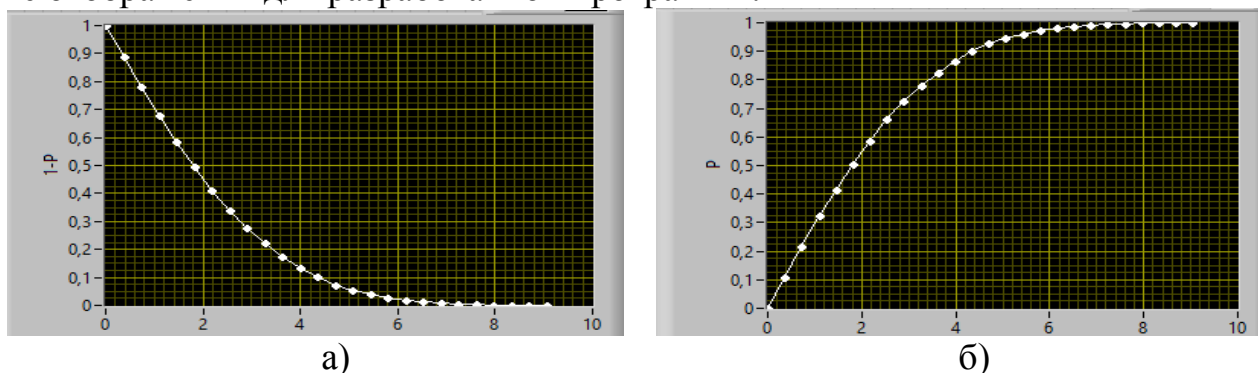


Рис.5 Пример работы программы: а) вероятность ошибки первого рода (P_I) от пороговых уровней б) вероятность ошибки второго рода (P_{II}) от пороговых уровней.

Результаты указаны для одного эталона группы. Главным влияющим фактором на различие результатов группы является величина $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$ и требуемые значения C_i .

Для шестой типовой задачи алгоритм имитационного моделирования похож на третью задачу, но в свою очередь, будет дополнен как в случае четвертой и пятой задач операциями, связанными с усреднением разностных величин $\delta\lambda_{is} = \lambda_i - \lambda_s$. Графическое отображение программы также показывает зависимость вероятности

принадлежности $P[\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i \in [-c_i, c_i] | \delta_{\text{ср}}\lambda_i]$ от пороговых уровней, а также показывается соответствие результатов расчетного метода и машинного эксперимента.

$$\begin{aligned}
 & A3 = (\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i + \Delta_{\text{сл}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i, \{\omega(\Delta_{\text{сл}}\lambda_i)\}_{i=1}^N, |P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_i| \leq c_i | \delta_{\text{ср}}\lambda_i]) \rightarrow \\
 & \rightarrow \{\Delta_{\text{сл}}\lambda_i | \delta_{\text{ср}}\lambda_i\}_{i=1}^M \rightarrow \{\Delta_{\text{сл}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i = \frac{1}{N-1} \sum_{s=1}^{N-1} (\Delta_{\text{сл}}\lambda_i - \Delta_{\text{сл}}\lambda_s)\}_{i=1}^M \rightarrow \{\Delta_{\text{сист}}\lambda_i = \delta_{\text{ср}}\lambda_i - \Delta_{\text{сл}}\lambda_i\}_{M_1} \rightarrow \\
 & \rightarrow \{\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i < c_i | \delta_{\text{ср}}\lambda_i = \delta_{\text{сист}}\lambda_i + \Delta_{\text{сл}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i\}_{M_2} \rightarrow |P[\Delta_{\text{сист}}\lambda_i| \leq c_i | \delta_{\text{ср}}\lambda_i] = M_2 / M_1
 \end{aligned}$$

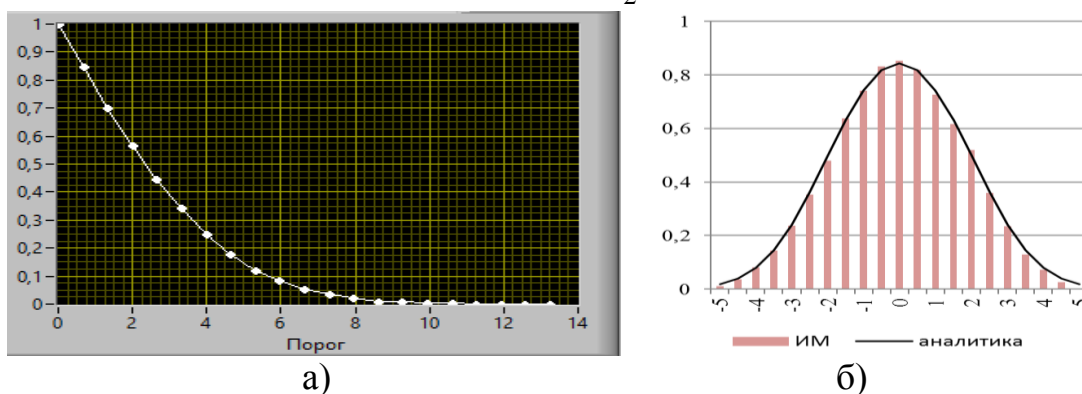


Рис.6 а) графическое отображение результатов, полученных на основе метода Монте-Карло; б) результаты работы алгоритмов на расчетной («аналитика») основе и при помощи имитационного моделирования («ИМ»)

Достоверность результатов указывается в выборе количества итераций при наборе массива значений результата $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$. Указывается, что $M=1000$ отсчетов дает множество выбросов, не позволяющих судить о законе распределения, при увеличении количества итераций до $M=10000$ зависимость становится однозначной.

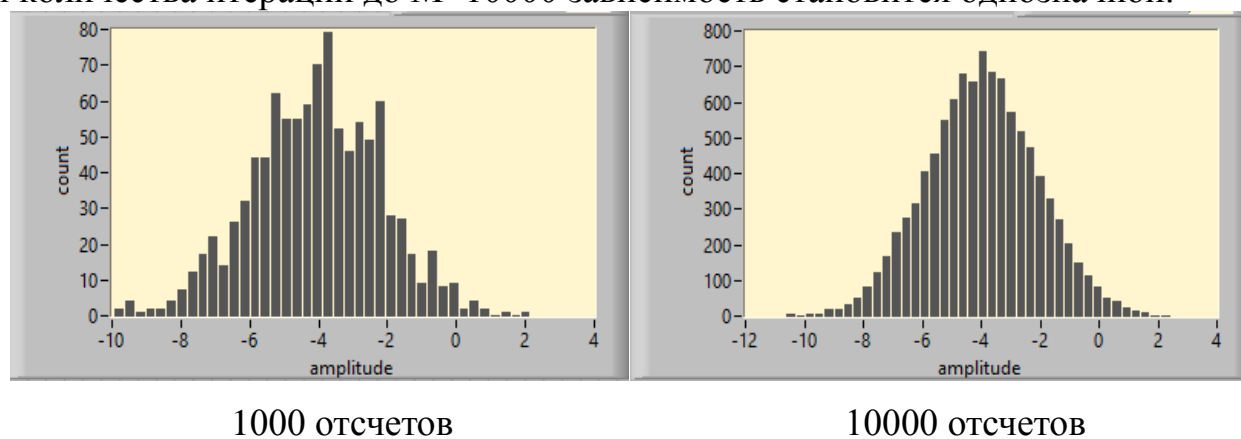


Рис.7 Гистограммы распределений для разностного усредненного результата для i -го эталона при различном числе отсчетов.

Использование при формировании величины $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$ усреднения позволяет сделать вывод о том, что при увеличении количества эталонов в группе достоверность результатов возрастает. Относительно результатов, которые разделены для каждого эталона при групповом сличении, необходимо заметить, что наличие в систематической погрешности $\Delta_{\text{сист}}\delta_{\text{ср}}\lambda_i$ второго слагаемого дает возможность говорить о вкладе погрешности i -го эталона относительно всей группы эталонов.

Процедура принятия решения по результатам сличения находит отражение в шести типовых задачах, решенных аналитическим путем и при помощи имитацион-

ного моделирования. Итогом каждого алгоритма становится нахождения интервала пороговых значений $[-\Delta_{\pi i}, \Delta_{\pi i}]$, сравнение с которыми разностных величин $\delta\lambda_{12}$ или $\delta_{\text{ср}}\lambda_i$ говорит о соответствии или несоответствии сличаемых эталонов выставленным требованиям. Данные процедуры априорной обработки данных сводят процедуру принятия решения с использованием апостериорных данных (результатов) к одному действию, что может являться первым шагом к автоматизации данного процесса.

ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ И ВЫВОДЫ

Основной результат выполненной работы заключается в формировании алгоритмов процедур принятия решения о соответствии (не соответствии) сличаемых эталонов требованиям по представляемым данным о значениях воспроизводимых эталонами величин, неопределенности измерений и предъявляемым требованиям. Разработанное алгоритмическое обеспечение охватывает шесть типовых процедур сличений, отличающихся числом сличаемых эталонов (бинарные и групповые) и характером предъявляемых требований (допустимые вероятности ошибки первого рода, вероятности ошибки второго рода или принадлежности разности систематических погрешностей требуемому интервалу значений).

Сформированное математическое обеспечение по установлению порогового уровня результатов сличения включает в себя процедуры решения трансцендентных уравнений (расчетные методы на аналитической основе) и процедуры, основанные на имитационном моделировании (машинном эксперименте). Показано, что использование имитационного моделирования позволяет получать достоверные результаты в тех случаях, когда расчетные методы на аналитической основе приводят к существенным ошибкам из-за принимаемых допущений и необходимых аппроксимаций.

Предложенный и реализованный в виде соответствующего математического обеспечения подход к организации процедуры принятия решения о соответствии (несоответствии) сличаемых эталонов требованиям повышает эффективность сличений за счет использования априорных знаний и учета предельных требований.

СПИСОК ПУБЛИКАЦИЙ ПО ТЕМЕ ДИССЕРТАЦИОННОЙ РАБОТЫ

В рецензируемом журнале из списка ВАК:

1. Сулоева Е.С. Особенности принятия решения о годности сличаемых эталонов при стандартном составе априорных знаний // Известия ВолгГТУ. Серия электроника, измерительная техника, радиотехника и связь. – №23. – 2013. – С.78-82.
2. Сулоева Е.С. Цветков Э.И. Рзиева М.Т Особенности принятия решения по результатам сличений эталонов // Измерительная техника. – 2014. – № 4. –С.3-7.
(Suloeva E. S., Tsvetkov E. I., Rzieva M. T. Decisions Based on the Results of Comparisons of Standard // Measurement Techniques October 2014, Vol. 57, № 7, pp 733-739)
3. Сулоева Е.С. Цветков Э.И. Процедуры принятия решения по результатам бинарных и групповых сличений // Приборы. – 2014. – № 11. – С.33-38.
4. Сулоева Е.С. Возможности бинарного сличения при наличии сведений о систематических погрешностях // Известия ЛЭТИ. – Т. 2. – 2015. – С.51-54.
5. Сулоева Е.С. Цветков Э.И. Установление правила принятия решения по результатам бинарного сличения эталонов, воспроизводящих требуемое значение величины // Известия ЛЭТИ.– Т.2. – 2016. – С. 71-74.

Публикации в других изданиях:

6. Сулоева Е. С. Об N-кратном сличении двух эталонов // Метрологическая академия. Вестник Северо-Западного Отделения. Выпуск 26. СПб. – 2011. – С. 48-53.
7. Сулоева Е. С. Возможности имитационного моделирования при сличении двух эталонов // Метрологическая академия. Вестник Северо-Западного Отделения. Выпуск 27. СПб. – 2012. – С.55-64.
8. Сулоева Е. С. Процедура сличения при поверке применительно к газоанализаторам // Труды международной научно-практической конференции «Геополитические факторы устойчивого развития Арктики и инновационные технологии прогнозирования и предотвращения чрезвычайных ситуаций» СПб, 29 ноября 2012. –С.155-158.
9. Сулоева Е. С. Исследование зависимостей вероятностей ошибок первого и второго рода от состава АЗ и устанавливаемых условий // Метрологическая академия. Вестник Северо-Западного Отделения. Выпуск 28. СПб. – 2012. – С.48-51.
10. Сулоева Е. С. Сличение двух эталонов при данных о граничных значениях систематических погрешностей эталонов // Сборник докладов 66-ой научно-технической конференции профессорско-преподавательского состава СПбГЭТУ «ЛЭТИ». – 2013. – С. 216–220.
11. Сулоева Е. С. Специфика бинарного сличения // Сборник материалов III научно-технической конференции с международным участием «Наука настоящего и будущего» для студентов, аспирантов и молодых ученых 2015. – С.130-131.
12. Сулоева Е. С. Цветков Э.И. Ломаченко М.А. Принятие решения по результатам бинарного сличения при различных априорных знаниях // Сборник докладов XVIII международной конференции по мягким вычислениям и измерениям 2015 год том I С 87-90. (E.S. Suloyeva E. I. Tsvetkov, M.A. Lomachenko Decision-making by results of binary comparison at various a priori knowledge (SCM), 2015 XVIII International Conference on pp12-14).
13. E.S. Suloyeva E. I. Tsvetkov Applying simulation using for the formation of decision rules based on binary comparison results// Young Researchers in Electrical and Electronic Engineering Conference (EIconRusNW) 2016 IEEE Russia Pages:353–355.
14. Сулоева Е. С. Цветков Э.И. Нестеренко Н.А. Использование кортежа априорных знаний при формировании процедуры принятия решения по результатам сличения эталонов // Сборник докладов XVIII международной конференции по мягким вычислениям и измерениям 2016 год том 1 (E. S. Suloyeva; E. I. Tsvetkov; N. A. Nesterenko On the usage of the apriory knowledge cortege forming decision-making procedure by results of intercomparison of standards// 2016 XIX IEEE International Conference on Soft Computing and Measurements (SCM) 2016 pp 67-69).
15. Е.С. Сулоева Влияние транспортируемого эталона на дополнительную погрешность результата сличения // Сборник материалов конференции IV научно-технической конференции с международным участием «Наука настоящего и будущего» для студентов, аспирантов и молодых ученых 24 – 25 марта 2016.– С.205-208.
16. Метрологический анализ результатов и средств измерения: учебное пособие для студентов направления «Приборостроение» / Э.И. Цветков, Е.С. Сулоева–СПб.: СПбГЭТУ «ЛЭТИ», 2015.– 44с.