

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ КОМИТЕТ СССР ПО ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИИ

ТРУДЫ
ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ
ГЛАВНОЙ ГЕОФИЗИЧЕСКОЙ ОБСЕРВАТОРИИ ИМ. А. И. ВОЕЙКОВА

Выпуск 522

МЕТРОЛОГИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ
И ВОПРОСЫ ПОВЕРКИ
МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ АППАРАТУРЫ

*Под редакцией
канд. техн. наук Н. П. Фатеева*



ЛЕНИНГРАД ГИДРОМЕТЕОИЗДАТ 1989

06
Т18

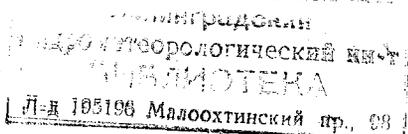
УДК 551.501+551.508.824:389

В сборнике рассматриваются вопросы поверки метеорологических приборов, особенности метеорологических измерений в наземных и морских условиях, дается классификация измерений, анализируется роль вычислительных устройств в измерениях и задачи их метрологического обеспечения. Значительное место отводится результатам исследования надежности метеорологической аппаратуры и повышению качества измерений.

Сборник предназначен для специалистов, работающих в области метеорологических измерений, а также для преподавателей и учащихся высших и средних учебных заведений.

The publication examines the problems of calibrating meteorological instruments, distinguishing features of meteorological measurements under ground and sea conditions, presents classification of measurements, analyzes the role of computers in measurements and the tasks of their metrological support. Considerable place is given to the results of studying the reliability of meteorological equipment and increasing the quality of measurements.

The publication is meant for specialists working in the field of meteorological measurements as well as teachers and students of higher and secondary educational institutions.



М 1805040400-169 46-88 (1)
069(02)

ISBN 5-286-00632-9

© Главная геофизическая
обсерватория
им. А. И. Воейкова
(ГГО), 1989

21.07.10

К ВОПРОСУ О КЛАССИФИКАЦИИ ИЗМЕРЕНИЙ

Многообразие метеорологических измерений и обусловленная этим возможность противоречивой трактовки их специфики требуют особого внимания к вопросам использования здесь метрологической терминологии. Более того, эффективность решения многих задач метрологического обеспечения метеорологических измерений зависит от полноты и правильности их формулировки, а в конечном счете, от корректности выражения исходных положений теории измерений, в частности, определения основных понятий: „измерение”, „прямое измерение”, „косвенное измерение” и др.

В настоящее время приходится констатировать, что в разных источниках под измерением реализуются неадекватные понятия [5, 7], а разделение измерений, например, на прямые и косвенные проводится по различным признакам [5]. Следовательно, становится актуальной задача анализа содержания понятия измерение и его разновидностей с целью уточнения трактовки таких терминов и упорядочения их применения на практике.

Прежде всего необходимо отметить, что в научно-технической литературе понятие измерение имеет тройное толкование: в широком, узком и специальном смысле.

В широком смысле под измерением понимают любое соотнесение (сопоставление) свойств объектов и количественных оценок их значений, т. е. некоторый познавательный процесс, описываемый [9] операторным уравнением

$$\{a\} = Q\{\alpha\}, \quad (1)$$

где $\{a\}$ – множество значений числовых оценок, $\{\alpha\}$ – множество уровней свойства, Q – оператор перевода α в a .

Подобное представление об измерении используется в математике, социологии, философии. Ему соответствует и трактовка измерения в метрологии, однако, здесь его содержание уточняется. Если измерение в широком смысле сводится, по сути дела, к оцениванию, то в метрологии (и физике) понятию придается специальный смысл: измерение рассматривается как совокупность процедур, связанных с техниче-

кой реализацией уравнения (1), выполняемых в три этапа [1]

1. Подготовка измерительного эксперимента, при которой производится выбор метода измерения, определение его условий, выбор средств измерений (СИ). Этап описывается оператором Q_1 , преобразующим совокупность исходных данных измерительной задачи x_1, \dots, x_n (в том числе и априорных сведений об измеряемой величине или свойстве α) в совокупность технических параметров СИ и условий измерения y_1, \dots, y_n :

$$\{y_1, \dots, y_n\} = Q_1 \{x_1, \dots, x_n\}. \quad (2)$$

2. Проведение измерительного эксперимента, завершающееся получением числовых оценок – результатов наблюдений. Этап отображается оператором Q_2 , преобразующим совокупность y_1, \dots, y_n в предварительные числовые оценки z_1, \dots, z_n :

$$\{z_1, \dots, z_n\} = Q_2 \{y_1, \dots, y_n\}. \quad (3)$$

Этот этап непосредственно связан с использованием СИ и его техническое описание является описанием преобразований измерительных сигналов в измерительных цепях.

3. Обработка результатов наблюдений с целью получения результата измерения A и его погрешности Δ . Описывается оператором Q_3 :

$$A, \Delta = Q_3 \{z_1, \dots, z_n\}. \quad (4)$$

Этот этап связан с применением вычислительных устройств и его описание представляет собой алгоритм вычислений результата и погрешности.

Таким образом, общий оператор измерений в специальном смысле раскрывается с помощью оператора Q_1, Q_2, Q_3 . В метрологической литературе для измерений в специальном смысле иногда употребляется термин „измерительный эксперимент”. Точнее было бы говорить „метрологическое исследование”.

В узком смысле под измерением (обычно в литературе по измерительной технике) понимается непосредственно экспериментальная процедура, связанная с получением значений величины – она описывается оператором Q_2 . При этом измерение считается частью метрологического исследования (измерительного эксперимента).

Надо отметить и характерные для измерения, как процедуры, особенности: познавательный характер, т. е. обязательное участие человека; экспериментальный характер, т. е. обязательное применение технических средств.

Своеобразным следствием этих особенностей являются необходимость введения ограничений на измерение по месту и во времени. Так, очевидно, нельзя считать измерением вычисление значений некоторых величин по результатам измерений, полученных в прошлых экспериментах – если упомянутые эксперименты не были выполнены специально для данных расчетов. Также нецелесообразно относить к одному измерению расчеты по результатам измерений, полученных разными СИ, рассредоточенными территориально. Указанные особенности измерения выделяют его среди других технических процедур, таких как управление, регулирование, передача данных на расстояние, и родственных познавательных операций, таких как вычисление, органолептическое оценивание, счет (последний, однако, как познавательная процедура может лежать в основе и метода измерения, и метода вычисления).

Собственно раскрытие понятия измерение связано с анализом его содержания в специальном смысле. Здесь надлежит определить структуру измерительной процедуры и ее основные параметры. Предварительно нужно указать на специфическую особенность измерений – их результаты являются „своеобразным звеном, соединяющим эмпирическое и теоретическое в познаниях, и благодаря этому звену эти два вида знания как бы сверяются друг с другом” [6]. Очевидно, верно и обратное: только мостик между экспериментом и теорией, реальностью и абстракцией может являться измерением. Таким образом, если измерение планируется с использованием абстрактных представлений об объектах исследований и измерительной аппаратуре, то реализуется оно всегда с применением конкретных материальных СИ, взаимодействующих с реальными объектами.

Следовательно, для полноты анализа должны быть рассмотрены две структуры: информационная, связанная с описанием сигнальной модели процедуры, и материальная.

Информационная схема измерения представлена на рис. 1, а общая схема материальных элементов измерения – на рис. 2. Обе схемы раскрывают 2 и 3-й этапы измерительного эксперимента (не рассмотрен этап подготовки, описываемый оператором Q_1).

Анализ структур измерительной процедуры позволяет разделить все ее элементы на внутренние и внешние. Внутренние элементы характеризуют непосредственно только саму процедуру; к ним относятся: совокупность технических средств, используемых при измерениях; сигналы измерительной информации, их преобразования.

Внешние элементы характеризуют как процедуру, так и взаимные связи ее с внешними по отношению к измерению объектами. К ним

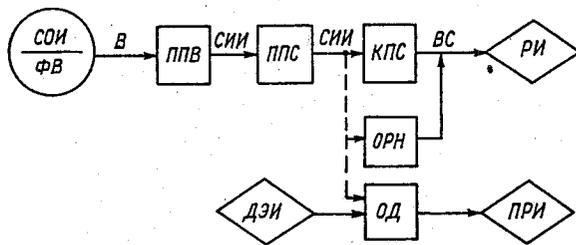


Рис. 1. Информационная схема измерения.

СОИ — свойство объекта исследования, ФВ — соответствующая физическая величина, В — воздействие на первичный измерительный преобразователь, СИИ — сигналы измерительной информации, ДЭИ — данные об элементах измерения, РИ — результат измерения (наблюдения), ППВ — первичное преобразование воздействия, ППС — промежуточное преобразование СИИ, КПС — конечное преобразование СИИ в РИ, ВС — выходной сигнал, результат измерения, или наблюдения, ОРН — обработка результатов наблюдений, ОД — обработка данных об элементах измерения, ПРИ — погрешность результата измерения.

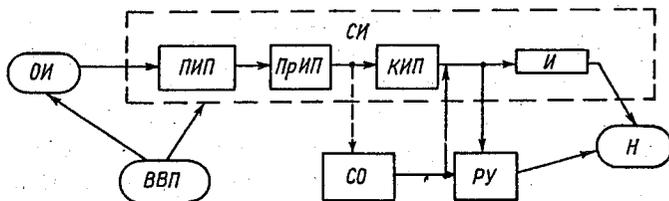


Рис. 2. Схема материальных элементов измерения.

ОИ — объект исследования, ВВП — внешние влияющие поля, СИ — средство измерений; измерительная цепь СИ: первичный (ПИП), промежуточный (ПрИП), конечный (КИП) преобразователи, И — индикатор, РУ — регистрирующее (запоминающее) устройство, СО — средства обработки (вычислительные устройства), Н — наблюдатель.

могут быть отнесены: объект исследования и измеряемая физическая величина, влияющие явления, воздействие на ПИП, наблюдатель, результат измерения и его погрешность.

Различия в указанных элементах измерений могут быть использованы в качестве признаков при классификации измерений. На практике применяются классификации с использованием в качестве признаков внешних элементов:

по типу объектов исследования, например, измерения метеорологические, гидрологические, океанографические;

по виду измеряемой величины: измерения механических, тепловых, электрических и т. п. величин;

по типу воздействия на первичный преобразователь: измерения при химических, механических, оптических и др. воздействиях;

по типу выходного сигнала: измерения с визуальным отсчетом показаний, с регистрацией (на бумагу, магнитную ленту и т. д.) аналогового или цифрового сигнала.

Использование в качестве классификационных признаков внутренних элементов приводит к разделению измерений, прежде всего, по типам СИ, по виду и форме применяемых в них измерительных сигналов, по режиму их работы (статические и динамические измерения) и пр. Подобная классификация характерна для приборостроения. Для практики метрологического обеспечения наибольший интерес представляет разделение по соотношению наблюдаемых и измеряемых величин и по составу операций. Здесь важно выделить собственно измерительные и вычислительные операции. Обработка результатов (вычисления) наблюдений может проводиться при измерениях с разными целями:

— для расчета и введения в результаты наблюдений поправок с целью устранения систематических погрешностей;

— для определения результата измерения по заранее известной зависимости между наблюдаемой и измеряемой величинами (последняя может иметь сложный характер и описываться не только одним уравнением, но и системами уравнений, устанавливающих связи между наблюдаемыми и измеряемыми величинами или между наблюдаемыми и искомыми значениями одной и той же величины, например, при изучении актинометрических явлений, распределения концентрации веществ в воздушной и водной среде);

— для вычисления результата при статистических измерениях, когда наблюдаются отдельные значения величины, а измеряются ее статистические параметры, например, математическое ожидание, дисперсия, моменты распределения; сюда же относится нахождение мак-

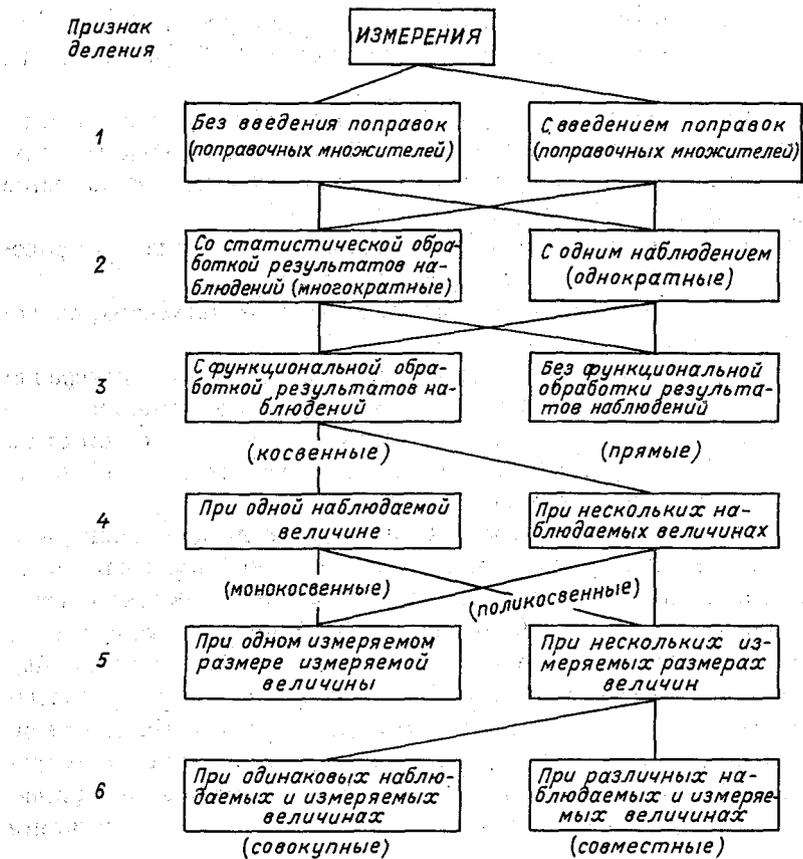


Рис. 3. Классификационная схема измерений.

симального значения на интервале, среднего значения, спектра.

При классификации измерений здесь могут быть использованы признаки:

1. Исправление результатов наблюдений (устранение систематических погрешностей).
2. Применение статистической обработки результатов наблюдений.
3. Необходимость функциональной обработки результатов наблюдений.

4. Количество наблюдаемых величин.
5. Количество измеряемых размеров величин.
6. Соответствие (по природе) наблюдаемых и измеряемых величин.

Следует подчеркнуть, что указанные признаки не являются взаимоисключающими; это приводит к классификации по принципу наращивания признаков, к возможности потроения классификационного дерева. Такое дерево в свернутом виде представлено на рис. 3.

Предлагаемое разделение измерений может быть сопоставлено с принятым в метрологии разделением на прямые, косвенные, совместные и совокупные. В качестве признака этого разделения иногда указывается „вид уравнивания измерений” [4]; такой признак недостаточно корректен и не охватывает всех различий между названными группами. По-видимому, более точно его следует определить как „вид общего оператора измерений”. Из рис. 3 видно, что к прямым могут быть отнесены измерения с однократными наблюдениями и статистические измерения при одной наблюдаемой и одной измеряемой (совпадающих по размерности) величинах.

Косвенные измерения по количеству наблюдаемых величин разделяются на монокосвенные и поликосвенные [3]. Разновидностью косвенных являются измерения с несколькими наблюдаемыми и измеряемыми размерами величин: при совпадении вида величин измерения относятся к совокупным, при их различии – к совместным. Классификационная схема позволяет выделить и другие типы измерений, например, косвенные статистические, совместные статистические.

Рассмотренный в статье системный подход к классификации измерений показывает рациональность введения для практики метрологического обеспечения единой схемы их классификации.

В заключение необходимо добавить, что определенный интерес может представлять и классификация измерений по объему и характеру оценивания погрешностей их результатов, частично освещенная в литературе [2, 8] (измерения наивысшей точности, контрольно-поведочные, технические). Однако детальная разработка подобной классификации, опирающейся на внешние и внутренние признаки, выходит за рамки настоящей публикации и должна стать предметом отдельной работы.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Балалаев В. А. Общее описание процесса измерений //Тезисы докладов II Всесоюзного совещания по теоретической метрологии. Л., 1983.
2. Бурдун Г. Д., Марков Б. Н. Основы метрологии. М.: Изд-во стандартов, 1975.

3. Довбета Л. И., Лячев В. В., Фатеев Н. П. О применении понятия косвенные измерения в метеорологии, Труды ГГС, 1986, вып. 510.
4. Долинский Е. Ф. Обработка результатов измерений. — М.: Изд-во стандартов 1973.
5. Земельман М. А. К вопросу о косвенных измерениях и метрологических методах, Изм. техника, 1976. № 8.
6. Канак Ф. М. О месте измерений во взаимосвязи эмпирического и теоретического // Гносеологические аспекты измерений. — Киев: Наукова Думка. 1968.
7. Пфанцгаль И. Теория измерений, М.: Мир, 1974.
8. Рабинович С. Г. Погрешности измерений. — Л.: Энергия, 1978.
9. Finkelstein L. Fundamental concepts of measurement, Acta IMECO, IV, Dresden 1973.

О РОЛИ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНЫХ УСТРОЙСТВ В ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ЦЕПИ

Одним из проявлений в метеорологической практике современных тенденций научно-технического прогресса является использование при измерениях средств вычислительной техники. В связи с этим возникает вопрос о роли вычислительных устройств (ВУ) в измерительных цепях [2]. Решение этого вопроса особенно актуально прежде всего из-за растущего применения измерительно-вычислительных комплексов. При организации метрологического обеспечения таких комплексов появляются проблемы выделения и описания их характеристик, определения содержания работ метрологического плана. Обоснованное решение последних может быть предложено на базе анализа основных процедур, реализуемых при измерениях.

Известно, что при измерениях вычисления осуществляются в случаях нахождения результатов косвенных (совокупных, совместных) измерений, определения результатов статистических измерений, оценивания погрешностей результатов, введения поправок. Общий состав операций при измерениях физических величин (ФВ) представлен на рис. 1. Он включает как чисто измерительные операции наблюдений за измеряемой величиной, так и ряд вычислительных операций по нахождению результатов измерений.

Вычислительные операции могут выполняться с помощью ВУ, функционально и конструктивно связанных с измерительными устройствами (ИУ) в единой измерительной цепи. В подобной цепи, изображенной на рис. 2, преобразование сигнала начинается с восприятия воздействия объекта исследования на чувствительный элемент первичного измерительного преобразователя. Это воздействие преобразуется в измерительный сигнал x_α (оператор преобразования A_1), содержащий информацию об измеряемой величине α . Для выделения названной информации x_α подвергается ряду последовательных преобразований с помощью преобразователей с операторами A_2, \dots, A_n . Заключительным чаще всего оказывается аналого-цифровое преобразование — A_0 . При косвенных измерениях результат (или несколько результатов) последнего используется для вычисления (оператор Φ) значения исследуемой величины — результата косвенного измерения a : $a = \Phi \cdot A_0 \cdot A_n \cdot \dots \cdot A_1 \cdot x_\alpha$.

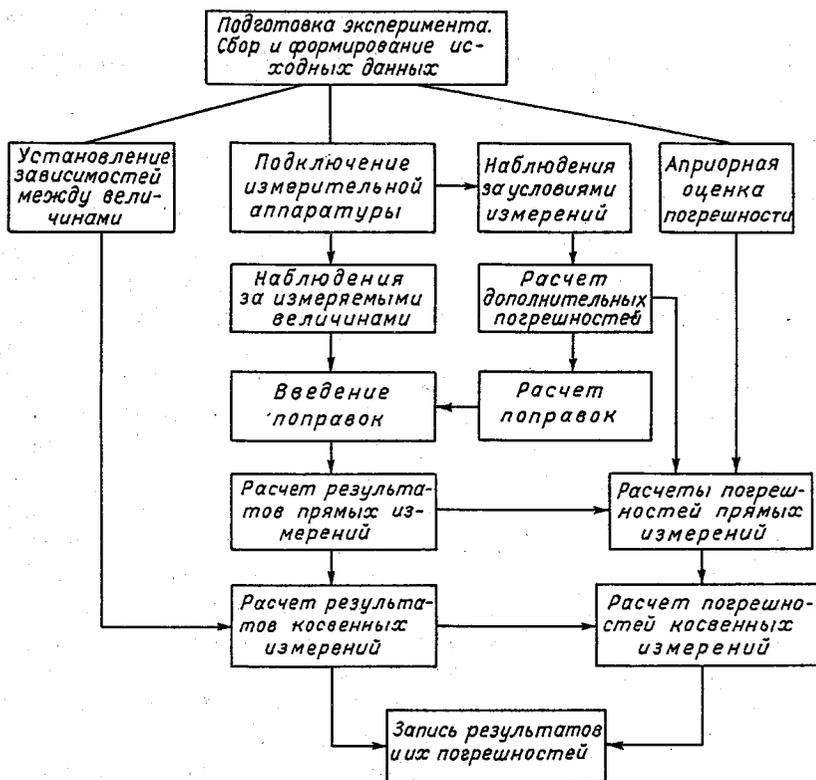


Рис. 1. Общий состав измерительных процедур.

Так, при измерениях электрической мощности, потребляемой на участке цепи, могут предварительно осуществляться прямые измерения силы тока и напряжения, а затем вычисляться их произведение. Соответствующее средство измерения (СИ), очевидно, должно содержать цепи для восприятия и преобразования сигналов тока и напряжения и отдельное устройство для перемножения результатов преобразования.

Иногда в ИУ вычислительный преобразователь составляет функционально и конструктивно неотделимую часть общей измерительной цепи (общего механизма преобразования). Такой преобразователь обычно рассматривается как измерительный, его характеристики учи-

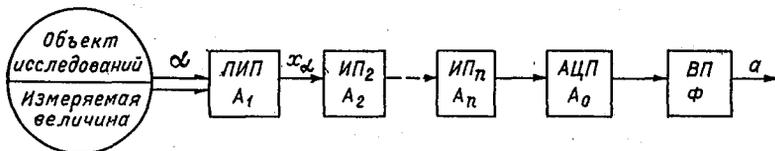


Рис. 2. Общий состав измерительной цепи

ЛИП — первичный измерительный преобразователь; ИП₂, ..., ИП — измерительные преобразователи; АЦП — аналого-цифровой преобразователь; ВПФ — вычислительный преобразователь.

тываются метрологическими характеристиками измерительной цепи в целом.

Применение обособленных ВУ типично при построении измерительных систем. Поэтому в литературе встречаются предложения относить подобные ВУ к измерительным преобразователям; например в [4]; „ВУ, входящие в состав измерительной системы, могут рассматриваться как составная часть измерительного канала, если они выполняют математическую обработку только результатов измерений..., как бы продолжая цепь последовательных преобразований измеряемой величины”.

Вычисления, связанные с измерениями, могут проводиться и после окончания измерений. Во многих случаях результаты измерений служат исходными данными для исследовательских или прикладных задач, определенных необходимостью принятия решения при идентификации (либо классификации) изучаемых объектов или их свойств. Так, при проверке однозначной рабочей меры оценивается ее контрольный параметр, чтобы установить, находится ли размер последнего в допуске; при этом решается задача классификации: отнесения меры к годным или негодным для дальнейшей эксплуатации СИ. Принятие решения о классе объекта может быть сопряжено с рядом сложных вычислений и, следовательно, с возможностью использования ВУ непосредственно на выходе измерительной цепи. В приборостроении такие ВУ зачастую объединяют конструктивно с измерительными преобразователями в едином измерительно-вычислительном комплексе.

К числу технических задач, связанных с принятием решений, относятся задачи контроля, распознавания образов, технической диагностики. Соответствующие комплексы средств, называемые системами

технического контроля, опознавания (образов), технической диагностики, обобщаются понятием „измерительные информационные системы” [8]. Например, с помощью системы ИВ-500 осуществимы измерения до 480 характеризующих энергетические объекты величин, на основе чего проводится контроль измеряемых параметров, расчет технико-экономических показателей контролируемого объекта, позиционное регулирование отдельных параметров и т. п. Для выполнения операций, следующих за измерениями, имеется ВУ с надлежащими техническими данными.

Чтобы определить функции ВУ в измерительных цепях, необходимо выявить различия между измерительными и вычислительными преобразователями.

Измерение, в целом, направлено на нахождение значения измеряемой величины, т. е. измерительное преобразование состоит в установлении количественных оценок неизвестных параметров некоторого известного сигнала. Такое преобразование обеспечивает получение первичных количественных данных, их формирование. Основное содержание алгоритма измерительного преобразования заключается в реализации оператора измерения, устанавливающего однозначное соответствие множества $\{\alpha\}$ значений параметров сигнала множеству $\{a\}$ чисел: $\{a\} = Q\{\alpha\}$. При этом структура алгоритма может быть достаточно разветвленной и включать вычисления разной степени сложности.

Вычислительное преобразование („вычислительный алгоритм”) определяет „действия над данными, позволяющие с помощью вычислительных машин... преобразовать некоторый массив данных (входные данные) в другой массив данных (выходные данные)” [5]. Подобное преобразование обеспечивает получение вторичных количественных данных (или сигнала с определенными параметрами) из известных исходных данных, т. е. сигнала с точно известными параметрами. Основное содержание преобразования заключается в реализации алгоритма преобразования $\{y\} = \Phi\{x\}$. Структура алгоритма Φ и отражает содержание вычислительного преобразования.

Различие функций преобразования обуславливает и различия между техническими средствами, с помощью которых реализуются названные преобразования между СИ и ВУ. Соответственно различаются и их основные характеристики: для СИ – это метрологические характеристики, главными из них являются номинальная функция преобразования (или градуировочная характеристика) и погрешность; для ВУ – это алгоритм и точность преобразования.

Как уже отмечалось, отдельные простые технические средства

логометры, счетчики, аналого-цифровые преобразователи и др.) могут употребляться в качестве элементов и ИУ, и ВУ. Различие функций определяет различие методов оценивания их основных характеристик и аттестации. Качество (точность) измерительных преобразователей проверяется при поверках метрологическими методами. Сущность таких методов состоит в сравнении характеристик поверяемого средства с характеристиками специальных образцовых средств, представляющих в узаконенных единицах оценки размеров соответствующих РВ. Гарантия качества поверки поддерживается системой обеспечения единства измерений, включающей технические компоненты (эталоны РВ и образцовые СИ) и регламентирующие правила использования последних – законодательные компоненты (система стандартов).

Качество (точность) работы ВУ проверяется (контролируется) местовыми методами, где требуется решение контрольных задач с заранее известными результатами и надлежащей точностью (ошибками) вычислений. Точность работы конкретного ВУ зависит от его конструктивных характеристик (разрядности чисел, стабильности элементов), определяемых при проектировании. Здесь показатели точности весьма полно представляются в виде пределов допускаемых отклонений либо пределов среднего квадратического отклонения (СКО) результатов вычислений [3]; упомянутые показатели являются аналогом полной погрешности СИ либо ее случайной составляющей. В то же время существуют структурные и программные методы, позволяющие варьировать точность решения данной задачи данным ВУ. Допустимая неточность обычно задается априори и обеспечивается выбором или ВУ, или метода решения. Основное ограничение точности обусловлено ограниченной точностью исходных данных (входных сигналов). Следует подчеркнуть, что проверка качества работы ВУ не требует применения методов, подобных метрологическим, хотя иногда и отмечаются [3, 4] аналогии между метрологическими характеристиками СИ и точностными характеристиками ВУ.

Уточнение специфики понятий измерительного и вычислительного преобразований позволяет определить и содержание метрологического обеспечения измерительных средств, включающих ВУ. Очевидно, собственно ВУ нельзя отнести к СИ и потому нецелесообразно называть их точностные характеристики метрологическими, как это предлагается в [3]. Метрологическое обеспечение производства и эксплуатации ВУ сводится к обоснованному выбору методов и средств измерений при контроле характеристик таких устройств. Например, выбор средств для измерений параметров – амплитуды, длительности, частоты – выходных сигналов ВУ.

Для измерительно-вычислительных устройств, когда ВУ включаются в измерительную цепь и служат для получения результатов измерений, задачи метрологического обеспечения усложняются.

Здесь различаются два способа использования ВУ:

1. Устройство „жестко” встраивается в измерительную цепь, реализует один заданный алгоритм вычислений, работает по неизменной программе. Подобное, в частности, имеет место при расчетном определении электрической мощности на основе отдельных измерений силы тока и напряжения, вычислении результатов при статистических измерениях.

2. Устройство встраивается в измерительную цепь, предназначенную для решения различающихся измерительных задач, может реализовывать разные алгоритмы, работает по различным программам. Нередко одно ВУ предназначается для работы в нескольких измерительных цепях, выполняя преобразования измерительных сигналов по различным программам, что, например, предусмотрено в измерительно-вычислительных комплексах [1].

В первом случае рационально аттестовать измерительную цепь, определять ее метрологические характеристики (МХ) с включением характеристик ВУ. При проектировании параметры ВУ согласуются с параметрами измерительных преобразователей в соответствии с требованиями к СИ и в эксплуатации измерительная цепь поверяется как единое целое.

Во втором случае разработка измерительных и вычислительных преобразователей производится отдельно; однако также сохраняется необходимость согласования характеристик ВУ с характеристиками ИУ, прежде всего, ошибок (погрешностей, неточностей) вычислений, которые составляющие следует рассмотреть подробнее.

Неточность вычислений складывается из аппаратурной и методической составляющих [6]. Аппаратурная составляющая зависит от технических параметров ВУ: разрядности чисел (ошибки, погрешности округлений), сбоев в процессе работы, нестабильности элементов. В современных ВУ для подавляющего большинства измерительных экспериментов эту составляющую можно реализовать пренебрежимо малой. Доминирующей оказывается методическая составляющая, обусловливаемая несовершенством методов вычислений, приближенностью алгоритмов расчетов. Подобная составляющая должна определяться для каждого алгоритма. Общий подход к установлению точностных характеристик алгоритмов статистической обработки рядов наблюдений продемонстрирован в работе [7]. Естественно, что названные характеристики надлежит определять для любых алгоритмов вы

числений результатов измерений. Для нахождения полной погрешности результата необходимо, чтобы такие характеристики выражались в той же форме, что и МХ измерительных преобразователей; основной является погрешность вычислений, представляемая в виде границ либо допускаемых отклонений результата, либо дисперсии или СКО погрешности.

Во избежание недоразумений целесообразно ввести новое понятие „метрологические показатели алгоритмов” (МПА) для обозначения свойств алгоритмов, аналогичных свойствам СИ, регламентированным в качестве МХ. МПА могут нормироваться, как и МХ СИ, но в отличие от последних не требуют периодической проверки. В [3] показано, что кроме погрешности оправдана регламентация только частных динамических показателей вычислений, например, времени получения решения. Остальные показатели, отвечающие перечню МХ СИ по [9], для ВУ не существенны. В [7] указывается на необходимость регламентации устойчивости алгоритма, которая характеризуется количественно кривыми влияния на основную погрешность отклонений исходных данных от некоторых номинальных значений. Для статистической обработки устойчивость связана с соответствием вида распределения данных алгоритму обработки; для вычислений при косвенных (совокупных, совместных) измерениях устойчивость характеризуется диапазонами изменений значений исходных данных, при каких сохраняется адекватность алгоритма реальной зависимости измеряемой от наблюдаемых величин (в частности, линейностью зависимости, физической реализуемостью математической модели (уравнением связи) и т. д.).

Надлежащие МПА и их значения рационально устанавливать при разработке или выборе алгоритмов. Разумеется, при их использовании требуется контроль за составом и формой представления показателей. По-видимому, целесообразно ввести процедуру метрологической аттестации алгоритмов органами Госстандарта. Подобные работы уже предусматриваются в нормативной документации; так, при проведении метрологической экспертизы технической документации на информационно-измерительные системы вводится проверка „правильности выбора и применения алгоритмов получения, контроля и обработки измерительной информации” [10].

Таким образом, содержание метрологического обеспечения измерительно-вычислительных устройств с жестко встроенными ВУ не отличается от установленного для СИ. Для комплексов, содержащих обособленные (встроенные) ВУ, метрологическое обеспечение измерительных преобразователей или цепей дополняется методиками оце-

нивания МПА и программами вычислений МПА, ориентированными на соответствующие типы ЭВМ.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ермолов Р. С., Соловьев А. К., Цветков Э. И. Измерительно-вычислительные комплексы. Обзорная информация ЦНИИТЭИ Приборостроения, сер. ТС-5, М., 1982, вып. 5.
2. Земельман М. А. К вопросу о косвенных измерениях и метрологических методах //Измерительная техника. 1976. № 8.
3. Исмаилов Ш. Ю. и др. Метрологическое обеспечение вычислительных устройств ИИС //Измерительно-вычислительные системы и их элементы. — Новосибирск, НЭТИ, 1983.
4. Кузнецов В. П. Метрологические характеристики измерительных систем /М.: Машиностроение, 1979.
5. Математическая энциклопедия. Т. 1. — М.: Советская энциклопедия, 1977.
6. Соренков Э. И. и др. Точность вычислительных устройств и алгоритмов /М.: Машиностроение, 1976.
7. Тарбеев Ю. В., Челпанов И. Б., Сирая Т. Н. Задачи и методы аттестации алгоритмов //Измерительная техника, 1983, № 9.
8. Цапенко М. П. Измерительные информационные системы /М.: Энергия, 1974.
9. ГОСТ 8.009—84. ГСИ. Нормируемые метрологические характеристики средств измерений. — М.: Изд-во стандартов, 1984.
10. ГОСТ 8.437—81. ГСИ. Системы информационно-измерительные. Метрологическое обеспечение. Основные положения. — М.: Изд-во стандартов, 1981.

ИССЛЕДОВАНИЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ ВЛАЖНОСТИ ВОЗДУХА И ОСАДКОВ

Для исследования метрологической надежности метеорологических средств измерений (СИ) в ГГО была подготовлена теоретическая база [1, 3, 4], разработан специализированный комплекс алгоритмов и программ [2] на ЭВМ типа ЕС-1022 и введены необходимые нормативные руководящие документы [2, 5].

С целью количественной оценки характеристик эксплуатационной надежности СИ осадков был организован сбор статистических данных по основным показателям надежности pluviографов типа П-2, осадкомеров типа О-1 и М-70. Кроме этого для анализа надежности pluвиографов типа П-2 использовались данные испытаний на надежность, проведенные на заводе-изготовителе. Результаты оценки параметров надежности в виде первых четырех моментов распределения наработки до отказа приведены в табл. 1.

Таблица 1

Наименование, тип СИ	Объем выборки	Параметры распределения наработки до отказа, г.				s	λ_K
		MO	σ_T	A_S	\mathcal{E}_S		
Плювиограф П-2	215	9,31	8,96	2,06	4,64	0,02	$\lambda_1 = 1,63$
							$\lambda_2 = 0,14$
Осадкомер М-70	176	4,78	3,80	2,50	0,14	0,03	$\lambda_1 = 1,65$
							$\lambda_2 = 0,36$
							$\lambda_3 = 0,26$
							$\lambda_4 = -0,63$
Осадкомер О-1	170	10,61	7,07	0,78	0,0	0,03	$\lambda_1 = 1,44$
							$\lambda_2 = -0,39$

Примечание. σ_T — СКО наработки до отказа; A_S — асимметрия; \mathcal{E}_S — эксцесс, MO — математическое ожидание.

Для более полной оценки надежности указанных выше типов СИ была проведена оценка параметров эмпирических функций плотности вероятности наработки до отказа. Оценка указанных выше функций проводилась известным методом минимизации функции среднего риска с помощью специальных программ [2].

Эмпирические функции плотности вероятности наработки до отказа оценивались в виде:

$$P^N(T) = S \sum_{k=1}^N \lambda_k \varphi_k(S(T-A)), \quad (1)$$

где

$$\varphi_k(S(T-A)) = \sqrt{\frac{4}{\pi}} \cos \left((2k-1) \frac{\pi}{2} (S(T-A)) \right),$$

λ_k – искомые коэффициенты, S – масштабный множитель, A – нижний предел наработки.

Репрезентативность полученных оценок обеспечивается объемами выборок исследуемых типов СИ, представленных в табл. 1.

Анализ причин отказов данных типов СИ показал, что доминирующей причиной отказов плювиографов П-2 является выход из строя механизма принудительного слива (40 % отказов). Остальные 50 % отказов данного типа СИ вызваны технологическими дефектами сифонных трубок и поплавков и 40 % отказами часовых механизмов. Доминирующей причиной отказов осадкомеров типов 0-1, М-7 является коррозия их приемных сосудов. Полученные оценки параметров надежности СИ осадков показывают их относительную надежность и возможность увеличения существующих для них межповоротных интервалов.

Для оценки показателей надежности СИ влажности воздуха были собраны из 36 УГКС эксплуатационные данные о характеристиках надежности гигрометров типа М-19, гигрографов типа М-21, психрометров типа М-34, МВ-4М. Оценки параметров законов распределения наработки до метрологических и явных (функциональных) отказов СИ влажности воздуха, полученные по статистическим данным, приведены в табл. 2.

Механизм возникновения метрологических отказов психрометров, в основном, обусловлен следующими процессами:

- 1) изменением во времени погрешности психрометрических термометров;
- 2) изменением во времени психрометрического коэффициента;
- 3) изменением во времени скорости аспирации психрометров;

Оценка параметров надежности СИ влажности воздуха
по статистическим данным УГМ

Наименование, тип СИ	Объем выборки	Оценки параметров закона распределения наработки до отказов, г.				Тип отказов
		T	σ_T	A_S	\mathcal{E}_S	
Психрометр М-34	102	4,17	1,39	0,0	-2,70	метеорологические
	100	2,09	1,06	1,30	1,41	явные
Психрометр МВ-4М	100	3,62	1,84	0,0	-2,60	метеорологические
	101	1,10	0,95	2,14	6,61	явные
Гигрометр М-19	101	0,98	0,45	0,01	-1,20	метеорологические
	102	2,66	1,67	1,98	4,38	явные
Гигрограф М-21	120	1,18	0,58	0,01	-1,03	метеорологические
	116	3,25	1,61	1,26	4,52	явные

Примечание. T — средняя наработка до отказа; σ_T — среднее квадратическое отклонение наработки до отказа; A_S — асимметрия, \mathcal{E}_S — эксцесс.

4) влиянием на погрешность измерения скорости воздушного потока.

Дрейф систематической погрешности психрометрических термометров типа ТМ-6, как известно [1], описывается выражением:

$$\Delta_S(t) = 0,005 + 0,0022t - 0,0007t^2, \quad (2)$$

где $\Delta_S(t)$ — систематическая погрешность (по абсолютной величине) термометров ТМ-6, °С; t — время эксплуатации термометров, годы.

Дрейф случайной погрешности термометров типа ТМ-6, как показали результаты исследований [1], описывается выражением вида:

$$\Delta_C(t) = 0,022 + 0,0018t, \quad (3)$$

где $\Delta_C(t)$ — случайная погрешность, термометров типа ТМ-6.

Метеорологическая надежность метеорологических термометров изучена достаточно хорошо [1] и их межповерочные интервалы установлены [5]. Процесс изменения во времени психрометрического коэффициента зависит от формы и размеров резервуаров термометров, от способов обвязывания батиста, и в большей степени от скорости аспирации, что наглядно видно из выражения [1]:

$$A = (660 - 56(V - 2)) 10^{-6} K^{-1}, \quad (4)$$

где V – скорость аспирации, м/с; A – психрометрический коэффициент; K – температура, К.

Как известно [1], в настоящее время принят психрометрический коэффициент $A = 6,62 \cdot 10^{-6} \text{ К}^{-1}$, который был определен экспериментально в 1969 г. по малой партии психрометров. В условиях массового производства значение коэффициента A может меняться в зависимости от качества выпускаемых психрометров, материалов изготовления и технологии, которая совершенствуется. Для экспериментальной оценки психрометрического коэффициента (A), выпускаемых в настоящее время психрометров, на заводе-изготовителе по партии из 199 психрометров типа М-34 и МВ-4М методом непосредственного сличения с образцовым гигрометром типа „Волна-2М” были получены оценки коэффициента A . Причем для каждого психрометра сделано было по три синхронных отсчета, по которым получены оценки $\{A_i, i = \overline{1,3}\}$. По полученным данным $\{A_{ij}, i = \overline{1,3}, j = \overline{1,199}\}$ были рассчитаны оценки параметров первых четырех моментов до конца распределения психрометрического коэффициента (A), которые соответственно равны: математическое ожидание $A_{\text{эмп}} = 6,77 \cdot 10^{-6} \text{ К}^{-1}$; среднее квадратическое отклонение $\sigma = 1,19 \cdot 10^{-6} \text{ К}^{-1}$, асимметрия $A_S = 0,642$, эксцесс $\mathcal{E}_S = (m_4/\sigma_4) - 3 = 4,75$.

Полученные оценки $A_{\text{эмп}}$ указывают на отличия закона распределения психрометрического коэффициента от нормального закона распределения, а главное на отличие оценки эмпирического $A_{\text{эмп}}$ от принятого и используемого в практике значения коэффициента $A = 662 \cdot 10^{-7} \text{ К}^{-1}$.

Полученные результаты позволяют сделать вывод о возможности уточнения принятого психрометрического коэффициента с учетом существующего качества массового выпуска психрометров.

Процесс изменения во времени скорости аспирации психрометров в основном обусловлен износом и старением элементов блока аспирации. Причем для психрометров типа МВ-4М со временем изменяются упругие свойства пружины, что вызывает уменьшение скорости аспирации. С целью экспериментального исследования влияния на метрологические параметры психрометров указанных выше факторов для партии из 15 психрометров типа МВ-4М были проведены испытания на надежность в течение 4 мес. За время испытаний было произведено 1400 полных заводов механизма аспирации.

Проверку скорости аспирации на 1, 2, 3, 4, 5, 6 мин работы блока аспирации проводили через каждые 500, 1000, 1400 заводов. Метрологических отказов выявлено не было. Средняя продолжительность

работы блока аспирации $\bar{\tau} = 8,85$ мин, $\tau_{\max} = 9,59$ мин, $\tau_{\min} = 8,35$ мин при допуске не менее 8,0 мин.

Минимальное значение скорости аспирации на 6-й мин 2,03 м/с, а максимальное 2,71 м/с при допуске (Δ) не менее 2,0 м/с.

За время испытаний сложных форм дрейфа параметров элементов психрометров не наблюдалось, поэтому можно было ограничиться применением моделей линейных случайных процессов вида:

$$V(t) = V_0 - bt, \quad (5)$$

где V_0 – математическое ожидание начального значения скорости аспирации для типа СИ, м/с; b – математическое ожидание скорости изменения V_0 , м/с/ч; t – время функционирования, ч.

Для исследованного типа психрометров выражение (5) имеет вид:

$$V(t) = 2,32 - 0,00041t. \quad (6)$$

Из выражения (6) наработку до метрологического отказа, как известно [1], можно оценить в виде

$$t_6 = \frac{\Delta - V_0}{b} = 780,49 \text{ ч.} \quad (7)$$

Известная оценка [3] среднего квадратического отклонения t_6 в предположении нормального закона распределения наработки до метрологического отказа может быть получена в виде:

$$\sigma_{t_6} = \frac{\sigma_{V_0}}{|b|} = 390,24 \text{ ч.} \quad (8)$$

Психрометры, как правило [3], ежедневно работают на сети станций не более 4 суток, таким образом, дневная продолжительность их работы равна:

$$\tau_0 = 4\tau = 35,4 \text{ мин.} \quad (9)$$

Откуда среднюю календарную наработку до метрологического отказа можно оценить в виде

$$m_t = t_6/\tau_0 = 3,62 \text{ г.} \quad (10)$$

соответственно

$$\sigma_t = \sigma_{t_6}/\tau_0 = 1,84 \text{ г.} \quad (11)$$

Естественно, что при специальном режиме работы оценки (9), (10), (11) необходимо пересчитать.

Аналогичные испытания на надежность были проведены и для партии из 12 психрометров типа М-34 с электроаспирацией. Форма дрейфа скорости аспирации аналогична выражению (5) и имеет вид:

$$V(t) = 2,20 - 0,000237t. \quad (12)$$

В соответствии с (7), (8), (12) получено $t_5 = 843,88$ ч, $\sigma_{t_5} = 421,94$ ч. Аналогично указанному из выражений (9)–(12) получено $m_t = 3,91$ г., $\sigma_t = 1,96$ г.

Достоверность полученных оценок параметров метрологической надежности психрометров типа М-34, МВ-4М и соответственно модели дрейфа (6), (12) скорости их аспирации подтверждаются оценками аналогичных параметров надежности, полученных по статистическим данным, приведенным в табл. 2.

Влияние скорости воздушного потока на погрешность измерения психрометров, как известно [4], монотонно увеличивается с увеличением скорости:

$$\Delta\varphi/V = 0,043V\varphi, \quad (13)$$

где V – скорость воздушного потока, м/с; φ – измеряемое значение относительной влажности, %.

Таким образом, получены оценки основных параметров метрологической надежности психрометров типа ТВ-4М и М-34 и показан механизм возникновения их метрологических отказов.

Механизм возникновения метрологических отказов волосных гигрометров ММВ-1, М-19 и гигрографов М-21 обусловлен, в основном, двумя процессами: изменением во времени физико-химических свойств чувствительных элементов (волоса) и изменением во времени сил трения элементов кинематики. Под воздействием переменной нагрузки со временем происходит механическое вытягивание волоса что вызывает возрастание систематической погрешности и метрологические отказы гигрометров и гигрографов. Кроме этого, как показали результаты испытаний, их показания зависят от изменений влажности скорости ее изменения, длительности пребывания СИ в условиях низкой влажности.

Для количественной оценки главным образом влияния на метрологическую надежность изменения во времени физико-химических свойств волосных приемников и сил трения элементов кинематики были проведены на заводе-изготовителе испытания на надежность партии из 11 гигрометров типа М-19 (МВ-1) и 10 гигрографов типа М-21 (М-21А) в течение 4 мес. В качестве образцового СИ использовался контрольный психрометр.

Показания исследуемых СИ снимались синхронно с образцовым СИ дважды в сутки. Типовой дрейф погрешности психрометров близок к линейному. Аналогичная форма дрейфа систематической погрешности, близкая к линейной, наблюдается и у гигрографов. В результате испытаний установлено, что среднее изменение шкаловых поправок гигрометров за 4 мес при влажности 70 % составляет 2,0 %, а при влажности 80 % – 1,4 %, что в среднем составляет 1,7 %. При линейной модели дрейфа погрешности средняя скорость изменения систематической погрешности $b = 0,425 \text{ %/мес}$, а средняя наработка на метрологический отказ при допуске 5,0 % составляет $t_6 = 11,71 \text{ мес}$.

Для гигрографов среднее изменение шкаловых поправок при влажности 70 % составляет 2,0 %, а при влажности 80 % – 1,4 %. Откуда при линейной модели дрейфа математической погрешности) оценка средней наработки до метрологического отказа при $\Delta = 6,0 \text{ %}$ равна 4,01 мес. Полученные оценки наработки до метрологического отказа подтверждаются статистическими данными результатов эксплуатации психрометров и гигрографов. Оценки параметров надежности указанных выше СИ, полученные по статистическим данным о наработке до отказов при их эксплуатации, приведены в табл. 2.

Для оценки показателей метрологической надежности психрометров типов М-34, МВ-4М по результатам их испытаний использовалась программа *FPM-1*, осуществляющая методом Монте-Карло [6] моделирование процесса дрейфа основной погрешности СИ, оценку параметров закона распределения наработки до метрологического отказа, а также идентификацию закона распределения по известной классификации Пирсона [2]. Алгоритмы и тексты, использованные для расчетов, приведены в описании известного комплекса программ [2]. Оценка средней наработки до метрологического отказа осуществляется программой *FPM-1* с относительной погрешностью, описываемой выражением [2]:

$$t_6 = 5,75 - 1,28T + 0,13T^2, \quad (14)$$

где T – наработка до метрологического отказа, годы; b – относительная погрешность расчета T (%).

Результаты моделирования методом Монте-Карло [6] параметров распределений наработки до метрологического отказа психрометров типа М-34 и МВ-4М приведены в табл. 3.

Для повышения репрезентативности полученных оценок показателей надежности указанных типов СИ в соответствии с известным стандартом [8] была рассчитана объединенная оценка показателей надеж-

Таблица

Тип СИ	Параметры закона распределения наработки до метрологического отказа, мес.				Тип закона распределения по классификации Пирсона
	MO_T	σ_T	A_S	Ξ_S	
М-34	39,00	21,99	5,60	47,49	Тип 2
МВ-4М	20,54	22,00	5,60	47,49	"

Таблица

Исходные данные и результаты расчетов объединенных оценок показателей надежности СИ влажности воздуха

Тип СИ	Теоретические данные		Экспериментальные данные		Объединенные оценки	
	t_a	σ_a	t_{Ξ}	σ_{Ξ}	t_0	σ_0
М-34	39,00	21,99	50,04	16,68	46,46	13,35
МВ-4М	20,54	22,00	43,44	22,08	31,91	15,58
М-19	11,77	5,89	11,76	5,40	11,77	3,98
М-21	14,01	7,01	14,16	6,96	14,09	4,93

ности полученных теоретическим методом (Монте-Карло, программ *FPM-1* [23]) и экспериментально по статистическим данным о наработке отказа СИ. Для этого использовался известный метод [7] оценивания показателей надежности с использованием априорной оценки данного показателя (метод П1).

Оценка средней наработки до отказа производилась методом П1 [по следующему алгоритму:

вычисляется

$$\rho = \frac{D\{t_{\Xi}\}}{\{t_a\}}, \quad (1)$$

затем находится оценка

$$t_0 = \frac{t_{\Xi} + \rho t_a}{1 + \rho} \quad (2)$$

и вычисляется дисперсия

$$D\{t_0\} = \frac{D\{t_{\Xi}\}}{1 + \rho}, \quad (3)$$

где t_3 – оценка средней наработки до отказа по фактическим данным; $D\{t_3\}$ – дисперсия оценки t_3 ; t_a – оценка средней наработки до отказа теоретическая, полученная методом моделирования [6], $D\{t_a\}$ – дисперсия оценки t_a , t_0 , $D\{t_0\}$ – объединенные оценки.

Исходные и расчетные данные приведены в табл. 4.

Таким образом, получены наиболее важные количественные показатели надежности СИ ссадков влажности воздуха, позволяющие нормировать, оценивать и прогнозировать вероятность их безотказной работы при эксплуатации.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Окоренков В. Ю. Исследования метрологической надежности и обоснование межповерочных интервалов метеорологических средств измерений. – Л., ГГО, автореферат диссертации, 1985, 16 с.
2. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений (комплекс программ) – ОФАП Госкомгидромета, Ц ВНИИГМИ–МЦ, 1985б инв. № ИСО51050923.
3. Окоренков В. Ю. Новый подход к решению многоцелевых задач оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений // Труды ГГО, вып. 476, 1985, с. 10–24.
4. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений// – Труды ГГО, 1985. Вып. 476. С. 40–66.
5. Окоренков В. Ю., Фатеев Н. П. РД 52.04.9–83. Межповерочные интервалы для средств измерений давления, температуры, скорости воздушного потока, характеристик солнечной радиации. – Л., ГГО, 1983. 7 с.
6. Ермаков С. М. Метод Монте-Карло и смежные вопросы. – М.: Наука, 1975. 371 с.
7. ГОСТ 27.201–81. Оценка показателей надежности при малом числе наблюдений с использованием дополнительной информации. – М., Изд-во стандартов, 1982. 27 с.

ИССЛЕДОВАНИЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ ДЕФОРМАЦИОННЫХ БАРОМЕТРОВ

Основными причинами, определяющими механизм возникновения метрологических отказов деформационных барометров типа М-67, М-98, БАММ-1, М-110, датчиков давления автоматических станций АРМС и других, являются: изменение во времени соотношения упругих сил пружины и барокоробки, обусловленный ее гистерезисом другим последствием пружины; влияние температуры окружающего воздуха, величины измеряемого давления и скорости его изменения на соотношение упругих сил пружины и барокоробки, процессы старения и износа передаточной системы.

Для исследования влияния на метрологическую надежность барометров изменения во времени соотношения упругих сил пружины барокоробки была сформирована выборка из 250 новых барометров типа М-67, которые в течение 8 мес поверялись с дискретностью 1,0 мм по образцовому манометру 1-го разряда типа МПА-15. Влияние на барометр резких изменений температуры и давления исключалось стабилизацией этих параметров в пределах: $(20 \pm 2)^\circ\text{C}$; (760 ± 30) мм рт. ст. $\Delta P/\Delta t \leq 0,50$ гПа/ч. Дрейф среднего (по партии) значения систематической погрешности барометров во времени, полученный с помощью комплекса программ для исследования надежности [2], определялся в виде:

$$\Delta_c(t) = 0,083 + 0,009t + 0,0014t^2,$$

где $\Delta_c(t)$ – значение систематической надежности по абсолютной величине, гПа; t – время эксплуатации, мес.

Для подтверждения найденной экспериментальной зависимости (1) для другого типа барометров была сформирована партия из новых барометров типа М-98, для которых в аналогичных условиях регистрировалось изменение во времени значения гистерезиса в течение 4 мес эксплуатации. Максимальные значения гистерезиса и изменение за период испытаний для каждого из исследуемых барометров приведены в табл. 1.

Полученные данные показывают, что среднее значение изменения погрешности барометров (см. табл. 1) $\Delta(t) = 0,11$ гПа за 4 мес исп.

Таблица 1

Номер барометра	Максимальное значение гистерезиса, гПа		Изменение гистерезиса за период испытаний, гПа
	до испытаний	после испытаний	
553	0,80	0,67	0,13
1377	0,93	0,67	0,26
1361	0,53	0,40	0,13
381	1,07	0,67	0,40
1289	0,40	0,53	-0,13
1723	0,67	0,80	-0,13
1533	0,40	0,40	0,00
1315	0,80	0,67	0,13
1697	0,40	0,27	0,13
1268	0,53	0,40	0,13

аний, а из уравнения (1) за тот же период времени имеем $\Delta_c(t) = 0,14$ гПа. Таким образом, расчетная погрешность оценки дрейфа систематической погрешности барометров за 4 мес равна:

$$\delta = \Delta_c(t) - \Delta(t) = 0,03 \text{ гПа}, \quad (2)$$

что позволяет сделать вывод о достоверности модели вида (1), а также возможности практического использования для прогнозирования систематической погрешности.

Для исследования влияния на упругость барокоробки и пружины изменения температуры и степени нагрузки (давление) была сформирована партия из 10 приборов типа М-67. Для партии барометров была экспериментально получена зависимость прогиба (S) центра барокоробки (измеренная катетометром) от давления при постоянной температуре ($t = 20,2$ °С), которая аналитически может быть представлена в виде уравнения

$$S(P) = K(P_k - P), \quad (3)$$

где K — коэффициент, зависящий от эластичности барокоробки и пружины; P_k — давление, при котором прогиб барокоробки равен нулю.

Результаты исследования зависимости прогиба (S) центра барокоробки от температуры при постоянном давлении (760 мм. рт. ст), показали, что она сильно отличается от принятой в настоящее время [3] линейной зависимости. В общем виде полученная экспериментальная зависимость может быть аппроксимирована полиномом третьей степени:

$$S(t) = 0,071 - 0,0011t + 0,00052t^2 - 0,000005t^3, \quad (4)$$

где t – температура окружающего воздуха, °C; $S(t)$ – прогиб барокоробки, мм.

Доля объясненной вариации исходных данных, соответствующая выражению (4) равна 99,55 %, что указывает на наличие сильной зависимости между переменными. Полученные результаты позволяют сделать вывод о том, что известные [1] эмпирические формулы расчета температурной погрешности деформационных барометров, представленные в виде:

$$P_t = Kt + b(75 - P)(t - 20) \quad (5)$$

и

$$P_t = K(t - 20), \quad (6)$$

где t – температура окружающего воздуха; K – температурный коэффициент; P – измеряемое давление; b – постоянный коэффициент, варьируемый в пределах от 0,001 до 0,005, не учитывают совместного влияния на погрешность измерения температуры, давления, материала изготовления барокоробок и компенсационного давления в них. Как показали результаты исследований [1], влияние указанных выше факторов существенно и является одной из основных причин возникновения метрологических отказов барометров. Для иллюстрации этого на рис. 1 представлена зависимость наработки до метрологического отказа от температуры воздуха для барометров типа М-67, М-98.

Из уравнения (3) следует, что общий вид более точной функции влияния указанных факторов должен иметь вид [1]:

$$P_t = a + bt + ct^2 + dt^3 + K(P_K - P_S)(t - 20), \quad (7)$$

где P_S – измеряемое барометром давление.

Для практического нахождения типовых коэффициентов уравнения (7) предлагается использовать новый теоретический метод, опробованный для барометров типа М-67, М-48, БАММ-1, М-110. Алгоритм метода заключается в следующем. Партию однотипных барометров в

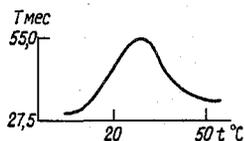


Рис. 1. Зависимость наработки (T) до метрологического отказа от температуры воздуха для барометров типа М-67 и М-98.

количестве не менее 5 приборов помещают в термобарокамеру и сличают их показания с показаниями образцового грузопоршневого манометра типа МПА-15 при изменении давления от нижнего до верхнего предела измерения с интервалом 20 мм рт. ст., при каждом фиксированном значении температуры, изменяемой от -10°C до 50°C с интервалом 10°C . Для каждого прибора проводится 5 серий измерений при повышении и понижении давления от нижнего до верхнего предела измерений. По полученным результатам на первом шаге оценивается коэффициент P_K , при котором средняя разность показаний образцового манометра и исследуемых барометров минимальна:

$$P_K = \frac{1}{n} \sum_{m=1}^n P_{K_m}, \quad (8)$$

$$\text{где } P_{K_m} = \min (P_{M_{ij}} - P_{ij}), \quad (9)$$

$m = \overline{1, n}$ - порядковые номера барометров, $i = \overline{1, L}$ - фиксированные точки температуры, $j = \overline{1, N}$ - фиксированные точки давления, n - количество барометров в партии, $P_{M_{ij}}$ - среднее из пяти отсчетов давления по образцовому манометру на j -й отметке давления при i -м значении температуры (гПа); P_{ij} - среднее арифметическое из пяти отсчетов давления по m -му барометру на j -й отметке давления при i -м значении температуры (гПа).

На втором шаге определяется коэффициент (K), учитывающий эластичность барокоробки и пружины. Методом перебора из формулы имеем

$$K = \frac{1}{nLN} \sum_{m=1}^n \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^N K_{m_{ij}}, \quad (10)$$

где $K_{m_{ij}}$ определялся итеративно из формулы

$$\Delta m_{ij} = \min (P_{m_{ij}} - (P_{ij} + K_{ij}(P_K - P_{ij}))), \quad (11)$$

где Δm_{ij} - минимальная разность средних показаний (из пяти отсчетов) образцового манометра и m -го барометра на j -й отметке давления при i -м значении температуры.

На третьем шаге определяются коэффициенты зависимости основной погрешности от температуры. Для этого определяется среднее значение погрешности измерения давления по каждому из барометров по формуле:

$$\bar{\Delta}_M = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N [P_{M_{ij}} - (P_{ij} + K(P_K - P_{ij})(t - 20))]. \quad (12)$$

Тип прибора	Значение коэффициента типовой зависимости					
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>K</i>	<i>P_K</i>
М-67	0,18	-0,009	-0,000014	0,000002	0,000312	732 мм рт. ст.
М-98	мм рт. ст.	мм рт. ст. /град	мм рт. ст. /град ²	мм рт. ст. /град ³	1/град	
БАММ-1	24 Па	-1,20 Па/град	-0,00186 Па/град ²	0,00026 Па/град ³	0,000312 1/град	976 гПа
М-110	0,18	-0,009	-0,000014	0,000002	0,000312	529 мм рт. ст.
	мм рт. ст.	мм рт. ст. /град	мм рт. ст. /град ²	мм рт. ст. /град ³	1/град	

Затем для каждой отметки температуры по всей партии из N барометров оценивается среднее значение систематической погрешности измерения давления $\{\Delta_i, i = 1, \dots, L\}$, по которым методом наименьших квадратов оцениваются коэффициенты a, b, c, d .

Для деформационных барометров указанных типов значения коэффициентов уравнения (7) приведены в табл. 2.

Эффективность использования уравнения (7) вместо выражений (5), (6) наглядно иллюстрируется на рис. 2, где приведено семейство зависимостей систематической погрешности барометров типа М-67 от давления и температуры, описываемых уравнением (7). Очевидно, что выражения (5), (6) являются лишь первым приближением и не могут быть использованы для коррекции совместного влияния, температуры и давления при проверке деформационных параметров. В то же время, использование уравнения (7) обеспечивает эффективную коррекцию влияния указанных выше факторов на систематическую погрешность, что наглядно иллюстрируется на рис. 2 и 3 соответственно для наилучшего и наихудшего из всей партии исследованных барометров типа М-67. Как следует из анализа полученных результатов рис. 3, математическая погрешность барометров уменьшается путем введения поправок, в соответствии с выражением (7) не менее чем в 2 раза, а следовательно, пропорционально этому повышается их метрологическая надежность.

Для оценки дрейфа ($\Delta_K(T)$) во времени температурного коэффициента (K) барометров были использованы статистические данные результатов проверок партии из 50 барометров типа М-67 и М-98. Резуль-

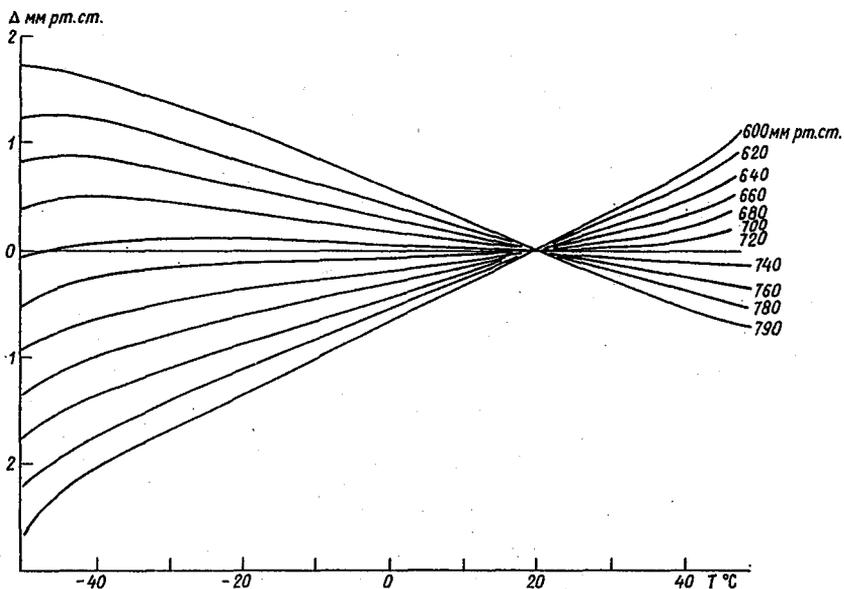


Рис. 2. Влияние температуры и давления на погрешность барометров-анероидов.

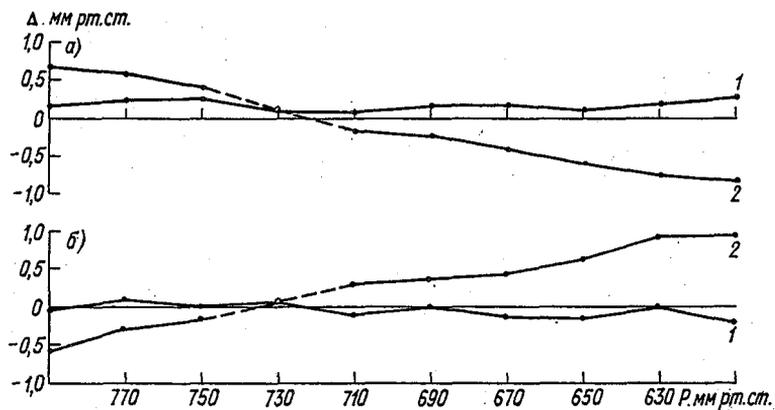


Рис. 3. Коррекция влияния температуры и давления на систематическую погрешность барометров типа М-67 при $t = -10$ °C (а) и $t = +50$ °C (б).

1 — систематическая погрешность после коррекции; 2 — систематическая погрешность без коррекции.

таты исследований на ЭВМ [1] дрейфа температурного коэффициента показали, что его форма близка к линейной и может быть представлена в виде:

$$\Delta_K(t) = K_0 + 0,027t, \quad (13)$$

где K_0 – начальное значение температурного коэффициента; $\Delta_K(t)$ – абсолютное изменение K (мм рт. ст./°C); t – время (годы).

Наработка до метрологического отказа под влиянием дрейфа зависит от его начального значения. Для барометров типа М-67 при допускаемом $\Delta_K(t) = 0,12$ мм рт. ст./°C [1] и $K_0 = 0,06$ мм рт. ст./°C наработка до отказа (из уравнения (13)) $t_\delta = 2,22$ года, а для барометров типа М-98 при допускаемом $\Delta_K(t) = 0,15$ мм рт. ст. и $K_0 = 0,075$ мм рт. ст./°C $t_\delta = 2,78$ года.

Для экспериментального подтверждения достоверности зависимости (13) были собраны статистические данные о результатах повторной поверки партии из 250 барометров типа М-67 и М-98 через 2 года их эксплуатации. Из 250 приборов температурный коэффициент превысил допуск только у 12 барометров, откуда вероятность их безотказной работы по данному параметру

$$P(t=2) = 1 - Q(t) = 1,0 - 12 : 250 = 0,952,$$

где $Q(t) = \frac{n_m(t)}{N(t)}$, n – число метрологически отказавших СИ, N – общее число поверенных СИ.

Полученное значение $P(t=2) = 0,952$ подтверждает достоверность экспериментальной зависимости (13).

Основными процессами, определяющими метрологическую надежность деформационных датчиков атмосферного давления автоматической станции КРАМС являются старение и износ элементов их механической конструкции. Наиболее существенное влияние указанные процессы оказывают на сильфон, подвеску, механические узлы следящей системы. Для количественной оценки дрейфа во времени систематической погрешности датчиков по результатам их поверки были получены статистические данные об изменении их погрешности во времени. Модель дрейфа систематической погрешности, полученная методом (2), имеет вид:

$$\Delta(t) = 0,085 - 0,059t + 0,0048t^2 + 0,0003t^3, \quad (14)$$

где $\Delta(t)$ – изменение систематической погрешности датчика давления КРАМС по абсолютной величине, гПа; t – время эксплуатации, годы.

Доля объясненной вариации исходных данных составляет 98,65 %, что указывает на существование тесной связи между исследуемыми переменными.

Для экспериментальной проверки достоверности модели дрейфа (14) были проведены испытания трех новых датчиков на одновременную стабильность в течение 12 мес при атмосферном давлении. Показания датчиков до и после испытаний сличались с эталоном давления Госкомгидромета. За период испытаний среднее значение систематической погрешности датчиков изменилось на 0,03 гПа. Расчет систематической погрешности датчиков по модели дрейфа (14) за то же время дает значение 0,031 гПа, следовательно, модель достоверна.

Таким образом, исследованы все основные факторы, влияющие на метрологическую надежность деформационных барометров. Полученные модели дрейфа метрологических параметров барометров позволяют прогнозировать их надежность с учетом условий эксплуатации.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Исследование метрологической надежности и обоснование межпериодических интервалов метеорологических средств измерений // ГГО. — 1985. — С.16. — Реф. дис. Окоренков В. Ю.
2. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений (комплекс программ) // ОФАП Госкомгидромета, ВЦ ВНИИГМИ МЦД. — М., 1985. Инв. № Ж051050923.
3. Окоренков В. Ю. Новый подход к решению многоцелевых задач оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений // Труды ГГО. — 1985. Вып. 476. — С. 10—24.

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ РАЗРАБОТКИ ПРОГРАММ ИСПЫТАНИЙ ГАЗОАНАЛИЗАТОРОВ НА МЕТРОЛОГИЧЕСКУЮ НАДЕЖНОСТЬ

Испытания газоанализаторов на метрологическую надежность выполняются с целью оценки параметров надежности, выбора наилучших из них, а также определения условий и оптимальных режимов эксплуатации.

В ходе испытаний длительности T испытывается k газоанализаторов одного типа. За каждым газоанализатором ведется наблюдение, при этом проводится измерение одного основного или нескольких метрологических параметров y_i . Оценки $y_i(t_i)$ параметра для каждого j -го газоанализатора образуют серию $i = 1, N$; $t_i \in [0, T]$, на основе которой строится обычно полиномиальная модель дрейфа $y_{dj}(\theta)$ и на ее основе осуществляется индивидуальный прогноз $y_{dj}(\theta)$, где θ – заданное время испытаний и оценка наработки до метрологического отказа T_m , если априорно известен предел допускаемого значения дрейфа исследуемого параметра. Основной целью испытаний является определение среднего по партии газоанализаторов значения дрейфа исследуемого метрологического параметра y_i в заданный момент времени θ и затем на его основе оценка наработки до метрологического отказа:

$$\bar{y}_d(\theta) = \sum_{j=1}^k y_{dj}(\theta)/k. \quad (1)$$

Дисперсия $D_y(\theta)$ оценки $\bar{y}_d(\theta)$ характеризует качество оценки $\bar{y}_d(\theta)$ и определяется выражением

$$D_y(\theta) = D_j(\theta)/k; \quad (2)$$

$$D_j(\theta) = D_{\pi}(\theta) + D_{и}(\theta), \quad (3)$$

где $D_j(\theta)$ – суммарная дисперсия $y_{dj}(\theta)$; $D_{и}(\theta)$ – дисперсия $y_d(\theta)$ по партии газоанализаторов на момент θ , зависящая от разброса истинных значений $y_d(\theta)$ в партии; $D_{\pi}(\theta)$ – дисперсия индивидуального прогноза дрейфа на основе построенной модели дрейфа, зависящая от вида программы (плана) испытаний E_n и дисперсии погрешности

измерений $G[3]$ и не зависящая от номера j газоанализатора и результатов измерений $y(t)$; $i = \overline{1, N}$. Критерием качества программы испытаний можно выбрать отклонение [3]:

$$k = \Delta / \sqrt{D_y(\theta)}; k = 5 \dots 10, \quad (4)$$

где Δ – половина установленного или требуемого поля допуска ($\pm \Delta$) на параметр y каждого средства измерения (СИ). Тогда программа испытаний должна обеспечить заданное k :

В соответствии с [1, 2, 4] можно определить количество СИ в партии k из соотношения

$$D_{\bar{y}}(\theta) = \left(\frac{\Delta}{k}\right)^2 = (D_{\Pi}(\theta) + D_{\text{и}}(\theta))/k$$

или

$$k = (D_{\Pi}(\theta) + D_{\text{и}}(\theta)) \times \left(\frac{k}{\Delta}\right)^2. \quad (5)$$

Решение задачи априорного определения $D_{\bar{y}}(\theta)$ обычно затруднено тем обстоятельством, что до начала испытаний неизвестна величина $D_{\Pi}(\theta)$. Например, для определения объема выборки испытаний, в которых оцениваются вероятности безотказной работы, оказывается необходимой информация о дисперсии скорости дрейфа y_d по партии – $\sigma^2 y$ или о дисперсии y по партии – $\sigma^2(T)$ в момент окончания испытаний T [2]. До начала испытаний подобная информация часто отсутствует. Это и не позволяет планировать объем выборки, в частности, объем выборки для программы испытаний требуемого качества k .

В настоящей работе для верхней оценки $D_{\Pi}(\theta)$ предлагается использовать в качестве априорных данных представление об унимодальности одномерного распределения $y_i(\theta)$, вероятность безотказной работы СИ за время $\theta \rightarrow P(\theta)$ и предполагаемые минимальное и максимальное значения $y_i(\theta)$: $a < -\Delta$, $b > \Delta$.

Такая информация может быть получена на основе теоретических расчетов по физическим моделям дрейфа параметров. Она позволяет приблизительно установить вид распределения и максимальную оценку $D_{\Pi}(\theta)$. Действительно, можно полагать, что в классе ограниченных унимодальных распределений максимальной дисперсией обладает равномерное распределение.

Когда известны лишь a и b , то оценкой $D_{\Pi} = D_{\Pi}(\theta)$ служит

$$D_{\Pi_1} = (b - a)^2 / 2. \quad (6)$$

Если известно только $P(\theta) = P\{y_i(\theta) \in [-\Delta, \Delta]\}$, то легко показать, что при равномерном распределении $b - a = 2\Delta / P(\theta)$, откуда

$$D_{\pi_2} = \Delta^2 / 3P^2(\theta). \quad (7)$$

И, наконец, если $a < b$, плотность распределения $P(\theta)$, имеющая максимальную дисперсию, должна иметь вид

$$f_{\theta}(y_i) = \begin{cases} k_1, & a < y < -\Delta, \quad \Delta < y < b; \\ k_2, & -\Delta \leq y \leq \Delta, \end{cases}$$

где из условий нормирования

$$k_1 = (1 - P(\theta)) / (b - a - 2\Delta), \quad k_2 = P(\theta) / (2\Delta).$$

Причем, если $P(\theta)$, a и b таковы, что $k_1 > k_2$, т. е. распределение бимодально, то максимальную оценку дисперсии можно считать тем более удовлетворительной.

Распределение $f(y_i)$ имеет математическое выражение

$$M_{\pi} = \frac{(1-P)(b^2 - a^2)}{2(b - a - 2\Delta)}; \quad P = P(\theta); \quad (8)$$

$$D_{\pi_3} = \frac{[P(b-a) - 2\Delta] \Delta^2 + (1-P)(b^3 - a^3)}{3(b - a - 2\Delta)} - \frac{(1-P)^2 (b^2 - a^2)^2}{4(b - a - 2\Delta)}. \quad (9)$$

В случае, если хотя бы одно условие $a < -\Delta$, $b > \Delta$ не выполняется, то наилучшей оценкой D_{π} будет

$$D_{\pi_4} = \max \{ D_{\pi_1}, D_{\pi_2} \}.$$

Таким образом, $D_{\pi}(\theta)$ можно оценивать в виде $D_{\pi_i}(\theta)$, $i = \overline{1, 4}$.

Перейдем теперь к рассмотрению второй составляющей $D_{\pi}(\theta)$.

При равномерных измерениях и обработке результатов методом наименьших квадратов для построения полиномиальной модели

$$D_{\pi}(\theta, E_n) = \bar{f}^T(\theta) \cdot M^{-1} \cdot f(\theta) \sigma^2, \quad (10)$$

$$M = \sum_{i=1}^N \bar{f}(t_i) \cdot \bar{f}^T(t_i),$$

где $\bar{f} = \|1, t, t^2, \dots, t^m\|$ — вектор $\{1, k(m+1)\}$; m — порядок полинома, M^{-1} — матрица, обратная матрице M . В случае линейного дрейфа $m = 1$ и $k_{y_i} = \theta / T$ и при равномерном плане испытаний $t_i = hi$, $h = T / (N - 1)$ имеем

$$D_{ii}(\theta, E_N) = \frac{1 + 3(2k_y - 1)^2}{N} \sigma^2. \quad (11)$$

Для полиномиального дрейфа и белого шума с дисперсией σ^2 , положенного на дрейф, Хоуэллом и Левиным [2, 4] был разработан оптимальный экстраполяционный в точку план испытаний, минимизирующий $D_{ii}(\theta)$ в точке θ . Он располагался в точках-корнях полинома Чебышева первого ряда в области эксперимента $[-1, 1]$, а каждое измерение в нормированном плане должно иметь вес, пропорциональный абсолютной величине расчетного множителя Лагранжа в соответствующей точке плана. Этот план, пересчитанный для N измерений в случае линейного дрейфа и области $[0, T]$ имеет вид:

$$t_i = \begin{cases} 0, & i = 1, [P^* N], \\ T, & i = [P^* N] + 1, N, \end{cases}$$

$$P^* = (\theta - T)/(2\theta - T)$$

где $[]$ — целая часть числа.

Для линейного дрейфа и коррелированного шума с дисперсией σ^2 , положенного на дрейф, когда корреляционная матрица измерений неизвестна (что обычно для испытаний на метрологическую надежность), а имеется лишь интервал корреляции $\tau \ll T$, оптимальный экстраполяционный в точку план испытаний по Хоуэллу и Левину непригоден.

Моменты измерений приходится разносить на интервалы τ друг от друга, т. е. „размещать” с „плотностью $1/\tau$ ”. Аналогичная ситуация возникает в испытаниях, если измерения имеют длительность τ . Их невозможно концентрировать в классически оптимальных точках, на границах интервала $[0, T]$.

Оптимальный экстраполяционный в точку план с ограничением на плотность размещения моментов измерений для линейного дрейфа аналитически известен [3] и имеет вид двух неровных групп, расположенных возле границ факторного пространства с плотностью $1/\tau$.

$$t_i = \begin{cases} (\tau - 1)\tau, & i = 1, [P^* N], \\ T - (N - i)\tau, & i = [P^* N] + 1, N, \end{cases} \quad (12)$$

где
$$\frac{\bar{P} - g_1(k_y - g_4) - 2g_3g_2}{2g_2(k_y - g_4) + g_3g_1}, \quad (13)$$

$$g_1 = (1 + \tau/T)^2 - N(\tau/T)(1 - \tau/T);$$

$$g_2 = \left(\frac{\tau}{T} \right)^2 \left(\frac{N^2 - 1}{12} \right),$$

$$g_3 = 1 - (N - 1)\tau/T;$$

$$g_4 = 1 - (N - 1)\tau/2T.$$

Величина $D_{и}(\theta, E_N)$ имеет вид

$$D_{и}(\theta, E_N) = \frac{g_1(1 - 2p) + 2g_3(k_y - g_4) + 2g_3^2 p}{N g_1(1 - 2p)}. \quad (14)$$

Формулы (6), (7), (9), (10) вместе с (11), (14) могут служить и для оценки фактического значения $D_{y}^-(0)$ по выражениям (2), (3).

Пример расчета программы испытаний на метрологическую надежность

Предположим $T = 2000$ ч, $\tau = 40$ ч, условно ($\Delta = 1$); $K_y = 2$; $P(4000 \text{ ч}) = 0,8$, $y_{\max}(4000 \text{ ч}) = 1,5$; $y_{\min}(4000 \text{ ч}) = -3$, $\sigma/\Delta = 0,2$,

тогда
$$\frac{D_{п}(\theta)}{\Delta^2} = \frac{D_{п_3}}{\Delta^2} = 0,84.$$

Если выбрать число газоанализаторов $N = 20$, то по (13), (14) имеем $g_1 = 0,63$; $g_2 = 0,013$; $g_3 = 0,62$; $g_4 = 0,81$; $P = 0,388$ и $D_{и}(0)/\Delta^2 = 0,027$.

При этом по (5) $K_{\max} < 3^2(0,84 + 0,027) \approx 8$.

Поскольку $D_{п} \gg D_{и}$, то количество газоанализаторов N можно уменьшить без увеличения объема выборки, доведя $D_{и}(\theta)$ до уровня 0,048, что имеет место при $N = 10$ ($D_{и}(0) = 0,043$). При этом из расчетов следует, что $P = 0,36$, т. е. 10 измерений должны располагаться в моменты 0,40, 80, ..., 1760, 1800, ..., 2000 ч.

На основе приведенных выше теоретических основ разработаны типовые программы испытаний 4 типов газоанализаторов 667ФФ01, 645ХЛ01, 652ХЛ01, 62ЗИН02.

На основе изложенного можно сделать следующие выводы:

1) Разработаны теоретические основы программ испытаний газоанализаторов на метрологическую надежность.

2) Зависимости (2) – (4), (8), (11), (12) – (14) позволяют просто и оптимальным образом разработать программу и условия K_{\max} , K_y , σ^2 испытаний газоанализаторов на метрологическую надежность при относительно бедной и доступной информации об исследуемом процессе дрейфа метрологических параметров газоанализаторов.

3) Расчет приспособлен к разработке программы испытаний именно временного эксперимента с учетом того, что измерение исследуемого параметра невозможно повторить в тех же точках факторного пространства в те же моменты времени.

4) Оценка K_{\max} практически возможна при условии унимодальности распределения $f_{\theta}(y)$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике. — М.: Наука, 1973. — 832 с.
2. Перроге А. И., Карташов Г. Д., Цветаев К. Н. Основы ускоренных испытаний радиоэлементов на надежность. — М.: Сов. радио, 1968.
3. Федоров В. В. Теория оптимального эксперимента. — М.: Наука, 1971. — 526 с.
4. Hoel P. G., Levina A., Optimal spanning and weighting prediction. — Ann. math. stat., 35, 1553 (1964, N 4).

АНАЛИЗ МЕТОДОВ ОПРЕДЕЛЕНИЯ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ ГАЗОАНАЛИЗАТОРОВ НА СЕТИ ГМС

В настоящее время работы по исследованию метрологической надежности в основном ограничены исследованиями электроизмерительных СИ [20–22, 49], радиоэлектронных приборов [4, 11, 12, 23] сложных электроизмерительных систем [1, 2, 5, 9, 10, 14, 16, 25, 46, 47] изделий квантовой электроники [48] и исследованиями метеорологических СИ [26–34, 36, 38, 40]. Специфика газоанализаторов состоит том, что на результаты измерений оказывают влияние большое число факторов: изменение физических параметров анализируемой газовой смеси и окружающей среды; неизмеряемых компонентов как в газовой, так и в жидкой фазе, взвешенных твердых частиц и коррозионно-активных примесей.

На метрологическую надежность оказывают влияние также замеры отдельных элементов тракта измерений при проведении профилактических работ в месте эксплуатации газоанализаторов.

Анализ методов определения метрологической надежности СИ обоснование выбранного направления работы

В настоящее время известно сравнительно небольшое количество практически используемых методов определения метрологической надежности СИ. Обзор большинства из них приведен в работах [2–4, 48]. Причем, часть из них, как известно [1, 4, 48], имеет скорее познавательную, чем практическую ценность. По мнению авторов [1, 4, 48] наиболее известными и практически используемыми при анализе показателей метрологической надежности СИ (из расчетных методов) являются метод отклонений передаточной функции и метод моментов (метод числовых характеристик). Оба эти метода не являются самостоятельными, в их основе лежит известная зависимость выходного параметра СИ от параметров элементов или уравнения связи:

$$Y_i = f_i \{X_j\} (i = \overline{1, m}; j = \overline{1, n}).$$

Надежность СИ при метрологических отказах оценивается вероятностью того, что его параметры y_i в течение времени не выйдут заданных пределов (α_i, β_i), т. е.:

$$P \{ \alpha_i < y_i < \beta_i, t \} = \int_{\alpha_i}^{\beta_i} \dots \int_{\alpha_m}^{\beta_m} f \{ y_i, t \} d y (i = \overline{1, m}). \quad (2)$$

При справедливости гипотезы о нормальном распределении выходного параметра (1) (часто принимаемой без всяких обоснований целым рядом авторов [27–29]), (2) имеет решение вида:

$$P \{ \alpha_i < Y_i < \beta_i \} = \frac{1}{\sigma(Y_i) \sqrt{2\pi}} \int_{\alpha_i}^{\beta_i} \exp \left\{ -\frac{(Y_i - M[Y_i])^2}{2\sigma^2(Y_i)} \right\} d y, \quad (3)$$

где $M[Y_i]$ – математическое ожидание; $\sigma^2(Y_i) = D[Y_i]$ – дисперсия.

Для произвольного закона распределения Y_i выражение (3) позволяет получить лишь грубую оценку вероятности $P \{ \alpha_i < Y_i < \beta_i \}$, основанную на неравенстве Чебышева, что и ограничивает возможности использования данных методов.

Некоторыми авторами [46] задача оценки параметров метрологической надежности СИ сводится к следующему: по заданным моментам связи входных случайных сигналов и случайных параметров СИ определяют моменты выходного сигнала, а затем по ним, используя различные статистические оценки [46], находят приближенное значение плотности этого сигнала. Вычисляя интеграл от этой плотности по заданной области, получают искомую характеристику.

Модификация этой же методики в более поздних работах [48] и в более развернутом и обобщенном виде применительно к изделиям квантовой электроники сводится к разработке и анализу стохастических деградационных параметрических моделей работоспособности (СДПМ).

В работе [48] в качестве модели (СДПМ) предлагается использовать плотность распределения одного (или нескольких) выходного параметра СИ, как функцию наработки, представляющую собой наиболее полную характеристику исследуемой случайной величины. При этом необходимо, как отмечалось в работе [48], установить зависимость выходного исследуемого параметра от параметров всех элементов конструкции, режимов и условий их работы.

Серьезным недостатком практического использования СДПМ является то, что они не универсальны, так как процесс создания СДПМ индивидуален для каждого типа СИ. Это, по существу, эквивалентно

разработке для каждого типа СИ специализированного алгоритма расчета и программы вычислений на ЭВМ.

Кроме этого, существенно также, что в каждом конкретном случае создание СДПМ неизвестно, какая степень детализации выходных параметров СИ обеспечит требуемую точность расчетов.

Применительно к электроизмерительным приборам в настоящее время разработана временная методика нормирования, оценки и контроля метрологической надежности [22]. В основу методики положена идеализированная модель одновременного случайного процесса изменения во времени текущего значения погрешности СИ.

Как отмечено в методике [22], абсолютизация модели состоит в том, что все три характеристики представляются сглаженными, монотонными функциями времени, что в реальных процессах, как правило, не наблюдается. Для описания скорости измерения нормируемой метрологической характеристики во времени предлагается использовать экспоненциальную модель вида:

$$A(t) = A_0 \cdot e^{t/\tau}, \quad (4)$$

где τ — постоянная времени процесса; t — календарное время истекшее с момента изготовления прибора.

Ограниченность и несостоятельность использования детерминированных аналитических функций для описания изменения во времени параметров случайного нестационарного процесса дрейфа погрешности СИ очевидна и отмечалась в ряде работ [2, 24, 45].

В другой известной методике [19] предлагается характеризовать состояние рабочих СИ вероятностью нахождения в допуске погрешности приборов в течение их межповерочного интервала (МПИ). Принятая в методике модель случайного процесса изменения погрешности СИ описывается нормальным законом распределения погрешности линейно возрастающим во времени средним квадратическим отклонением, что, как известно [19], для общего случая некорректно, так как более чем в 50 % случаев законы распределения СИ отличны от нормального. В [13] изложены принципы создания прогнозирующей программы для решения приведенной выше задачи, для решения которой использованы методы распознавания.

Математическую постановку задачи можно представить в следующем виде.

Некоторое множество приборов данного типа содержит T — популяцию приборов, исправленных к моменту $t + \tau$ и F — подмножество приборов, исправленных в момент времени t , но метрологичес-

отказавших к моменту $t + \tau$. Алгоритм решения задачи в общем виде следующий.

Из подмножеств T и F выбираются обучающие последовательности длиной L_0 .

Известны $X_k(t_i)$ ($k = 1, 2, \dots, L, i = 0, 1, 2, \dots, h$). Для каждого прибора на рецепторную сетчатку [13] (т. е. на S – элементы) последовательно отображаются $X_k(t)$. Размеры сетчатки выбираются с учетом диапазона изменения и дискретного представления параметров X_k .

При разработке программы для ЭВМ применен „метод масок” [13] как случай программ перцентрона. Пусть число ассоциативных A – элементов равно N . Каждому A -элементу ставится в соответствие определенная „маска” из двух половинок (I и II). Каждая половина маски имеет размер сетчатки, но каждый элемент ее зачернен с вероятностью $P = 1/2$. Каждый A -элемент включает четыре сумматора $\Sigma_{11}, \Sigma_{12}, \Sigma_{21}, \Sigma_{22}$, накапливающих веса данного A -элемента при обучении. Содержания этих сумматоров обозначаются соответственно $\sigma_{11}, \sigma_{12}, \sigma_{21}, \sigma_{22}$. При обучении показываются параметры $X_k(t)$ прибора из T . Для каждого A -элемента сетчатка с изображением последовательно „накладывается” на обе половины маски и подсчитывается число зачерненных элементов – M_1 и M_{11} .

A – элемент возбужден, если $|M_1 - M_{11}| > \theta$, где θ – порог возбуждения, общий для всех A -элементов.

При возбуждении применяется α -закон поощрения, т. е.

$$\sigma_{11} = \sigma^* + 1, \text{ если } M_1 > M_{11}; \quad (5)$$

$$\sigma_{21} = \sigma^* + 1, \text{ если } M_1 < M_{11}, \quad (6)$$

где σ^* предыдущее содержание сумматора.

Если $|M_1 - M_{11}| \leq \theta$, то A -элемент не возбужден и поощрение не вводится. При „показе” прибора из множества F изменяется содержимое в сумматорах Σ_{12}, Σ_{22} . Все сумматоры A -элементов соединены специальной схемой с элементами R и \bar{R} [13].

По окончании процесса обучения в сумматорах A -элементов находятся количества единиц, показывающие, сколько раз возбуждался соответствующий A -элемент при показе всей обучающей последовательности.

В режиме экзамена программа будет работать с последовательностью приборов L_3 , состоящей из T и F . Этот режим аналогичен режиму обучения с той разницей, что отсутствует поощрение при $|M_1 - M_{11}| > \theta$. Если обозначить содержимое сумматоров R -элементов через $r_1, r_2, \bar{r}_1, \bar{r}_2$, то, как следует из [13]:

$$\left. \begin{aligned} r_1 &= r_1^* + \sigma_{11} \\ r_2 &= r_2^* + \sigma_{12} \\ \bar{r}_1 &= \bar{r}_1^* + \sigma_{21} \\ \bar{r}_2 &= \bar{r}_2^* + \sigma_{22} \end{aligned} \right\} M_1 > M_{11} \quad (7)$$

$$\left. \begin{aligned} r_1 &= r_1^* + \sigma_{12} \\ r_2 &= r_2^* + \sigma_{22} \\ \bar{r}_1 &= \bar{r}_1^* + \sigma_{11} \\ \bar{r}_2 &= \bar{r}_2^* + \sigma_{22} \end{aligned} \right\} M_1 < M_{11} \quad (8)$$

После показа очередного прибора из L_3 всем A -элементам принадлежность данного прибора к T или F определяется по знаку ϕ :

$$\phi = \frac{r_1 - r_2 - \bar{r}_1 - \bar{r}_2}{2},$$

$$y \in T, \text{ sign } \phi = \text{ „+”},$$

$$y \in F, \text{ sign } \phi = \text{ „-”}.$$

(9)

По приведенному выше алгоритму решались задачи предсказания надежности полупроводниковых приборов двух типов [13]. По замерам восьми параметров в 0; 5; 24; 48 ч предсказывался выход за пределы погрешности к 500 ч. Как показали результаты [13], предсказания оказались правильными в 80–90 % случаев, что наглядно показывает недостаточно высокую точность прогнозирования и, очевидно, характеризует ограничения методов распознавания для данных целей. Достаточно полный анализ известных работ, посвященных методам исследования метрологической надежности СИ, приведен в работе [43], где на многочисленных примерах показано, что недостатками известных методов является неучет влияния на показатель метрологической надежности процесса эксплуатации и низкая точность моделирования на ЭВМ процессов функционирования СИ. На основе анализа в работе выбрано наиболее перспективное направление в исследовании надежности СИ, получившее развитие в работах академика Н. И. Бусленко, Б. П. Креденцера, Л. К. Горского и др. [4–7, 17, 18].

В работе [43] осуществлено дальнейшее развитие известного подхода к исследованию надежности СИ, основанное на статистическом моделировании процессов реального функционирования СИ с

использованием моделей укрупненного случайного процесса с фиксированным числом состояний.

В результате этого обеспечено более точное моделирование динамики исследуемого процесса функционирования парка СИ. В известных работах [31, 35, 36, 40, 43] подробно изложено решение комплекса специальных задач, обеспечивающих практическую реализацию указанного выше подхода. В состав комплекса входят следующие задачи: представления случайных процессов эксплуатации и изменения метрологической надежности СИ в пространстве состояний; разработка реальных модулей функционирования СИ на основе укрупненных процессов с фиксированным числом укрупненных состояний; разработка нового метода и устройства, его реализующего, для моделирования на ЭВМ метрологической надежности СИ с учетом влияния на надежность процесса их эксплуатации; разработка комплекса алгоритмов и программ для исследования метрологической надежности и обоснования межповерочных интервалов (МПИ) СИ, оценка погрешностей прогнозирования основных показателей надежности и расчеты МПИ программными модулями комплекса.

Показано, что задача исследования надежности СИ может быть решена, если по определенному в пространстве состояний случайному процессу реального функционирования, описываемому по времени переходы СИ из одного укрупненного состояния в другое, удастся определить все требуемые характеристики надежности СИ.

Сущность нового метода моделирования заключается в том, что процессы изменения надежности и эксплуатации каждого измерительного элемента (блока) или в целом СИ имитируют модель укрупненного случайного процесса с заданным числом укрупненных состояний: работоспособности (R); метрологического отказа (m); сбоя (SB); явного (функционального) отказа (Q), взаимно обусловленные переходы которых, генерируемые датчиками случайных чисел, воспроизводят укрупненный процесс изменения надежности, а задаваемые в соответствии с режимом (частотой и последовательностью) обслуживания, хранения, транспортирования взаимно обусловленные переходы определяющих параметров состояний: профилактики (p); проверки (POV); ремонта (REM); хранения (H); транспортирования (T) воспроизводят процессы обслуживания, хранения, транспортирования измерительных элементов (блоков) СИ.

Формальное описание моделей реального функционирования СИ в виде вероятностных графов позволяет представить математическую постановку задачи анализа метрологической надежности СИ в следующем виде: пусть $\{S_i, i = \bar{1}, d\}$ конечное число выделенных непересека-

ющихся подпространств (укрупненных) состояний СИ, взаимообусловленные переходы которых образуют вектор состояний реально функционирующего СИ, тогда метрологическую надежность и эффективность функционирования можно характеризовать функциями вида:

$$\alpha_{S_i}(t) = \frac{n_{S_i}(t, \bar{S}, \bar{X}, \alpha, \beta, \gamma)}{N(t)}, \quad (10)$$

$$\bar{S} \in \Omega_S$$

$$\bar{X} \in \Omega_X$$

где $i = 1, d$; d – количество подмножеств (укрупненных) состояний СИ; $n_{S_i}(t, \bar{S}, \bar{X}, \alpha, \beta, \gamma)$ – количество элементов (блоков) или в целом СИ, находящихся в эксплуатации и принадлежащих в момент времени t i -му подмножеству состояний S_i ; $N(t)$ – общее количество элементов (блоков) или в целом СИ, находящихся в эксплуатации в момент времени t ; \bar{S} – случайный вектор укрупненных состояний СИ; \bar{X} – вектор периодичности управляющих воздействий на $\bar{S} \in \Omega_S$; α, β – вероятности брака I, II рода управляющих воздействий при проверке (контроле работоспособности) элемента (блока) или в целом СИ; γ – вероятность брака восстановления элемента (блока) или в целом СИ при работе с учетом брака послеремонтной проверки; Ω_S, Ω_X – соответственно пространство состояний СИ и пространство периодически управляющих воздействий на состояние СИ.

Необходимо при заданных постоянных α, β, γ и \bar{S}, \bar{X} , генерируемых по заданным законам распределения, дать численный прогноз функций $\alpha_{S_i}(t)$, где $i = 1, d$, а также их оценок в виде среднего $\bar{\alpha}_{S_i}(t)$ и дисперсии $D\alpha_{S_i}(t)$ и по их значениям при заданных ограничениях $\{\varepsilon_{S_i}, i = 1, d\}$ найти оптимальный вектор \bar{X}_i , удовлетворяющий многокритериальной оптимизации системы следующих целевых условий:

$$\min [k(\bar{X}_i)] \quad (11)$$

$$X_i \in \Omega_X$$

$$\alpha_{S_i}(t) = \begin{cases} \alpha_{S=R}(t) \geq \varepsilon_1, \\ \alpha_{S=m}(t) \leq \varepsilon_2, \\ \alpha_{S=SB}(t) \leq \varepsilon_3, \\ \alpha_{S_i}(t) \leq \varepsilon_i, \end{cases} \quad (12)$$

$$\min [\alpha_{S=m}(\bar{X}_i)], \quad (13)$$

$$\bar{X}_i \in \Omega_X$$

$$\min [D\alpha_S(\bar{X}_i)], \quad (14)$$

$$\bar{X}_i \in \Omega_X$$

$$\max [\alpha_{S=R}(\bar{X}_i)], \quad (15)$$

$$\bar{X} \in \Omega_X$$

где $K(\bar{X}_i)$ – размерность вектора \bar{X} .

Из выражения (10) легко выводятся основные критерии качества функционирования СИ:

$$\alpha_{S=R}(t) = \frac{n_{S=R}(t, \bar{S}, \bar{X}, \alpha, \beta, \gamma)}{N(t)}, \quad (16)$$

где $\alpha_{S=R}(t)$ – функция готовности парка СИ, соответствующая отношению числа работоспособных СИ к общему числу СИ парка в рассматриваемый момент времени t (ГОСТ 18322-78 Система технического обслуживания и ремонта техники. Термины и определения).

Аналогично выражению (16) $\alpha_{S=m}(t)$ – функция метрологической неготовности парка СИ; $\alpha_{S=SB}(t)$ – функция метрологической нестабильности парка СИ; $\alpha_{S=Q}(t)$ – функция негодности (функциональной) парка СИ; $\alpha_{S=POV}(t)$, $\alpha_{S=REM}(t)$, $\alpha_{S=P}(t)$ – соответственно функции метрологического и технического обслуживания парка СИ.

Решение поставленной задачи сводится к статистическому моделированию реальных моделей функционирования элементов или в целом СИ и получению оценок $\bar{\alpha}_{S_i}(t)$ и $D\alpha_{S_i}(t)$ с помощью среднего значения:

$$\alpha_{S_i}(t) = (1/n)(\alpha_{S_i}(^1t) + \alpha_{S_i}(^2t) + \dots + \alpha_{S_i}(^nt)), \quad (17)$$

где дисперсия этой оценки по случайной выборке $\alpha_{S_i}(^1t)$, $\alpha_{S_i}(^2t)$, ..., $\alpha_{S_i}(^nt)$ равна

$$D\bar{\alpha}_{S_i}(t) = (1/n)D\alpha_{S_i}(t), \quad (18)$$

и поиску методом динамического программирования оптимального вектора \bar{X}_i периодичности управляющих воздействий (межповерочных, межремонтных или межпрофилактических интервалов и тому подобное) при ограничениях на значение оценок $\bar{\alpha}_{S_i}(t)$ и минимизации размерности вектора \bar{X}_i . Реализация метода состоит в систематическом рассмотрении подмножеств $S_i \in \Omega_S$ и отыскании методом случайного поиска вектора $\bar{X}_i \in \Omega_X$, разбивающего каждое из таких подмножеств, т. е. обеспечивающим выполнение условий (11) – (15).

Известная программная реализация данного подхода дана в [43].

В основе [40] комплекса программ „Численный прогноз и опти-

мальное управление метрологической надежностью СИ" положен метод моделирования метрологической надежности СИ, сущность которого была изложена выше. Математическую основу комплекса программ составляют методы: Монте-Карло; динамического программирования; пространства состояний; регрессионного анализа, а также методы и алгоритмы [31, 32, 34, 40], основанные на моделировании процессов функционирования и эксплуатации СИ.

Комплекс программ включает в себя 61 программу и подпрограмму, из которых две стандартных (*RANDU* и *GAUSS*), пять управляющих программ (*NUPOM*, *FPM1*, *LM*, *PM*, *PLAN*) и одна головная управляющая программа (*MONITOR*). Общий объем требуемой оперативной памяти не менее 286 кбайт.

Структура комплекса разделена на три ветви решения, функционирующие как отдельно, так и совместно в зависимости от наличия необходимой исходной информации, ее объема и качества. Левая ветвь решения, реализуемая программным модулем *LM*, осуществляет моделирование случайного нестационарного процесса дрейфа основной погрешности СИ с учетом процесса их эксплуатации и его стратегии. Функциональное назначение модуля *LM* состоит в расчете и поиске оптимальных моделей дрейфа систематической и случайной погрешностей, моделировании наработки на метрологические отказы и оценке параметров и закона распределения, моделировании распределения во времени вероятности безотказной работы СИ и расчета МПИ с заданной доверительной вероятностью, моделировании влияния на дрейф погрешности поверки (с коррекцией погрешности и без нее), ремонта (профилактики), их очередностей и периодичностей. Средняя ветвь решения, реализуемая управляющими программными модулями *NUPOM* и *FPM1*, осуществляет наиболее важные функции комплекса. Программный модуль *FPM1* осуществляет моделирование наработки на метрологический отказ, его идентификацию по известной классификации Пирсона, а также формирует по результатам расчетов исходную информацию для программного модуля *PM*. Программный модуль *NUPOM* осуществляет статистическое моделирование процессов реального функционирования СИ, прогнозирование функций готовности и эффективности функционирования, оценку параметров законов их распределения и идентификацию их по известной классификации Пирсона, а также формирование и поиск в моделируемом пространстве состояний СИ оптимальных по критериям на состояния и стоимость МПИ. Правая ветвь решения, реализуемая управляющим программным модулем *PM*, осуществляет расчет квазистационарных периодов функционирования СИ, параметров метроло-

гической надежности и МПИ с любой требуемой доверительной вероятностью по потоку метрологических отказов однотипных СИ.

Для оценки погрешности прогнозирования показателей метрологической надежности, реализуемой программными модулями комплекса в работе [40] был использован метод сравнения расчетных данных с фактически наблюдаемыми показателями надежности при эксплуатации метрологических СИ и сравнительная оценка их с широко известными методами расчета надежности. Для этого были сформированы независимые выборки показателей надежности по различным видам и типам метрологических СИ. Оценки погрешностей расчета основных показателей метрологической надежности программными модулями комплекса приведены в работе [40]. Сравнение известных оценок расчета показателей надежности указанным выше комплексом программ с погрешностями известных методов: наихудшего случая, граничных испытаний, статистических испытаний, элементного, моментов показало существенное повышение точности расчета показателей надежности известным комплексом.

Проведенный анализ известных методов определения показателей надежности средств измерений позволяет сделать вывод о целесообразности использования для расчета показаний метрологической надежности газоанализаторов известных методов [43], реализованных в комплексе программ, предназначенных для исследования надежности метрологических средств измерений [40].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Атовмян И. О., Вайдарян А. С., Руднев Ю. П. и др. Надежность автоматизированных систем управления / Под ред. Я. А. Хетагурова. — М.: Высшая школа, 1979. — 287 с.
2. Барзилович Е. Ю., Беляев Ю. К., Каштанов В. А. и др. Вопросы математической теории надежности / Под ред. В. В. Гнеденко. — М.: Радио и связь, 1985. — 376 с.
3. Варзилович Е. Ю., Заболоцкий Ю. Н., Шпилев К. М. Оптимальное управление при эксплуатации сложных систем по состоянию // Основные вопросы теории и практики надежности. — М.: Советское радио, 1980. — С. 190—202.
4. Буловский П. И., Зайденбург М. Г. Надежность приборов систем управления. — Л.: Машиностроение, 1975. — 328 с.
5. Бусленко В. Н. Об автоматизированных имитационных моделях сложных систем. — Кибирнетика, 1975.
6. Бусленко Н. П. Математическое моделирование производственных процессов. — М.: Наука, 1964.
7. Бусленко Н. П., Шрейцер Ю. Л. Метод статистических испытаний и его реализация на ЦВМ. — М.: Физматгиз, 1961.

8. Васильев В. В. Прогнозирование надежности и эффективности радиоэлектронных устройств. — М.: Советское радио, 1970. — 336 с.
9. Глазунов Л. П., Грабовецкий В. П., Щербаков О. В. Основы теории надежности автоматических систем управления. — Л.: Энергоатомиздат, 1984. — 208 с.
10. Горский Л. К., Зайденберг М. Г. Исследование надежности судовых систем управления с помощью ЭЦВМ. — М.: Судостроение, 1972. — 230 с.
11. Груничев А. С., Веденеев Ю. З., Елкин В. М. Надежность электрорадиоизделий при хранении. — М.: Энергоатомиздат, 1983. — 160 с.
12. Данилин Н. С., Гусев Л. М., Загоровский Ю. И. и др. Обеспечение качества РЭА методами диагностики и прогнозирования. — М.: Издательство стандартов, 1983. — 224 с.
13. Ивахненко А. Г., Лапа В. Г. Предсказание случайных процессов. — Киев: Наукова Думка, 1971. — 416 с.
14. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем / Пер. с англ. — М.: Мир, 1980. — 606 с.
15. Кожевников Б. Л., Окоренков В. Ю., Роголев Ю. В., Фатеев Н. П. Метрологическое обеспечение метеорологических измерений на аэродромах // Тезисы докладов на Всесоюзной конференции по авиационной метеорологии и прикладной климатологии. — М, 1982. — С. 3.
16. Королюк В. С., Турбин А. Ф. Полумарковские процессы и их приложение. — Киев: Наукова Думка, 1976.
17. Креденцер Б. П., Ластовченко М. М., Сенецкий С. А., Шитюк Н. А. Решение задач надежности и эксплуатации на универсальных ЭЦВМ. — М.: Советское радио, 1967. — 400 с.
18. Креденцер Б. П. Моделирование одного класса сложных систем // Основные вопросы теории и практики надежности. — М.: Советское радио, 1971. — С. 286—298.
19. Криксунов В. М., Кримштейн Я. Н. Методика оценки состояния средств измерений. — М.: Измерительная техника, 1975 № 5. — С. 31—32.
20. Левшина Е. С., Новицкий П. В. Электрические измерения физических величин. — Л.: Энергоатомиздат, 1983. — 320 с.
21. Мельницкая Ж. С., Новицкий П. В. Об основных эксплуатационных показателях качества средств измерения // Приборы и системы управления. — 1973, № 5.
22. Методика нормирования, оценки и контроля метрологической надежности электроизмерительных приборов / Новицкий П. В., Зограф И. А. и др. // Метрология, 1977, № 2.
23. Шнайдер Х. Надежность электронных элементов и систем. — М.: Мир, 1977. — 258 с.
24. Нильсон Н. Искусственный интеллект. — М.: Мир, 1973. — С. 52—90.
25. Обжерин Ю. Е. Полумарковские модели в анализе показателей надежности восстанавливаемых систем с резервом времени. Автореферат диссертации. — Киев, Институт математики АН УССР, 1983. — 11 с.
26. Окоренков В. Ю. Моделирование процесса поверок средств измерений // Аннотированный перечень новых поступлений в ОФАП Госкомгидромета / ВНИИГМИ-МЦД. — Обнинск, 1981, вып. 2, с. 21.
27. Окоренков В. Ю. Обоснование межповерочных интервалов для образцовых барометров УГКС // Труды ГГО. — 1981. — вып. 432. — С. 96—105.
28. Окоренков В. Ю. Определение функции влияния рабочих эталонных барометров Госкомгидромета по результатам исследований // Труды ГГО. — 1981. — Вып. 452. — С. 64—72.
29. Окоренков В. Ю. Исследование по обоснованию межповерочных интервалов

метеорологических приборов // Труды ГГО. — 1981. — Вып. 452. — С. 72—99.

30. Окоренков В. Ю., Фатеев Н. П. Оптимальные стратегии управления метрологической надежностью метеорологических средств измерений и их практическое применение // Труды ГГО. — 1982. — Вып. 465. — С. 3—13.

31. Окоренков В. Ю. Комплексный метод исследования метрологической надежности средств измерений // Труды ГГО. — 1982. — Вып. 465. — С. 65—97.

32. Окоренков В. Ю. Расчет и прогнозирование метрологической надежности метеорологических средств измерений на основе метода имитационно-вероятностного моделирования процесса их эксплуатации // Труды ГГО. — 1982. — Вып. 465. — С. 97—101.

33. Окоренков В. Ю. Повышение метрологической надежности метеорологических средств измерений // Труды ГГО. — 1982. — Вып. 465. — С. 101—107.

34. Окоренков В. Ю. Статистическое моделирование процесса эксплуатации средств измерений // Труды ГГО. — 1982. — Вып. 465. — С. 107—119.

35. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений // Труды ГГО. — 1975. — Вып. 476. — С. 40—66.

36. Окоренков В. Ю. Новый подход к решению многоцелевых задач прогнозирования и оптимального управления метрологической надежностью средств измерений // Труды ГГО. — 1975. — Вып. 476. — С. 10—24.

37. Окоренков В. Ю., Фатеев Н. П. Оптимальные межповерочные интервалы для метеорологических приборов // Труды ГГО. — 1975. — Вып. 476. — С. 3.

38. Окоренков В. Ю. Разработка и обоснование теоретических моделей процессов, определяющих изменение метрологической надежности средств измерений // Труды ГГО. — 1985. — Вып. 476. — С. 24—40.

39. Окоренков В. Ю. Исследование метрологической надежности средств измерений скорости воздушного потока // Труды ГГО. — 1985. — Вып. 491. — С. 34—42.

40. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений (комплекс программ) // ОФАП Госкомгидромета, ВЦ ВНИИГМИ-МЦД. — М. — 1985. Инв. № ЖО51050923.

41. Окоренков В. Ю., Никишков П. Я., Рогалев Ю. В., Фатеев Н. П. Расчет оптимального отклонения угла атаки винтов анемометров для оценки сохранности их градуировочной характеристики // Труды ГГО. — Вып. 491. — С. 52—57.

42. РД 52.04.9—83. Межповерочные интервалы для средств измерений давления, температуры, скорости воздушного потока, характеристик солнечной радиации. — Л.: ГГО, 1983. — 7 с.

43. Исследование метрологической надежности и обоснование межповерочных интервалов метеорологических средств измерений // ГГО. — 1985. — С. 16. — Реф. дис. Окоренков В. Ю.

44. Метрологическое обеспечение метеорологических средств измерений: Отчет о НИР / ГГО; Руководитель Н. П. Фатеев. — Инв. № 81098112. — Л. — 1985.

45. Розенберг В. Я. Введение в теорию точности измерительных систем. — М.: Советское радио, 1975. — 302 с.

46. Росин М. Ф., Булыгин В. С. Статистическая динамика и теория эффективности систем управления. — М.: Машиностроение, 1981. — 311 с.

47. Рябинин И. А. Основы теории и расчета надежности судовых электроизмерительных систем. — Л.: Судостроение, 1971. —

48. Торопкин Г. Н. Основные надежности изделий квантовой электроники. — М.: Радио и связь, 1983. — 239 с.

49. Теоретическая разработка методик исследовательских испытаний средств измерений на стабильность с сокращением объема и длительности испытаний // НПО ВНИИМ им. Д. И. Менделеева. — 1981. — Реф. дис. Четвертаков С. А.

В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев, К. Г. Скворцов,
Г.К. Попандопуло, Т. А. Бураченко

ИССЛЕДОВАНИЕ ПОГРЕШНОСТИ ОПЫТНЫХ ОБРАЗЦОВ НОВОГО ДАТЧИКА АТМОСФЕРНОГО ДАВЛЕНИЯ АВТОМАТИЧЕСКОЙ МЕТЕОСТАНЦИИ

Для эксплуатации на гидрометеорологической сети, а также в составе автоматических станций типа АГМС-МО, КРАМС-2 НИИПом разработан новый датчик атмосферного давления. Датчик обеспечивает измерение атмосферного давления до 160 гПа. Заданные пределы допускаемых погрешностей датчика (после введения в его показания поправок) составляют при визуальных отсчетах $\pm 0,20$ гПа, при аналоговом выходе $\pm 0,30$ гПа при температуре воздуха от 5 до 40 °С и относительной влажности не более 80 %.

Лабораторные исследования двух опытных образцов датчика были проведены в 1986 г. в отделе метрологии ГГО им. А. И. Воейкова.

Принцип действия датчика заключается в компенсации силы атмосферного давления, действующего на вакуумированный сильфон, соединенный с плечом рычага первого рода весом грузов, размещенных на противоположном плече рычага и груза каретки, перемещающейся вдоль этого плеча. Перемещение каретки управляется сигналом фотоэлектрического нуля органа.

Принцип действия вторичного преобразователя, входящего в состав барометра, заключается в преобразовании перемещений каретки вдоль плеча рычага в отношении электрических сопротивлений измерительного потенциометра, ротор которого кинематически связан с положением каретки на рычаге.

Мерой измеряемого давления является определяемое с помощью шкал расстояние каретки от начального (нулевого) положения после уравнивания рычага. Мерой измеряемого атмосферного давления также является отношение электрического сопротивления плеча потенциометра к полному сопротивлению потенциометрической схемы после уравнивания. Основным блоком датчика является блок давления. Для иллюстрации принципа действия на рис. 1 представлена кинематическая схема блока давления.

Предварительные испытания двух опытных образцов датчика давления проводились методом непосредственного сличения показаний датчика с показаниями рабочего эталона давления Госкомгидромета при атмосферном давлении. Предел допускаемой погрешности рабоче-

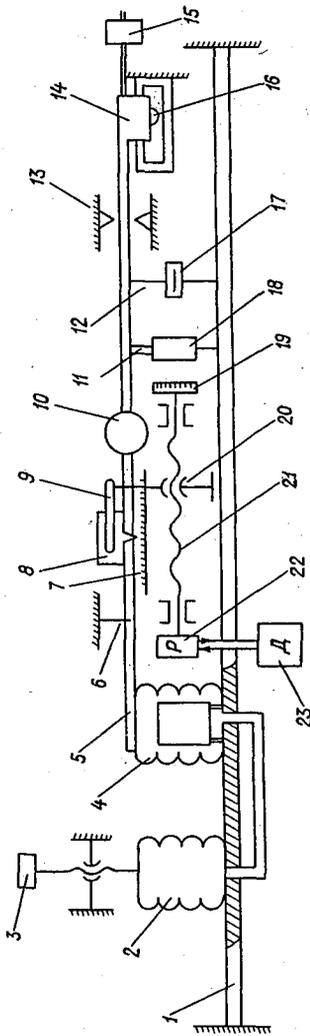


Рис. 1. Кинематическая схема нового безртутного барометра типа М 129.

1 — основная плата; 2 — вспомогательный сильфон; 3 — дократ; 4 — вакуумный сильфон; 5 — плечо рычага; 6 — упругие опоры; 7 — линейная шкала; 8 — каретка на роликовом ходу; 9 — шарнирные соединительные шланги; 10 — груз; 11 — магнитный стержень; 12 — шток; 13 — нижние угоры; 14 — пластинчатый экран; 15 — дополнительный груз; 16 — фотодиод; 17 — стакан с крышкой; 18 — катушка индуктивности; 19 — круговая шкала барабанного типа; 20 — обойма; 21 — ходовой винт с цилиндрической нарезкой; 22 — зубчатый редуктор; 23 — реверсивный электродвигатель.

го эталона давления в диапазоне от 730 до 70 мм рт. ст. (от 971 до 93 гПа) составляет не более 0,01 мм рт. ст. (1,33 гПа). В период проведения испытаний было проведено 2 серии измерений, первая из которых включала 31 синхронное измерение, а вторая – 16 измерений. Результаты испытаний приведены в табл. 1 и 2.

Обработка результатов испытаний с целью определения погрешности датчиков включала в себя следующее.

На первом шаге обработки проводилась оценка разностей показаний эталона и датчиков:

$$\Delta_i = P_{0_i} - P_{D_i}, \quad (1)$$

где P_{0_i} – давление, измеренное по эталону; P_{D_i} – давление, измеренное по датчику.

На втором шаге обработки проводилась оценка систематической погрешности датчиков в виде среднего:

$$\bar{\Delta}_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta_i. \quad (2)$$

На третьем шаге обработки проводилась оценка среднего квадратического отклонения (СКО) результата измерения по каждому датчику отдельно:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\bar{\Delta} - \Delta_i)^2}{n-1}}. \quad (3)$$

Первая серия измерений показала, что для первого датчика систематическая погрешность $\bar{\Delta}_1 = -0,12$ гПа, а $\sigma_1 = 0,099$ гПа. Для второго датчика соответственно $\bar{\Delta}_2 = -0,09$ гПа, $\sigma_2 = 0,098$ гПа. До проведения второй серии была проведена выставка датчиков. Вторая серия измерений показала, что для первого датчика оценки погрешности составляют $\Delta_1 = 0,24$ гПа, $\sigma_1 = 0,041$, а для второго датчика $\Delta_2 = 0,22$ гПа, $\sigma_2 = 0,057$ гПа. Исключение систематических погрешностей датчиков давления как при первой, так и при второй серии измерений не проводилось, так как при этом необходима была регулировка датчиков. Оценка предельной погрешности датчиков давления проводилась без учета их систематической погрешности, поскольку ее коррекция предусмотрена технической документацией. Предельная погрешность оценивалась в виде:

P_0	P_1	P_2	$\Delta_1 = P_0 - P_1$	$\Delta_2 = P_0 - P_2$	$\delta_1 = \bar{\Delta}_1 - \Delta_1$	δ_2	$\delta_2 = \bar{\Delta}_2 - \Delta_2$	δ_2^2
1016,68	1016,69	1016,72	-0,01	-0,04	-0,17	0,0121	-0,05	0,0025
1016,66	1016,69	1016,70	-0,06	-0,04	-0,09	0,0081	-0,65	0,0036
1016,72	1016,74	1016,75	-0,02	-0,03	-0,10	0,01	-0,06	0,0006
1016,68	1016,73	1016,62	-0,10	0,01	-0,02	0,0004	-0,10	0,0100
1016,78	1016,70	1016,70	-0,04	0,08	-0,08	0,0064	-0,17	0,0289
1016,59	1016,76	1016,65	-0,17	-0,06	0,09	0,0025	-0,03	0,0009
1016,94	1017,03	1017,04	-0,09	-0,10	-0,03	0,0009	0,01	0,0001
1016,90	1016,98	1016,75	-0,08	0,15	-0,04	0,0016	-0,24	0,0576
1016,98	1017,04	1017,04	-0,06	-0,06	-0,06	0,0036	-0,03	0,0009
1017,05	1017,08	1016,96	-0,03	0,09	-0,09	0,0081	-0,18	0,0324
1017,14	1017,22	1017,15	-0,08	-0,01	-0,04	0,0016	-0,08	0,0064
1018,62	1017,31	1017,38	0,01	-0,06	-0,13	0,0169	-0,03	0,0009
1018,61	1017,29	1017,34	0,02	-0,03	-0,14	0,0196	-0,06	0,0036
1018,51	1017,25	1017,28	-0,04	-0,07	-0,08	0,0064	-0,09	0,0081
1018,41	1017,23	1017,29	-0,12	-0,18	0,06	0,0000	0,09	0,0081
1018,46	1017,26	1017,26	-0,10	-0,10	-0,02	0,0004	0,01	0,0001
1018,46	1017,23	1017,26	-0,07	-0,10	-0,05	0,0025	0,01	0,0001
1018,46	1017,23	1017,26	-0,07	-0,10	-0,09	0,0025	0,01	0,0001
1018,36	1017,13	1017,14	-0,07	-0,08	-0,05	0,0025	-0,01	0,0001
1018,31	1017,15	1017,14	-0,14	-0,13	0,02	0,0004	0,04	0,0016
1018,12	1016,98	1017,00	-0,16	-0,18	0,04	0,0016	0,09	0,0081
1018,07	1016,93	1016,94	-0,16	-0,17	0,04	0,0016	0,08	0,0064
1017,97	1016,82	1016,74	-0,15	-0,07	0,03	0,0009	-0,02	0,0004
1017,92	1016,77	1016,74	-0,15	-0,12	0,03	0,0009	0,03	0,0009
1017,87	1016,72	1016,71	-0,15	-0,14	0,03	0,0009	0,05	0,0025

Продолжение табл. 1

P_0	P_1	P_2	$\Delta_1 = P_0 - P_1$	$\Delta_2 = P_0 - P_2$	$\delta_1 = \Delta_1 - \Delta_2$	δ_1^2	$\delta_2 = \Delta_2 - \Delta_1$	δ_2^2
1017,72	1016,62	1016,62	-0,20	-0,20	0,08	0,0064	0,11	0,0121
1017,62	1016,46	1016,44	-0,14	-0,12	0,02	0,0004	0,03	0,0009
1017,47	1016,52	1016,35	-0,35	-0,18	0,23	0,0529	0,09	0,0081
1017,32	1016,36	1016,38	-0,34	-0,26	0,22	0,0484	0,17	0,0289
1017,23	1016,22	1016,12	-0,29	-0,19	0,17	0,0289	0,10	0,0100
1017,18	1016,15	1016,05	-0,27	-0,17	0,15	0,0225	0,08	0,0064
1017,13	1016,10	1016,04	-0,27	-0,21	0,15	0,0225	0,12	0,0144

$$\overline{\Delta_1} = -0,12 \text{ гПа}; \overline{\Delta_2} = -0,09 \text{ гПа}; \sigma_1 = 0,099 \text{ гПа}; \sigma_2 = 0,098 \text{ гПа}$$

Примечание. P_0 , P_1 и P_2 — давление, измеренное соответственно по эталону, первому и второму датчикам.

Таблица 2

$P_0, r\Pi\alpha$	$P_1, r\Pi\alpha$	$P_2, r\Pi\alpha$	$\Delta_1 = P_0 - P_1$	$\Delta_2 = P_0 - P_2$	$\delta_1 = \overline{\Delta_1} - \Delta_1$	$\delta_2 = \overline{\Delta_2} - \Delta_2$	δ_2^2
1012,04	1011,82	1011,79	0,22	0,25	0,02	0,0004	0,0009
1012,14	1011,86	1011,88	0,28	0,26	-0,04	0,0016	0,0016
1012,23	1011,98	1011,93	0,25	0,30	-0,05	0,0001	0,0064
1012,38	1012,15	1012,21	0,23	0,17	0,06	0,0001	0,0025
1012,58	1012,37	1012,38	0,21	0,20	0,03	0,0009	0,0004
1012,68	1012,32	1012,34	0,31	0,29	-0,07	0,0049	0,0049
1012,67	1012,43	1012,50	0,24	0,17	0	0	0,0025
1012,72	1012,53	1012,53	0,19	0,05	0,05	0,03	0,0009
1012,71	1012,44	1012,44	0,27	0,27	-0,03	0,0009	0,0025
1012,76	1012,55	1012,55	0,21	0,21	0,03	0,0009	0,0001
1012,96	1012,70	1012,80	0,26	0,16	-0,02	0,0004	0,0036
1013,06	1012,74	1012,75	0,32	0,31	-0,08	0,0064	0,0081
1012,91	1012,70	1012,70	0,21	0,21	0,03	0,0009	0,0001
1012,91	1012,71	1012,75	0,20	0,16	0,04	0,0016	0,0036
1012,91	1012,71	1012,72	0,20	0,19	0,04	0,0016	0,0009
1012,96	1012,76	1012,84	0,20	0,12	0,04	0,0016	0,0100

$$\overline{\Delta_1} = 0,24 r\Pi\alpha \quad \overline{\Delta_2} = 0,23 r\Pi\alpha \quad \sigma_1 = 0,041 r\Pi\alpha \quad \sigma_2 = 0,057 r\Pi\alpha$$

$$\delta_{\text{пр } i} = 2,5\sigma_i + \Delta_3 + \frac{2,5\sigma_i}{\sqrt{n}}, \quad (4)$$

где Δ_3 – предельная погрешность эталона давления; n – количество измерений в серии.

В первой серии испытаний для первого датчика

$$\begin{aligned} \delta_{\text{пр } 1} &= 2,5\sigma_1 + \Delta_3 + \frac{2,5\sigma_1}{\sqrt{n}} = 2,5 \cdot 0,099 + 0,007 + \frac{2,5 \cdot 0,099}{\sqrt{31}} = \\ &= 0,299 \text{ гПа} (\Delta_3 = 0,007 \text{ гПа}), \end{aligned}$$

для второго датчика

$$\delta_{\text{пр } 2} = 2,5\sigma_2 + \Delta_3 + \frac{2,5\sigma_2}{\sqrt{n}} = 2,5 \cdot 0,092 + 0,007 + \frac{2,5 \cdot 0,093}{\sqrt{31}} = 0,281 \text{ гПа}.$$

Во второй серии для первого датчика

$$\delta_{\text{пр } 1} = 2,5 \cdot 0,041 + 0,007 + \frac{2,5 \cdot 0,041}{\sqrt{16}} = 0,135$$

для второго датчика

$$\delta_{\text{пр } 2} = 2,5 \cdot 0,057 + 0,007 + \frac{2,5 \cdot 0,057}{\sqrt{16}} = 0,185 \text{ гПа}.$$

Полученные результаты позволяют сделать вывод о том, что $\delta_{\text{пр } i} < 0,20$ гПа, следовательно, опытные образцы датчиков соответствуют требованиям технического задания.

Испытания датчиков проводились в течение месяца, поэтому по результатам испытаний в соответствии с известной методикой [1] был проведен статистический анализ наличия дрейфа погрешности во времени. С этой целью в измерения, полученные в первой и во второй сериях, были введены соответствующие поправки, исключая систематические погрешности датчиков. Результаты измерений первой и второй серий обоих датчиков были объединены. Объем выборки 4 измерений.

Расчет первых четырех моментов распределения погрешности датчиков давления показал, что математическое ожидание неисключенных остатков систематической погрешности для датчиков m_0

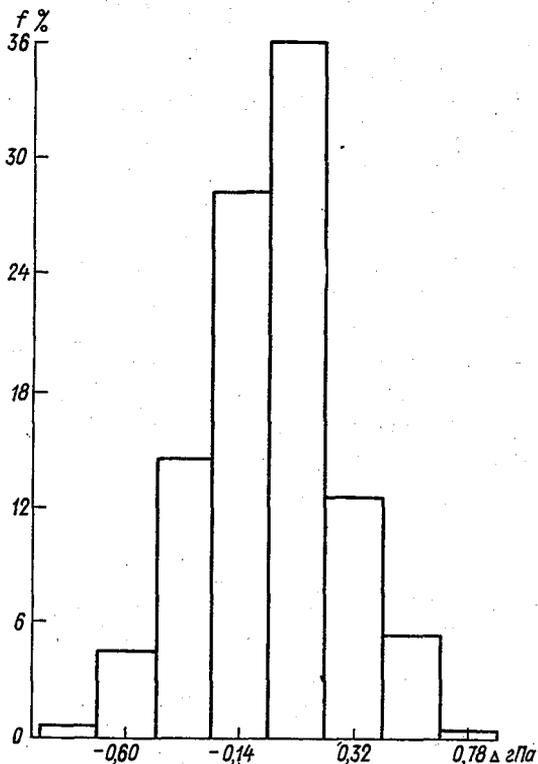


Рис. 2. Гистограмма распределения плотности вероятности случайной погрешности опытных образцов барометров типа М 129.

$\mu = 0,0022$ гПа, $\sigma_0 = 0,082$ гПа, асимметрия $A_s = 0,111$, эксцесс $\mathcal{E}_s = 0,642$. Анализ закона распределения погрешностей датчиков по известной классификации Пирсона, проведенный на ЭВМ с помощью комплекса программ [1] показал, что изменения погрешности датчиков в течение одного месяца случайны. Распределение погрешностей относительно моды несимметрично. Гистограмма распределения плотности вероятности погрешности датчиков приведена на рис. 2. Уравнение, аппроксимирующее полученное распределение плотности вероятности, имеет вид:

$$P(x) = 0,31 \exp(-0,31x^2), \quad (5)$$

где x – погрешность измерения датчиком; P – вероятность.

В соответствии с известным критерием согласия, полученное распределение может быть аппроксимировано нормальным законом распределения, следовательно, оценка предельной погрешности в виде (4) соответственно состоятельна и равна:

$$\Delta = 2,5 \cdot 0,082 + 0,0067 + \frac{2,5 \cdot 0,082}{94} = 0,23 \text{ гПа.}$$

Полученные результаты испытаний двух опытных образцов датчиков давления позволяет сделать вывод о том, что предельная погрешность при визуальных отсчетах датчиков давления составляет $\pm 0,23$ гПа, что очень близко к заданной ($\pm 0,20$ гПа).

Разработанные в НИИП два опытных образца датчиков давления могут быть использованы не только в качестве рабочих СИ, но и в качестве образцовых СИ давления.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений (комплекс программ) – ОФАП Госкомгидромет. ВЦ ВНИИГМИ-МЦД, 1985, инв. № Ж 051050923.

МЕТОДИКА ПОВЕРКИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ СКОРОСТИ ВЕТРА НА МЕСТЕ ЭКСПЛУАТАЦИИ

При проведении поверки средств измерений (СИ) скорости ветра на месте эксплуатации используется методика, предусматривающая определение зависимости выходной статической градуировочной характеристики от геометрических параметров винта [1, 2]. При этом применяется специальный комплект поверочных приспособлений, обеспечивающий проведение такой поверки путем определения отклонений углов атаки лопастей винта и момента трения на оси вращения винта и флюгарки.

Как показали исследования [3], указанная методика не обеспечивает необходимой точности поверки.

Целью исследований являлось обоснование возможности разработки методики контроля сохранности метрологических характеристик СИ скорости ветра без применения аэродинамической трубы (АТ) на месте эксплуатации путем замены винта на новый, проградуированный в АТ на типовом анемометре. Для обоснования такой методики были проведены экспериментальные работы с 10 винтами в АТ БП ЭПМ ГГО для определения разброса (дисперсии) градуировочных характеристик по всей совокупности винтов, а также определение по этой совокупности винтов крутизны выходных статистических характеристик и их стабильности.

Естественно, что разброс выходных статистических характеристик винтов не должен превышать нормированного предела допускаемой погрешности для СИ скорости ветра, т. е. только в этом случае замена винтов представляется возможной.

Экспериментальные работы проводились следующим образом. Был выбран комплект анеморумбометра М-63М-1 (пульт и преобразователь), причем момент трения на оси вращения винта преобразователя подбирался наименьший. Преобразователь устанавливался в рабочей зоне АТ. Поочередно на ось вращения преобразователя устанавливались все 10 винтов. В АТ задавались следующие значения скорости воздушного потока: 2, 3, 5, 10, 20 и 30 м/с. Снимались синхронные отсчеты по цифровому табло пульта (скорость в м/с) и показания по микроманометру (число делений). На каждой из отметок

Таблица 1

Скорость $v_{AT} \approx 2,0$ м/с										
\bar{v}_{AT}	1,6	1,5	1,9	1,6	1,7	1,7	1,8	2,0	2,0	1,9
$\bar{v}_{ВИНТ}$	0,96	1,5	1,2	1,1	1,5	1,6	1,8	1,8	2,1	2,5
Скорость $v_{AT} \approx 3,0$ м/с										
\bar{v}_{AT}	3,04	3,08	3,04	2,80	2,80	3,00	3,10	3,00	3,10	2,90
$\bar{v}_{ВИНТ}$	2,80	3,50	3,10	3,00	2,90	3,30	3,40	3,20	3,50	3,30
Скорость $v_{AT} \approx 5,0$ м/с										
\bar{v}_{AT}	5,07	5,07	5,10	5,20	5,10	5,20	5,20	5,20	5,10	5,20
$\bar{v}_{ВИНТ}$	5,30	5,40	5,30	5,40	5,40	5,40	5,30	5,60	5,40	5,50
Скорость $v_{AT} \approx 10$ м/с										
\bar{v}_{AT}	10,20	10,20	10,30	10,20	10,20	10,20	10,30	10,30	10,10	10,30
$\bar{v}_{ВИНТ}$	10,20	10,30	10,40	10,30	10,00	10,10	10,40	10,40	10,10	10,30
Скорость $v_{AT} \approx 20$ м/с										
\bar{v}_{AT}	20,00	19,80	20,70	20,50	20,40	20,80	21,00	21,10	20,80	20,30
$\bar{v}_{ВИНТ}$	20,20	20,20	20,70	21,00	20,30	21,20	21,00	21,10	21,10	20,40
Скорость $v_{AT} \approx 30$ м/с										
\bar{v}_{AT}	25,00	29,80	29,90	30,30	30,60	30,10	30,40	30,50	30,50	30,20
$\bar{v}_{ВИНТ}$	25,70	30,20	30,10	30,10	29,90	30,70	30,00	30,70	30,30	29,90

диапазона скоростей делалась пятиминутная выдержка для того, чтобы исследуемый винт принял заданную скорость потока. В показания скорости, измеренной по АТ, вводился поправочный коэффициент, учитывающий зависимость плотности воздуха от температуры и давления, а также градуировочный коэффициент коллекторных отверстий сопла трубы. На каждой из устанавливаемых отметок диапазона скоростей фиксировалось по три отсчета по пульту и по АТ (микроманометру), а для дальнейшей обработки брались средние значения скоростей \bar{v}_{AT} и $\bar{v}_{ВИНТ}$. Статистическая выборка составила 180 измерений. За образцовое СИ при сличениях принималась АТ, в частности, значения скоростей v_{AT} , полученные и измеренные в ней. Результаты измерений представлены в табл. 1.

Обработка результатов эксперимента

Предварительно по данным табл. 1 были рассчитаны разности $\Delta v = v_{AT} - \bar{v}_{ВИНТ}$ (м/с) по 6 отметкам диапазона и по 10 винтам, которые представлены в табл. 2.

Далее в табл. 3 приведены значения $\Delta_{д.изм} = \pm(0,5 + 0,05 v_{изм})$ м/с,

Таблица 2

v_{AT}	Номер винта									
	35	171	1	2	3	4	5	6	7	8
2	0,64	0,00	0,70	0,80	0,10	0,10	0,10	0,00	0,10	0,50
3	0,24	0,42	0,06	0,20	0,10	0,30	0,30	0,20	0,40	0,40
5	0,23	0,33	0,20	0,20	0,30	0,20	0,10	0,40	0,30	0,30
10	0,00	0,10	0,10	0,10	0,20	0,10	0,10	0,10	0,00	0,00
20	0,17	0,40	0,00	0,50	0,10	0,40	0,00	1,00	0,30	0,10
30	0,70	0,40	0,20	0,20	0,40	0,10	0,10	0,30	0,20	0,30

Таблица 3

v_{AT}	Номер винта									
	35	171	1	2	3	4	5	6	7	8
2	0,55	0,58	0,56	0,56	0,58	0,58	0,59	0,59	0,61	0,63
3	0,64	0,68	0,66	0,65	0,65	0,67	0,67	0,66	0,68	0,67
5	0,78	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77	0,78	0,77	0,78
10	1,01	1,02	1,02	1,02	1,00	1,01	1,02	1,02	1,00	1,02
20	1,51	1,51	1,54	1,55	1,52	1,56	1,55	1,56	1,56	1,52
30	1,79	2,01	2,01	2,01	2,00	2,04	2,00	2,04	2,02	2,00

Таблица 4

$f(\Delta v)$	0,304	0,262	0,256	0,080	0,297	0,290
σ^2	0,101	0,016	0,007	0,004	0,092	0,032
.....	0,317	0,125	0,086	0,063	0,303	0,179
AT	2	3	5	10	20	30

де вместо $v_{изм}$ подставлялись значения скорости потока, измеренные винтами $v_{винт}$ (по данным табл. 1), т. е. было определено, превышают ли полученные значения нормированное значение погрешности $\Delta_{дн}$.

Затем на ЭВМ были рассчитаны математическое ожидание $M(\Delta v)$, дисперсия S^2 и среднее квадратическое отклонение σ по 10 винтам на 6 отметках диапазона. Для расчета статистических характеристик обрабатывался массив данных Δv из табл. 2. Результаты расчета приведены в табл. 4.

Анализ полученных результатов и выводы

При анализе полученных экспериментальных данных наиболее интересны три основных момента. 1. Укладываются ли значения Δv в область нормированной погрешности $\Delta_{дн} \leq \pm (0,5 + 0,05 v_{изм})$ м/с. 2. Как изменяется от точки к точке исследованного диапазона значение Δv дисперсия S^2 и СКО (σ) в сумме по 10 винтам на 6 отметках (точках) диапазона и суммарная погрешность по всем винтам и по всем отметкам диапазона; не превышает ли эта суммарная погрешность нормированного значения $\Delta_{дн}$. 3. Какова крутизна характеристик винтов α , так как характер изменения α позволяет нам судить о линейности выходной статической характеристики и семейства выходных статических характеристик по 10 винтам на 6 отметках диапазона и значение σ_α о ее стабильности.

Как отмечалось выше, для данного типа винтовых СИ скорости ветра (анеморумбометры М-63М-1, М-63М, ИПВ АМС типа М-106М КРАМС) значение предела допускаемой погрешности нормировано выражением: $\Delta_{дн} = \pm (0,5 + 0,05 v_{изм})$ м/с. Смена винтов при периодической поверке допустима лишь в том случае, когда выполняется условие:

$$\Delta v \leq \pm \Delta_{дн}. \quad (1)$$

Сравнение значений Δv с рассчитанными значениями (см. табл. 2 и 3) показывает, что в подавляющем большинстве случаев выполняется условие (1). Для наглядности на рис. 1 представлена зона нормированной погрешности $\Delta_{дн}$ для винтовых СИ (зона АВСД) и зона вариаций значений Δv . Анализируя график на рис. 1, можно сказать, что зона вариаций Δv намного меньше зоны нормированной погрешности $\Delta_{дн}$ начиная со скоростей воздушного потока ~ 2 м/с, а также выше по точности относительно зоны $\Delta_{дн}$ в 1,5 - 2 раза. Естественно, что $\Delta_{д(винт)} < \Delta_{дн}$.

Анализ результатов расчета, приведенных в табл. 4, показывает, что СКО (σ) градуировки винтов не превышает 0,32 м/с в исследуемом диапазоне скоростей воздушного потока. Математическое ожидание СКО для любой исследуемой отметки диапазона укладывается в нормированную область, т. е.:

$$\left. \begin{aligned} M[\Delta v] &\leq \pm \Delta_{дн} \\ \sigma_{\Delta v} &\leq \pm \Delta_{дн} \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

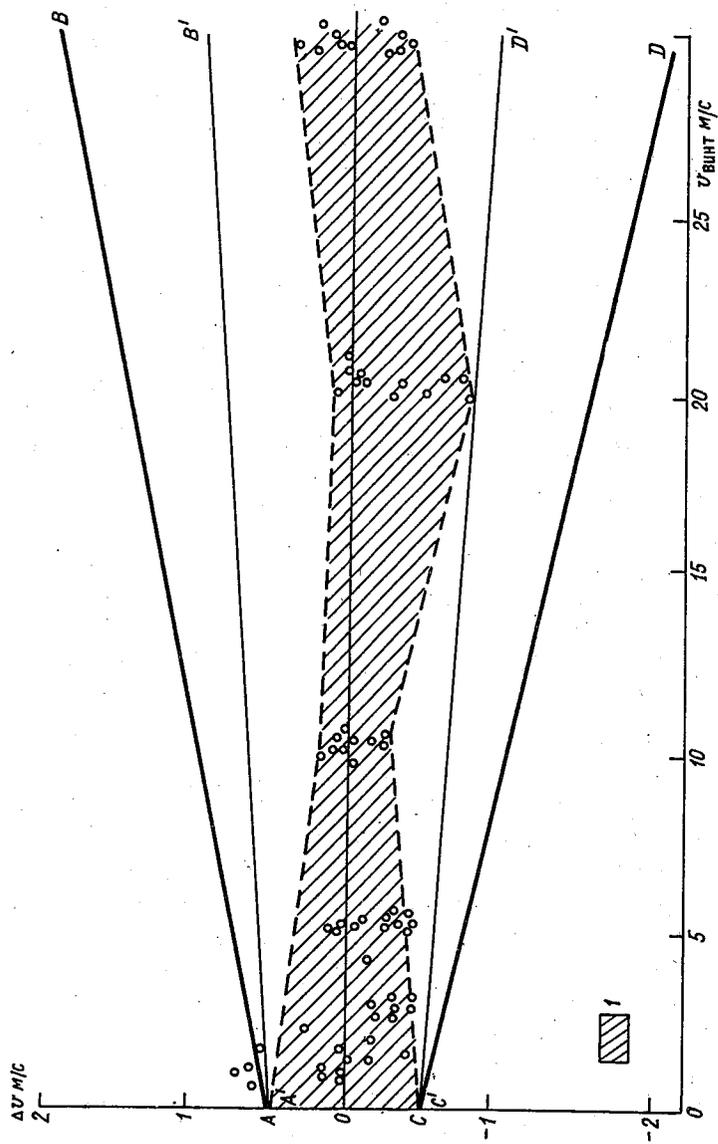


Рис. 1. Измерение погрешности анеморумбометров М-63М по диапазону измерений.

$\Delta_n = \pm (0,5 + 0,05 U_{\text{изм}}) \text{ м/с}$ ($U_{\text{изм}} = 1, 5, 10, 15, 20, 25, 28, 30 \text{ м/с}$). Заштрихована зона вариации погрешности Δ_n .

Таблица 5

v_{AT}	Номер винта									
	35	171	1	2	3	4	5	6	7	8
2	0,60	0,00	0,63	0,57	0,94	0,90	1,06	1,00	1,05	1,25
3	0,92	1,14	1,02	1,07	1,04	1,10	1,10	1,07	1,13	1,14
5	1,05	1,07	1,04	1,04	1,06	1,04	1,02	1,08	1,06	1,06
10	1,00	1,01	1,01	1,01	0,98	0,99	1,01	1,01	1,00	1,00
20	1,01	1,02	1,00	1,02	0,99	1,02	1,00	1,05	1,01	1,00
30	1,03	1,01	1,01	1,01	0,99	1,00	1,00	1,01	0,99	0,99

Таблица 6

Погреш- ность	Номер винта									
	35	171	1	2	3	4	5	6	7	8
α_{cp}	0,940	0,880	0,950	0,950	1,000	1,010	1,030	1,040	1,040	1,070
$\sigma_{\alpha_{cp}}$	0,070	0,075	0,065	0,075	0,018	0,027	0,016	0,015	0,019	0,042

Рассмотрим далее крутизну выходных статических характеристик винтов α и проанализируем их изменчивость. Крутизну α рассчитаем, используя данные табл. 1, по формуле:

$$\alpha = \frac{v_{винт}}{v_{AT}} \quad (3)$$

В табл. 5 представлены результаты расчета α по [3], а в табл. 6 результаты расчета α_{cp} и $\sigma_{\alpha_{cp}}$. Проанализируем полученные данные. Как видно из таблиц, в подавляющем большинстве случаев выходная статическая характеристика винтов представляет собой линейную зависимость и аппроксимируется прямой линией, так как крутизна α практически постоянна в измеряемом диапазоне скоростей.

Однако следует отметить, что в диапазоне малых скоростей для ряда винтов (35, 171, 1 и 2) наблюдается некоторая нелинейность выходной статической характеристики. Расчет средней квадратической погрешности $\sigma_{\alpha_{cp}}$ крутизны α по каждому из 10 винтов по 6 отметкам диапазона скоростей воздушного потока (см. табл. 6) показал, что значения $\sigma_{\alpha_{cp}}$ одного порядка и в среднем не превышают 0,1 м/с, что указывает на хорошую стабильность конструктивных параметров винтов.

Таблица 7

v_{AT}	2	3	5	10	20	30
α_{cp}	0,80	1,07	1,050	1,002	1,010	1,004
$\sigma_{\alpha_{cp}}$	0,11	0,02	0,006	0,003	0,005	0,004

Аналогично были рассчитаны значения α_{cp} и $\sigma_{\alpha_{cp}}$ для каждой из 6 скоростей, но по 10 винтам одновременно. Данные расчета представлены в табл. 7.

Анализ полученных данных подтверждает, что крутизна α семейства выходных статистических характеристик по 10 винтам также имеет незначительный разброс.

Здесь следует отметить, что отклонение от линейности выходных статистических характеристик, а также некоторый разброс $\sigma_{\alpha_{cp}}$ и крутизны α в диапазоне малых скоростей (до 3 м/с) можно объяснить тем, что в этом диапазоне в качестве измерителя скорости использовался микроманометр ММН-240, который в этом диапазоне имеет довольно значительную погрешность при измерении скорости воздушного потока, а также несколько отличными аэродинамическими моментами, функционально связанными с моментами трения на оси винта в этом диапазоне скоростей.

Ранее были проанализированы вопросы обоснования замены винтов при проверке СИ скорости ветра на месте эксплуатации в том случае, когда винты предварительно градуируются в АТ по значению скорости воздушного потока. Возможен второй вариант проверки, при котором предварительно в АТ осуществляется градуировка по числу оборотов оси вращения винта N , т. е. на каждый винт дается градуировочная характеристика вида $v = F(N)$. Для технической реализации этого варианта проверки изготавливается специальное устройство для задания числа оборотов, которое подключается к оси вращения винта. На выходе такого устройства формируются строго фиксированные значения числа оборотов N_1, N_2, \dots, N_n (достаточно 3–4 значений, охватывающих диапазон измерения скорости ветра поверяемого СИ). Типовой график такой градуировки приведен на рис. 2. Такое устройство должно быть аттестовано в установленном порядке и иметь свидетельство об аттестации (или поверочное свидетельство). Порядок проведения проверки в этом случае будет следующим:

- 1) с поверяемого СИ скорости ветра снимается старый винт;
- 2) к оси вращения винта подключается устройство для задания

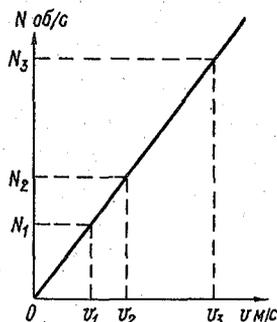


Рис. 2.

числа оборотов, например, с тремя фиксированными значениями N_1 , N_2 , N_3 ;

3) по графику градуировки нового (резервного) винта находят значения скоростей v_1 , v_2 и v_3 (см. рис. 2), соответствующие N_1 , N_2 и N_3 ;

4) поочередно задают оси вращения поверяемого СИ (винта) числа оборотов N_1 , N_2 и N_3 и отсчитывают по пульту значения скоростей v'_1 , v'_2 и v'_3 ;

5) определяют расхождения (поправки) по шкале СИ и градуировочному графику винта:

$$\Delta v_1 = v_1 - v'_1,$$

$$\Delta v_2 = v_2 - v'_2,$$

$$\Delta v_3 = v_3 - v'_3.$$

(4)

Если расхождения Δv в каждой из точек поверки не превышают $\Delta_{\text{дн}}$ т. е. выполняется условие (1), то СИ считается пригодным к дальнейшей эксплуатации, но уже с новым (резервным) винтом. В случае, когда условие (1) не выполняется, строится график поправок, который прилагается к поверочному свидетельству на СИ. Абсолютная величина поправки $|\Delta v|$ не должна превышать половины величины $\Delta_{\text{дн}}$:

$$|\Delta v| < \frac{1}{2} \Delta_{\text{дн}}. \quad (5)$$

Как было отмечено выше, для ряда винтов (35, 1, 2) в диапазоне малых скоростей (до 3 м/с) величина Δv превысила допустимое значение, т. е. не выполняется условие (1). Определим, выполняется ли условие (5) для этих точек диапазона. Расчет по (5) показывает, что величины $|\Delta v|$ не превышают установленного значения.

На основании проведенных исследований можно сформулировать следующие выводы:

1. Данные эксперимента с винтами и анализ полученных результатов показывают возможность смены винтов при поверке на месте эксплуатации СИ скорости ветра.

2. Кроме смены винта, сохраняется операция поверки по определению момента трения на оси вращения винта.

3. Для технической реализации варианта поверки по числу оборотов необходимо серийное изготовление раскручивающих устройств.

4. Предложенные методы поверки могут быть распространены и на СИ скорости ветра М-47, ДМК, М-49.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Зайдель А. Н. Погрешности измерений физических величин. — Л.: Наука, 1985. — 112 с.

2. Сушинский Б. Л., Фатеев Н. П. Исследования по обоснованию методики контроля градуировочных характеристик измерительных преобразователей параметров ветра типа М-63М-1 в условиях эксплуатации // Тр. ГГО. 1977. вып. 392. С. 58–71.

3. Расчет оптимального отклонения угла атаки винтов анемометров для оценки сохранности их градуировочных характеристик / Роголев Ю. В., Фатеев Н. П., Окоренков В. Ю., Никишков П. Я. // Тр. ГГО. 1983. Вып. 491. С. 52–57.

4. Шестопапов Л. А., Кранцберг А. С. Унифицированный датчик ветра // Тр. НИИ ГМП. 1972. Вып. 26. С. 3–12.

СИСТЕМА МОДЕЛИРОВАНИЯ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ПАРКА МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ УТМ

Важнейшей задачей метеорологического обеспечения народного хозяйства является достижение и поддержание высокой метрологической надежности разрабатываемых и применяемых средств измерений (СИ), от которой в конечном итоге зависит и качество выпускаемой с их использованием продукции.

В связи с этим возникает необходимость решения специального класса многокритериальных стохастических задач оптимального управления процессом эксплуатации парка СИ, используемого для получения необходимой информации. Ввиду сложности указанного класса задач пока их решение не доведено до уровня универсальных программных разработок.

Описываемая в данной работе система моделирования функционирования парка СИ (*SIMENS-F*) построена на базе разработанного комплекса программ [4] и является дальнейшим развитием системы *NUPOM*, входящей в указанный комплекс. Система включает в себя 17 программ и подпрограмм, написанных на языке ФОРТРАН-IV.

Система моделирования функционирования парка СИ *SIMENS-F* предназначена для численного моделирования процесса функционирования парка СИ; прогнозирования целевых функций готовности, неготовности, метрологического и технического обслуживания парка СИ; оптимизации параметров процесса эксплуатации СИ; обеспечивающих заданный уровень надежности парка СИ.

Для решения многопараметрической задачи анализа качества функционирования парка восстанавливаемых (невосстанавливаемых) СИ использован известный метод моделирования [1], реализованный в комплексе программ [4]. Математическая постановка данной задачи представляется в следующем виде:

Пусть задана σ -алгебра F непересекающихся подпространств состояний (S) СИ, взаимообусловленные переходы которых образуют вектор состояний реально эксплуатируемого СИ. Качество функционирования парка СИ можно характеризовать функциями вида:

$$\alpha_s(t) = \frac{n_s(t, \bar{S}, \bar{x}, \alpha, \beta, \gamma_1, \dots, \gamma_{18})}{N(t)},$$

$$\bar{S} \in \Omega_S$$

$$\bar{x} \in \Omega_x$$
(1)

где n_S – количество СИ, находящихся в момент времени t в состоянии S ; t – время; S – текущее состояние СИ; \bar{x} – вектор средних значений математических ожиданий межповерочных интервалов (МПИ); α – вероятность брака поверки I рода; β – вероятность брака поверки II рода; γ_1 – вероятность неправильного ремонта; $N(t)$ – общее количество СИ, находящихся в эксплуатации в момент времени t ; $\bar{S} = \{R, m, POV, REM, Q\}$ – вектор укрупненных состояний СИ: работоспособности, метрологического отказа, поверки, ремонта, явного отказа; γ_2 – среднее время начала эксплуатации парка СИ; γ_3 – среднее квадратическое отклонение (СКО) от среднего времени начала эксплуатации парка СИ; γ_4 – средний срок функционирования СИ; γ_5 – СКО от среднего срока функционирования СИ; γ_6 – среднее время поверки; γ_7 – СКО от среднего времени поверки; γ_8 – среднее время ремонта; γ_9 – СКО от среднего времени ремонта; γ_{10} – максимальное количество СИ в парке; γ_{11} – начальное количество СИ в парке; γ_{12} – среднее значение МПИ; γ_{13} – СКО от среднего значения МПИ; γ_{14} – среднее значение интервала времени до ремонта; γ_{15} – СКО от среднего значения интервала времени до ремонта; γ_{16} – среднее значение наработки СИ; γ_{17} – СКО от среднего значения наработки СИ; γ_{18} – СКО от математического ожидания МПИ; Ω_S, Ω_x – соответственно пространство состояний парка СИ и пространство межповерочных интервалов парка СИ.

Необходимо при заданных $\alpha, \beta, \gamma_1, \dots, \gamma_{18}$ и \bar{S}, \bar{x} , генерируемых по заданным законам распределения времени нахождения СИ в каждом из укрупненных состояний, дать:

1. Численный прогноз целевых функций качества функционирования парка СИ $\alpha_S(t)$, $\bar{S} = \{R, m, POV, REM, Q\}$, а также их оценок в виде среднего $\bar{\alpha}_S(t)$ и дисперсии $D\bar{\alpha}_S(t)$.

2. По значениям оценок $\bar{\alpha}_S(t)$ при заданных ограничениях $\{\varepsilon_S, S = \{R, m, POV, REM, Q\}\}$ найти оптимальный вектор МПИ \bar{x} , удовлетворяющий системе целевых условий:

$$\bar{\alpha}_S(t) = \begin{cases} \bar{\alpha}_{S=R}(t) \geq \varepsilon_1, \\ \bar{\alpha}_{S=m}(t) < \varepsilon_2, \\ \bar{\alpha}_{S=POV}(t) < \varepsilon_3, \\ \bar{\alpha}_{S=REM}(t) < \varepsilon_4. \end{cases} \quad (2)$$

Из выражения (1) следует, что $\alpha_S = R(t)$ – функция готовности парка СИ, соответствующая отношению числа работоспособных СИ к общему числу СИ в текущий момент времени t [5].

Аналогично $\alpha_S = m(t)$ – функция метрологической неготовности парка СИ; $\alpha_S = Q(t)$ – функция явной (функциональной) негодности парка СИ, $\alpha_S = POV(t)$, $\alpha_S = REM(t)$ – соответственно функции метрологического и технического обслуживания парка СИ.

Решение поставленной задачи сводится к численному моделированию эволюции произвольного и нестационарного по размеру пространства $S \in \Omega$ состояний парка СИ. Вероятностная модель функционирования парка СИ для восстанавливаемых СИ определяется [1] σ -алгеброй F вида:

$$F = \{S_i^N\} = \{R \cup m \cup Q \cup POV \cup REM\}, \quad (3)$$

где $S_i \cap S_j = \emptyset$ для всех $i, j = \overline{1,5}$ при $i \neq j$, и задается на ЭВМ в виде известного [1] ориентированного вероятностного графа, который позволяет воспроизвести эволюцию пространства состояний парка восстанавливаемых СИ с учетом множества параметров, определяемых выражением (1).

Для невозстанавливаемых СИ вероятностная модель функционирования парка СИ в простейшем случае может определяться σ -алгеброй F вида:

$$F = \{S_i^N\} = \{R \cup m \cup Q\}, \quad (4)$$

где $S_i \cap S_j = \emptyset$, для всех $i, j = \overline{1,3}$, при $i \neq j$ и задается на ЭВМ моделированием ориентированного вероятностного графа [1], который позволяет воспроизвести эволюцию пространства состояний парка невозстанавливаемых СИ.

Модели вида (3), (4) являются наиболее распространенными в практике эксплуатации частными случаями более сложных [1] моделей функционирования парка СИ. Однако реализация поставленной выше задачи представляется весьма актуальной даже в рамках простейших моделей (3), (4), так как их „информационное питание“ наиболее доступно потребителю.

Существенное отличие настоящей реализации задачи от уже известной [4] состоит в том, что моделируется нестационарная модель парка СИ, а именно, задаются нестационарные потоки ввода и вывода СИ из эксплуатации, имитирующие динамику количественного изменения во времени парка СИ, которые в рамках данной задачи задают нестационарный процесс изменения размеров моделируемого простра-

ства состояний, что весьма важно для моделирования динамики урмирования и обновления парка СИ.

Система моделирования функционирования парка СИ *SIMENS-F* разработана на основе известных методов: моделирования процессов эксплуатации СИ, Монте-Карло, эволюции пространства состояний [4] и является дальнейшим развитием разработанной системы *NUPOM*. Под-обное изложение используемых методов приведено в работе [3].

Структурная блок-схема системы, отображающая связи между программами, приведена на рисунке. Система состоит из 17 программ и одпрограмм, из которых одна головная и две стандартные (*RANDU* и *AUSS*).

Функциональное назначение программ системы следующее:

1) Головная программа предназначена для управления процессом ешения и функционирования 16 подпрограмм, ввода – вывода зновной части исходных данных и анализа результатов расчетов.

2) Подпрограмма HE200 предназначена для моделирования случай-ого нормально распределенного времени наработки СИ до перехода в остояния.

3) Подпрограмма HE201 предназначена для моделирования случай-ого экспоненциально распределенного времени наработки СИ до остояния явного отказа.

4) Подпрограмма HE202 предназначена для расчета математическо-о ожидания и среднего квадратического отклонения случайных эличин.

5) Подпрограмма HE206 предназначена для моделирования перехо-ов состояний СИ.

6) Подпрограмма HE209 предназначена для фиксирования эволю-ли (последовательности) переходов состояний СИ из текущего под-пространства в любое связанное с ним подпространство.

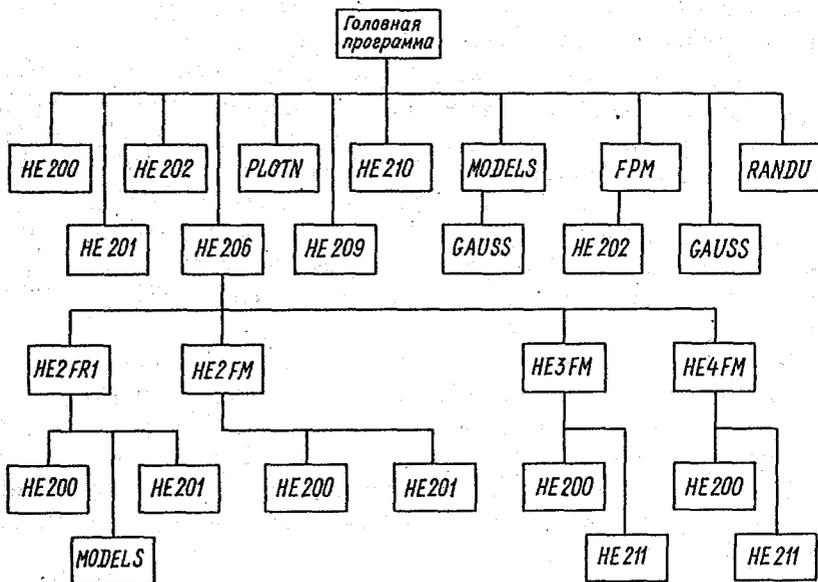
7) Подпрограмма HE210 предназначена для заполнения исходного о пространства состояний парка СИ, определенного заданной σ -алгеброй, писание которой приведено в документе „Описание применения”.

8) Подпрограмма HE211 предназначена для моделирования пра-ильности поверки и ремонта СИ в соответствии с заданными рисками ервого (α) и второго (β) рода.

9) Подпрограмма HE2FRI предназначена для моделирования пере-ода СИ из работоспособного состояния.

10) Подпрограмма HE2FM2 предназначена для моделирования ерехода СИ из состояния метрологического отказа СИ.

11) Подпрограмма HE2FM3 предназначена для моделирования ерехода СИ из состояния поверки.



Структурная блок-схема системы SIMENS-F

12) Подпрограмма HE2FM4 предназначена для моделирования перехода СИ из состояния ремонта.

13) Подпрограмма PLOTN предназначена для построения графиков целевых функций $\alpha_s(t)$, $S = 1, 4$.

14) Подпрограмма FPM предназначена для расчета параметров метрологической надежности парка СИ, используемых в качестве входных данных в подпрограмме MODELS.

15) Подпрограмма MODELS предназначена для моделирования случайного времени наработки СИ до метрологического отказа.

16) Стандартная подпрограмма GAUSS предназначена для моделирования случайного нормально распределенного числа.

17) Стандартная подпрограмма RANDU предназначена для моделирования случайного равномерно распределенного числа ($0 < R < 1$).

Указанная выше система программ сдана в отраслевой фонд алгоритмов и программ (ОФАП) Госкомгидромета, что обеспечивает возможность ее широкого внедрения в научно-исследовательских организациях, решающих задачи исследования и управления надежностью СИ.

Для эксплуатации системы *SIMENS-F* необходимо следующее оборудование:

- 1) процессор серии ЕС;
- 2) 150 кбайт оперативной памяти;
- 3) одно устройство для магнитной ленты (5010 или совместное с ним) для архивных целей;
- 4) операционная система ОСЕС версии 4,1 (или более поздней);
- 5) устройство ввода с перфокарт, устройство печати, дисковая память для размещения операционной системы и т. п.

Систему *SIMENS-F* может обслужить 1 человек (не программист) – сотрудник метрологической службы или лаборатории надежности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Исследование метрологической надежности и обоснование межповерочных интервалов метеорологических средств измерений//ГГО. – 1985. – С. 16. – Реф. дис. Окоренков В. Ю.
2. А. С. 1254500 СССР. Модель узла сети для исследования систем массового обслуживания/В. Ю. Окоренков (СССР). Бюл. № 32//Открытия. Изобретения. 1986. № 12.
3. Окоренков В. Ю. Новый подход к решению многоцелевых задач оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений//Труды ГГО. Л, 1985. Вып. 476. С. 10–24.
4. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений (комплекс программ)//ОФАП Госкомгидромета, ВЦ ВНИИГМИ-МЦД. – М., 1985. инв. № Ж051050923.
5. ГОСТ 18322-78 Система технического обслуживания и ремонта техники. Термины и определения.

**ИССЛЕДОВАНИЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ
И ОБОСНОВАНИЕ МЕЖПОВЕРОЧНЫХ ИНТЕРВАЛОВ
ОБРАЗЦОВЫХ УСТАНОВОК
ДЛЯ ПОВЕРКИ РУЧНЫХ АНЕМОМЕТРОВ**

В настоящее время в системе Госкомгидромета находится в эксплуатации более 2000 установок типа ПО-37 (УПАР-01), которые являются образцовыми средствами измерений (СИ) 3-го разряда и предназначены для поверки ручных анемометров типа МС-13.

До настоящего времени исследования метрологической надежности указанных СИ не проводились и такие важные характеристики надежности как наработка до метрологического и явного отказов функции изменения во времени их погрешности, вероятность безотказной работы при эксплуатации неизвестны. Комплекс требований к надежности установок ПО-37, указанный в их нормативной и справочной документации, не позволяет в настоящее время оценивать и прогнозировать вероятность их работоспособного состояния при эксплуатации, а следовательно, и не позволяет устанавливать оптимальные межповерочные интервалы (МПИ).

Вопросы исследования метрологической надежности и обоснования МПИ для большинства метеорологических СИ изложены в работах Н. П. Фатеева и В. Ю. Окоренкова [1-6]. В настоящей работе сделана попытка использования одновременно регрессионного и гармонического анализов для исследования надежности и обоснования МПИ.

Для исследования надежности и обоснования оптимальных МПИ сети Госкомгидромета были собраны статистические данные о градуировке 87 установок типа ПО-37 за период их эксплуатации с 1954 по 1984г. По получении данных с помощью комплекса программ [5] для исследования метрологической надежности были изучены временные ряды оценок статистической и случайной составляющих погрешности за 19-летний период непрерывной эксплуатации установок.

Анализ временных рядов систематической $\Delta_S(t)$ и случайной $\sigma_c(t)$ погрешностей установок осуществляется с помощью методов теории случайных процессов. Регрессионный анализ и расчет моделей функций дрейфа систематической ($m(t)$) и случайной ($\sigma(t)$) погрешностей осуществлялся программным модулем *DREIF* комплекса программ [5]. Гармонический анализ временных рядов осуществлялся программой *SPEKTR*. Численные схемы, реализующие указанные выше методы

изложены в работах [1, 5]. Вычисления производились в следующем порядке: расчет методом наименьших квадратов (МНК) полиномиальных моделей функций дрейфа, оценка их коэффициентов в виде дисперсии и СКО, а также периодограммы, спектра, корреляционной функции. Периодограмма ($H(\omega)$) рассчитывалась по схеме быстрого преобразования Фурье, а спектр оценивался сглаживанием периодограммы при помощи регрессионных фильтров.

Параметры фильтра: порядок – 3, ширина 6 точек. Значения периодограмм и спектров определялись в процентах от дисперсии анализируемого временного ряда. Оценка точности проводилась путем нахождения отклонений спектра от соответствующих периодограмм. Сумма таких отклонений дает приближенно оценку дисперсии периодограммы [4]. Эта дисперсия, умноженная на сумму квадратов весовых коэффициентов фильтра, дает приближенную оценку дисперсии спектра.

Расчеты показали, что модель дрейфа во времени систематической погрешности установки имеет вид:

$$m(t) = 0,33 - 0,16t + 0,05t^2 - 0,001t^3, \quad (1)$$

где t – время эксплуатации, годы; $m(t)$ – математическое ожидание систематической погрешности (по абсолютной величине), м/с.

Модель дрейфа случайной погрешности установки во времени имеет вид:

$$\sigma(t) = 0,06 + 0,005t. \quad (2)$$

Оценки периодограмм, спектров, корреляционной функции дрейфа систематической и случайной погрешностей установки ПО-37 приведены в таблице.

Стандарт (σ) периодограммы для дрейфа систематической погрешности составляет 12,90 %, для дрейфа случайной погрешности – 12,85 % соответствующие оценки стандартов спектра равны 7,45 % и 7,42 %.

Результаты анализа (таблица, модели (1), (2)) наглядно показывают наличие сильного тренда у систематической погрешности. Оценки корреляционных функций K_τ достигают нулевого значения для дрейфа систематической погрешности на пятый год и для оценки случайной погрешности на второй год эксплуатации, что позволяет сделать вывод о возможности прогнозирования только систематической погрешности на указанный выше период.

Оценки периодограммы дрейфа систематической погрешности показывают, что мощное колебание погрешности, значительно превышающее соответствующие стандартные отклонения (12,90 %), соответст-

Таблица

Частота, 1/год	Период, год	Систематическая погрешность, м/с			Случайная погрешность, м/с		
		Периодо- грамма, %	Спектр, %	Корреляцион- ная функция	Периодо- грамма, %	Спектр, %	Корреляцион- ная функция
0,0	0,0	0,0	1,26	1,00	0,0	12,73	1,00
0,33	19,0	9,82	13,40	0,63	43,27	20,68	0,35
0,66	9,50	6,89	20,15	0,16	5,26	13,25	0,09
0,99	6,33	57,25*	23,60	0,41	4,06	11,77	0,17
1,32	4,75	3,86	19,12	0,13	15,86	6,62	0,05
1,65	3,80	5,53	11,54	0,0	1,84	11,31	0,01
1,98	3,17	3,88	1,39	-0,13	21,64*	9,67	0,01
2,31	2,71	3,21	2,89	-0,08	0,79	6,06	0,08
2,65	3,38	0,96	4,46	0,0	2,16	5,85	0,0
2,98	2,11	8,59	5,11	-0,11	5,12	2,07	-0,04

вует колебанию с периодом 6,33 года. Доля этого колебания составляет 57,25 % от общего вклада. Оценка спектра, соответствующая указанному колебанию (23,60 %), также значима (стандарт 7,45 %), а следовательно, целесообразно „погасить” проведением новой градуировки именно это колебание систематической погрешности.

Анализ периодограммы дрейфа случайной погрешности показывает, что наиболее мощное колебание погрешности, значительно превышающее стандарт (12,85 %), соответствует колебанию с периодом 3,17 года. Доля вклада этого колебания достигает 21,64 %. Таким образом, если погасить при проверке указанные выше два наиболее мощных колебания систематической и случайной погрешностей, то ее эффективность будет максимальна, так как проведение повторной градуировки установок автоматически корректирует дрейф систематической погрешности. Следовательно, оптимальным МПИ будет интервал, равный полупериоду наиболее мощного колебания систематической погрешности (3,0 года), который одновременно будет покрывать и период наиболее мощного колебания случайной погрешности.

Кроме того, из анализа корреляционной функции дрейфа систематической погрешности градуировки, ее значения существенно положительны при сдвигах на три года, следовательно, экстраполяция градуировочных кривых установок возможна именно на указанный период, который и соответствует установленному выше значению оптимального МПИ. Оценим погрешность градуировки, которая будет наблюдаться после истечения МПИ из модели (1):

$$m(t = 3,0) = 0,33 - 0,16 \cdot 3 + 0,05 \cdot 9 - 0,001 \cdot 27 = 0,27 \text{ м/с.}$$

По полученному значению с учетом модели (2) оценим верхнюю (95 %) квантиль основной погрешности по известной [5] формуле:

$$\Delta_{0,95}(t=3,0) = m(t) + 1,6 \cdot \sigma(t) = 0,27 + 1,6 \cdot 0,075 = 0,39 \text{ м/с.}$$

Полученное значение $\Delta_{0,95}(t)$ не превышает установленного допуска на погрешность установки ПО-37, следовательно, расчетное значение МПИ достоверно:

$$\Delta_{0,95}(t) \leq \pm(0,2 + 0,04V) \text{ м/с,} \quad (4)$$

где $V = 10 \text{ м/с}$ – середина диапазона измерения, для которой формировались ряды $\Delta_S(t)$, $\sigma_c(t)$.

Таким образом, предложенный подход к исследованию метрологической надежности и обоснованию МПИ на основе сочетания регрессионного и гармонического анализов дрейфа во времени систематической и случайной погрешностей градуировки установок ПО-37 позволил получить достоверную оценку оптимального МПИ. Анализ показал, что наиболее частая поверка менее эффективна. Она будет фильтровать в этом случае лишь случайные погрешности установки, так как систематическая погрешность будет еще мала на их фоне. Следовательно, нет целесообразности повторных градуировок при МПИ меньше 3,0 лет. Экстраполяция значений погрешности по полученным моделям дрейфа (1), (2) подтвердила достоверность оценки оптимального МПИ. Использование моделей (1), (2), (3) позволило с доверительной вероятностью $P = 0,95$ оценить и нижнюю границу наработки до метрологического отказа ($T_H = 3,20$ года), которая также показывает достоверность расчетного значения оптимального МПИ и возможность реализации его на практике в течение ± 2 мес (0,2 года).

Анализируя полученные характеристики метрологической надежности установки ПО-37 (модели вида (1), (2), таблица), можно рекомендовать расширить существующий МПИ (2 года) до 3 лет, что обеспечит с вероятностью $P = 0,95$ нижнюю границу наработки до метрологического отказа $T_H = 3,20$ года. Внедрение оптимального МПИ позволит получать экономический эффект не менее 30 тыс. руб. в год.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Исследование метрологической надежности и обеспечение межповторных интервалов метеорологических средств измерений // ГГО. – 1985. – С. 16. Реф. дис. Окоренков В. Ю.

2. Окоренков В. Ю. Исследование по обоснованию межповерочных интервалов метеорологических приборов//Труды ГГО. 1981. Вып. 452. С. 72–98.

3. Окоренков В. Ю., Фатеев Н. П. Оптимальные стратегии управления метрологической надежностью метеорологических средств измерений и их практическое применение//Труды ГГО. 1982. Вып. 465. С. 3–12.

4. Окоренков В. Ю. Статистическое моделирование процесса эксплуатации средств измерений//Труды ГГО. 1982. Вып. 465. — С. 107–119.

5. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений (комплекс программ)//ОФАП Госкомгидромета ВЦ ВНИИГМИ-МЦД. М. 1985. Инв. № Ж051050923.

6. Фатеев Н. П. Передача размеров единиц физических величин и научно-технические мероприятия по разработке и внедрению локальных поверочных схем гидрометслужбы для метеорологических измерений//Тр. ГГО. 1978. Вып. 414. С. 9–19.

УСТРОЙСТВО ДЛЯ ПОВЕРКИ АНЕМОМЕТРОВ

Основной метрологического обеспечения измерителей скорости воздушного потока, в частности, анемометров, является поверка в аэродинамических трубах АТ [1]. Аналогичный прием применяется и при контроле метрологических характеристик первичных измерительных преобразователей скорости ветра различных метеорологических информационно-измерительных систем, например, аэродромных типа КРАМС [2].

Для осуществления поверки в АТ требуется полный демонтаж измерителя скорости ветра, его транспортирование с места эксплуатации и сборка возле трубы; причем уже после поверки все эти трудоемкие операции повторяют в обратном порядке. В настоящее время метрологи ГГО работают над проблемой применения поэлементной поверки таких измерителей, которая в принципе позволяет преодолеть недостатки существующего подхода.

Отмеченные недостатки вполне устранимы организационно-методическими мероприятиями: в частности, дооснащением АТ электронно-оптическим тахометром и включением в состав нормативно-технических показателей каждого измерителя дополнительной характеристики – зависимости скорости вращения приемного элемента от скорости воздушного потока.

В практике измерений параметров ветра известны случаи использования такой характеристики. Так, в техническом описании и инструкции по эксплуатации финской судовой станции MIDAS-321, которой оснащены ряд научно-исследовательских судов Госкомгидромета, приведена функциональная зависимость следующего вида: $V_c = 1,402\omega + 0,232$, где V_c – скорость воздушного потока, набегающего на приемный элемент ветроизмерительного канала, выраженная в метрах в секунду; ω – число оборотов приемного элемента в течение секунды. Согласно этой зависимости скорости потока 75 м/с соответствуют примерно 53 оборота оси приемного элемента, а скорости 0,5 м/с значение $\omega = 0,2$ оборота в секунду.

В качестве электронно-оптического тахометра для АТ может быть рекомендована установка, представленная на рис. 1, где 1 – вращаю-

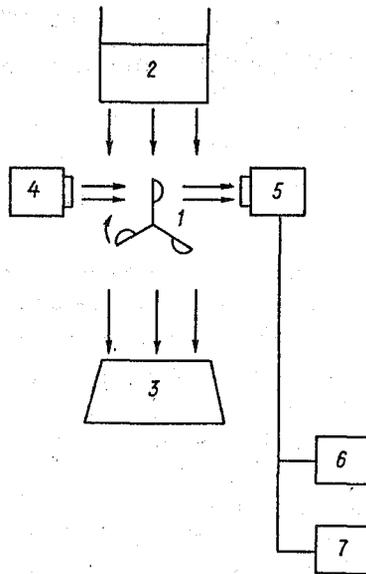


Рис. 1. Схема размещения приемного элемента измерителя параметров ветра и блоков оптико-электродного тахометра в аэродинамической трубе.

щийся приемный элемент измерителя скорости ветра, 2 – выходное сопло АТ, 3 – диффузор АТ, 4 – источник света тахометра, 5 – воспринимающий фотоблок тахометра, 6 – осциллограф, 7 – частотомер. Приемный элемент измерителя 1 вращается под действием воздушного потока АТ, выходящего из сопла 2 и рассеиваемого диффузором 3. При вращении приемный элемент 1 периодически прерывает световой поток, идущий от источника 4 в фотоблок 5. Качество и характер сигнала, поступающего от фотоблока 5, контролируется с помощью осциллографа 6, а количество таких сигналов за 1 или 10 с подсчитывается по частотомеру 7.

Источником света может служить обычная лампа накаливания мощностью 60–100 Вт, питаемая от сети переменного тока. Для уверенной работы в помещениях АТ, где имеются и другие источники света, желательно сформировать от источника параллельный или слаборасходящийся пучок света. Для этого разумно использовать лампу-фару от нефелометрической установки обратного рассеяния М-71 или

сходное устройство. Пригодны также для формирования пучка оптические устройства типа проекторов диапозитивов.

Рекомендуемая схема фотоблока 5 представлена на рис. 2.

Фотоблок состоит из собственно приемника светового излучения, промежуточного усилителя, устройства формирования прямоугольных импульсов, выходного каскада, а также устройства сигнализации и защиты. Питание фотоблока осуществляется от биполярного источника напряжения ± 6 В. Приемник светового излучения представляет собой фотодиод (У1) ФД-3 и двухкаскадный усилитель, выполненный на транзисторах (У2, У3) КТ368А. Нагрузкой фотодиода служит резистор (Р1). Усилитель охвачен петлей отрицательной обратной связи (ООС), глубина которой определяется величиной сопротивления резистора (Р3). Введение ООС повышает устойчивость усилителя фотоприемника и улучшает его амплитудно-частотную характеристику. Разделительные конденсаторы (С1) и (С2) выбраны большой емкости для уменьшения нижней частоты полосы пропускания.

Промежуточный усилитель собран на быстродействующем операционном усилителе (А1) КР544УД2А и имеет коэффициент усиления 10, который определяется отношением сопротивлений резисторов (Р5) и (Р6). Этот коэффициент усиления достаточен для обеспечения нормальной работы устройства формирования прямоугольных импульсов.

Устройство формирования прямоугольных импульсов представляет собой триггер Шмитта, который является двухкаскадным усилителем с нелинейной положительной обратной связью (ПОС). Триггер Шмитта выполнен на транзисторах (У4) и (У5) КТ368А.

Выходной каскад фотоблока — эмиттерный повторитель (У6), выполненный на транзисторе КТ368А, служит для согласования фотоблока со средством измерения, например, электронно-счетным частотомером ЧЗ-54.

Триггер Шмитта и выходной каскад охвачены ООС, глубина которой определяется емкостью конденсатора (С3), подбираемого при регулировке. Введение ООС повышает устойчивость этих двух каскадов.

Устройство сигнализации служит для наглядности при включении фотоблока в работу и указывает на присутствие обоих напряжений питания. Оно выполнено на светодиодах (У7) и (У8) с токоограничивающими резисторами (Р12) и (Р13). Устройство защиты фотоблока представляет собой два диода (У9) и (У10), включенных по питанию в прямом направлении в каждом плече. Устройство защиты исключает возможность выхода из строя фотоблока при случайном изменении полярности напряжений питания.

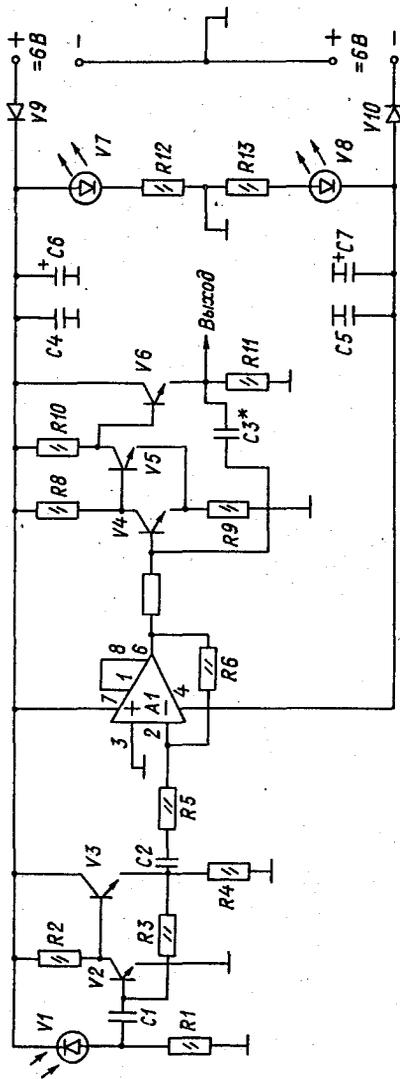


Рис. 2. Принципиальная схема фотоблока электронно-оптического фотометра.

Конденсаторы (С4) – (С7) – блокировочные по питанию. Причем, конденсатор (С4) располагается в непосредственной близости от входного светодиода (У1).

Экспериментальные исследования макета показали, что фотоблок, построенный по описанной схеме, нормально работает со световыми импульсами, создающими освещенность приемного окна фотодиода (У1) в 25 лк. В случае избыточности в освещенности, когда лампа накаливания располагается на расстоянии в 100 Вт около 0,5 м и уровень освещенности приемного окна превышает 500 лк, фотоблок начинает ложно подрабатывать от переменной составляющей светового потока. Эта составляющая возникает из-за питания лампы накаливания от сети переменного тока и поэтому частота ложных сигналов составляет 100 Гц.

Нормальная работа фотоблока и всего оптико-электронного тахометра может быть обеспечена лампой накаливания 100 Вт на расстоянии 2–2,5 м, что вполне достаточно для реализации схемы на рис. 1.

Оснащение аэродинамических труб Госкомгидромета описанными электронно-оптическими тахометрами позволяет метрологической службе реализовать поэлементную поверку измерителей скорости ветра, при которой Бюро поверки контролирует в АТ аэродинамические свойства и работу механического узла измерителей. Функционирование и метрологические характеристики остального канала измерений проверяются на месте эксплуатации. Для этого поверенный аэромеханический узел первичного преобразователя подключается к остальному каналу и приводится во вращение с известной скоростью с помощью электромеханического привода. Причем, контроль за задаваемой скоростью вращения входной оси приемного элемента может быть осуществлен посредством все того же электронно-оптического фотометра.

Таким образом, предложенные мероприятия позволяют избежать трудозатрат по демонтажу и монтажу измерителей скорости ветра при поверке, а также освободить рабочие помещения АТ от поверочного оборудования с низким коэффициентом использования.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Фатеев Н. П., Рогалев Ю. В., Кожевников Б. Л. Состояние измерений параметров ветра и анализ их метрологического обеспечения//Труды ГГО. 1982. вып. 465. С. 25–36.

2. Кожевников Б. Л., Фатеев Н. П., Фомин В. Ф. Контроль метрологических средств измерений, применяемых в аэропортах//Тр. ГГО. 1985. вып. 476. С. 103–104.

СПОСОБ АТТЕСТАЦИИ НЕЙТРАЛЬНЫХ СВЕТОФИЛЬТРОВ ДЛЯ ПОВЕРКИ ИЗМЕРИТЕЛЕЙ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ ДАЛЬНОСТИ ВИДИМОСТИ

Широкое внедрение на сети АМЦ и АМСГ фотометров типа РДВ и ФИ-1, предназначенных для измерения и регистрации метеорологической дальности видимости, и повышение требований к надежности этих измерений привели к необходимости контроля и оценки метрологических характеристик приборов на месте эксплуатации.

В соответствии с Методическими указаниями по поверке фотометров РДВ и ФИ-1 [3, 4], для определения их основной погрешности применяется набор нейтральных светофильтров, изготовленных из стекол марки НС-6, НС-7, НС-8, НС-9 толщиной от 1,5 до 3 мм с коэффициентами пропускания, близкими к значениям 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5; 0,6; 0,7. Нейтральные светофильтры представляют собой стеклянные пластинки, имеющие слабую селективность в видимой области спектра от 400 до 700 нм.

По техническим условиям фотометры типа РДВ и ФИ-1 имеют предел допускаемой основной погрешности, не превышающий $\pm 0,02$. Для определения основной погрешности фотометров необходимы аттестованные по общему коэффициенту пропускания нейтральные светофильтры с абсолютной погрешностью не более $\pm 0,007$.

Известен способ определения коэффициента пропускания нейтральных светофильтров с применением фотометрической скамьи ФС-М длиной 3000 мм с ценой деления 1 мм, основанный на нулевом фотометрическом методе [2]. Определение коэффициента пропускания проводят в следующем порядке. Каретку с фотоприемником устанавливают на отметке 3000 мм и проводят отсчет величины фототока по гальванометру. Затем в гнездо держателя перед фотоприемником устанавливают нейтральный светофильтр. Передвигая каретку с фотоэлементом и закрепленным на ней светофильтром по направлению к источнику света и увеличивая тем самым освещенность на фотоприемнике, достигают восстановления прежнего отсчета по гальванометру. Коэффициент пропускания нейтрального светофильтра при этом определяется по формуле:

$$\tau = \left(\frac{L}{L_0} \right)^2,$$

где L_0 – расстояние между фотоприемником и телом накала источника света при отсутствии светофильтра; L – расстояние между фотоприемником и телом накала источника света при наличии в гнезде нейтрального светофильтра.

Как показала практика, этот способ определения коэффициента пропускания трудоемок, требует специального помещения, задрапированного черным материалом, очень точной и постоянной юстировки оптической схемы и других средств светозащиты, поскольку попадание отраженного и рассеянного света на фотоприемник значительно искажает результаты измерения.

Другой способ определения коэффициента пропускания [1] состоит в использовании высокоточного спектрофотометра (типа СФ-18, СФ-28) и измерении спектральных коэффициентов пропускания на разных длинах волн видимого диапазона с дальнейшей обработкой результатов на ЭВМ. Абсолютная погрешность этого способа определения коэффициента пропускания составляет $\pm 0,005$. Недостатком являются большие затраты времени и высокая стоимость аппаратуры.

Учитывая необходимость проведения работы по переаттестации нейтральных светофильтров в условиях Бюро поверки УГМ, была разработана методика определения коэффициента пропускания нейтральных светофильтров с использованием серийного недорогого и доступного прибора – колориметра типа КФК-2, используемого в качестве компаратора. При этом за образцовую меру принимается комплект нейтральных светофильтров аттестованных органами Госстандарта с абсолютной погрешностью определения коэффициента пропускания 0,005. Для проведения аттестации необходим цифровой вольтметр с диапазоном 100 мВ и классом не ниже 0,2, например, В7-21, Ц 300. При таком способе погрешность определения коэффициента пропускания зависит только от погрешности аттестации образцовых нейтральных светофильтров и погрешности компарирования.

Определение коэффициента пропускания светофильтра проводят на длинах волн 450, 490, 540, 590 нм в следующей последовательности.

В измерительную кювету устанавливают образцовый светофильтр, вращая ручку „установка 100”, по цифровому вольтметру выставляют значение коэффициента пропускания, указанное в свидетельстве об аттестации образцового светофильтра. Вынимают из кюветы образцовый светофильтр с неизвестным коэффициентом и снимают отсчет по цифровому вольтметру. Для уменьшения случайной погрешности измерения с одним светофильтром проводят не менее 5 раз и вычисляют средний спектральный коэффициент пропускания для каждой из указанных длин волн.

Общий коэффициент пропускания светофильтра для видимой области спектра вычисляется по формуле:

$$\tau = \frac{1}{4} \sum_{\lambda} \tau_{\lambda}.$$

Для уменьшения погрешности, вызванной селективностью светофильтров и неполным соответствием спектральной чувствительности фотоприемника кривой световой эффективности монохроматического излучения для дневного зрения, необходимо сравнивать близкие по пропусканию образцовый и аттестуемый светофильтры, изготовленные из одной марки стекла. Оценим погрешности аттестации нейтральных светофильтров предложенным методом.

В документации к набору нейтральных светофильтров на каждый тип стекла приводится допустимый разброс оптической плотности $\Delta D_{\text{ср}} = \pm 10\%$ и соответствующие кривые зависимости оптической плотности от длины волны с коэффициентом пропускания формулой:

$$D = - \lg \tau,$$

коэффициент пропускания аттестуемого светофильтра не должен отличаться от коэффициента пропускания образцового светофильтра выбранного для компарирования более чем на $\pm 10\%$.

В этом случае нейтральные светофильтры имеют близкие кривые зависимости оптической плотности от длины волны и погрешность аттестации, обусловленная различной селективностью нейтральных светофильтров минимальна. Отсюда следует, что дисперсия значений коэффициента пропускания между стеклами одного типа заведомо меньше дисперсии значений коэффициента пропускания по диапазон работы длин волн.

Для экспериментальной проверки были отобраны 4 аттестованные нейтральных светофильтра с коэффициентами пропускания 9,2 % (№ 1), 66,4 % (№ 2), 26,0 % (№ 5), 14,6 % (№ 6).

По предложенному методу определялись коэффициенты пропускания светофильтра № 2 с настройкой фотоколориметра КФК-2 по светофильтру № 7 и светофильтра № 6 с настройкой КФК-2 по светофильтру № 5.

Такой выбор был обусловлен тем, что коэффициенты пропускания этих светофильтров были известны по результатам аттестации Госстандарта с абсолютной погрешностью $\pm 0,5\%$, а также тем, что светофильтры № 7 и № 2 существенно отличаются, а № 5 и № 6 близки по коэффициенту пропускания.

Для пары № 7 и № 2 получены следующие коэффициенты пропускания (в %) в зависимости от длины волны источника:

λ, нм	Коэффициенты пропускания (τ _{ист} = 66,4 %)				
440	58,8	58,7	58,7	58,8	58,8
490	63,2	63,0	63,2	63,1	63,1
540	63,9	64,0	63,7	63,8	64,0
590	68,4	68,3	68,4	68,4	68,3

Обработка результатов измерений проводилась по ГОСТ 8.207-76

$$\tau_{\text{ср}} = 63,7\% \quad \Delta\tau = |\tau_{\text{ист}} - \tau_{\text{ср}}| = 2,7\%$$

За исправленный результат измерения принимается τ_{ист} = 66,4 %.

Среднее квадратическое отклонение оценивается по формуле:

$$S(\tau_{\text{ист}}) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{20} (\tau_i - \tau_{\text{ист}})^2}{20(20-1)}} = 1,01\%$$

Границы неисключенной систематической погрешности θ результата измерения вычислялись по формуле:

$$\theta = k \sqrt{\theta_1^2 + \theta_2^2},$$

где θ₁ – погрешность аттестации образцовых нейтральных светофильтров. При этом θ₂ = Δτ = 2,7 %; k = 1,1 и θ = 1,1 √ 0,5² + 2,7² = 3,02.

$$\text{отношение } \frac{\theta}{S(\tau_{\text{ист}})} = 2,99,$$

так как 0,8 < $\frac{\theta}{S(\tau_{\text{ист}})}$ < 8, то граница погрешности результата измерения вычисляется по формуле:

$$\Delta = k S_{\Sigma},$$

$$\text{где } S_{\Sigma} = \sqrt{\frac{\theta_1^2 + \theta_2^2}{3} + S^2(\tau_{\text{ист}})} = 1,59\%,$$

$$k = \frac{2,086 \cdot S(\tau_{\text{ист}}) + \theta}{S(\tau_{\text{ист}}) + \sqrt{\frac{2}{\sum_{i=1}^2 \frac{\theta_i}{2}}}} = 1,97.$$

Отсюда $\Delta_1 = 3,14 \%$

Для пары № 5 и № 6 получим следующие коэффициенты пропускания в зависимости от длины волны источника:

λ , нм	Коэффициенты пропускания ($\tau_{\text{ист}} = 14,6 \%$)				
440	14,80	14,80	14,80	14,80	14,80
490	14,78	14,78	14,78	14,78	14,78
540	14,86	14,85	14,85	14,86	14,85
590	14,52	14,53	14,52	14,53	14,53

$$\tau_{\text{ср}} = 14,7 \%$$

$$\Delta_{\tau} = |\tau_{\text{ист}} - \tau_{\text{ср}}| = 0,1 \%$$

За исправленный результат измерений принимается $\tau_{\text{ист}} = 14,6$ при этом $S(\tau_{\text{ист}}) = 3 \cdot 10^{-6} \%$.

Граница неисключенной систематической погрешности 0 результата измерения

$$0 = k \sqrt{0_1^2 + 0_2^2} = 1,1 \sqrt{0,5^2 + 0,1^2} = 0,56 \%$$

$$\frac{\theta}{S(\tau_{\text{ист}})} = \frac{0,56}{3 \cdot 10^{-6}} \gg 8.$$

Поэтому случайной ошибкой по сравнению с систематической пренебрегаем и граница погрешности результата измерения будет:

$$\Delta_2 = 0 = 0,56 \approx 0,6 \%$$

Значения величин Δ_1 и Δ_2 подтверждают тот факт, что нейтральные светофильтры с применением КФК-2 в качестве компаратора абсолютной погрешностью не хуже $0,6 \%$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Гуревич М. М. Фотометрия. Теория, методы и приборы. — М., Энергоатомиздат, 1983. — С. 187—233.

2. Методические указания. Нейтральные светофильтры. Методы и средства метрологической аттестации / МУ 52.04.8-83 — Л. — 1984.

3. Методические указания. Регистратор дальности видимости РДВ-3. Методы средства поверки / Л. — 1981.

4. Фотометрический импульсный преобразователь прозрачности с атмосферой (типа ФИ-1). Методы и средства поверки. Методические указания / РД 52.04.84 — Л. — 1984.

НЕКОТОРЫЕ ВОПРОСЫ МЕТОДИКИ ИЗМЕРЕНИЯ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОЗДУХА С БОРТА СУДНА

С целью уменьшения погрешности получения информации о температуре воздуха с судна рекомендуется измерять температуру воздуха с его наветренного борта, на расстоянии 2–2,5 м от него в сторону моря [1]. Выполненные в августе 1973 года и в период экспедиции „ТРОПЭКС-74” международные сличения средств измерений показали, что максимальные расхождения между значениями температуры воздуха, измеренной одновременно на нескольких судах, достигали 1–1,5 °С [3, 4], что намного превышает инструментальную погрешность определения температуры воздуха с помощью ртутных термометров по психрометру Ассмана. С учетом результатов, полученных в работе [5], на ходу судна можно ожидать такие же расхождения, т. е. до 1,5 °С. Методика сличений в 1973 г. предусматривала изменение температуры воздуха с наветренного борта синхронно в одни и те же сроки на всех судах при нахождении их в дрейфе. В сличениях 1974 г. участвовал буй, данные о температуре воздуха которого принимались за контрольные. Как указывалось выше, различия в результатах сравнений оказались существенными. Безусловно, представляет интерес выяснение причин обнаруженных расхождений.

Как представляется авторам, методика проведения сличений, кроме выполнения требований проводить измерения температуры воздуха с наветренного борта на расстоянии 2–2,5 м, должна учитывать положение Солнца по отношению к наветренному борту судна. Дело в том, что при плавании в тропических широтах само судно (палуба, надстройки) в безоблачных условиях сильно нагреваются под воздействием солнечной радиации. В течение дня Солнце меняет свою высоту и положение на небосводе. Следовательно, как на ходу, так и в дрейфе в часы, отличные от полудня, один борт судна, как правило, затенен, другой освещен Солнцем и, следовательно, сильно нагревается. В таких условиях бывают ситуации, когда положение Солнца совпадает с наветренным бортом (т. е. подветренный борт полностью в тени) и при этом нередко температура воздуха, измеренная с наветренного борта, оказывается выше, чем температура, измеренная с подветренного борта.

Для подтверждения сказанного в табл. 1 представлены одновременно измерения температуры воздуха, выполненные с обоих бортов в одном из рейсов НИСП „Пассат”, но при каждом измерении фиксировалось положение Солнца по отношению к судну и состояние его диска. Измерения выполнены в летнее время в тропической Атлантике ($\varphi = 29^\circ$ с. ш., $\lambda \approx 12^\circ$ з. д.) на ходу судна. Средняя скорость движения не превышала 12–14 узлов.

Из приведенных в табл. 1 данных выявляются следующие закономерности.

1. Когда Солнце в зените (все судно равномерно освещено Солнцем) или очень низко (когда потоки радиации малы), а также в пасмурную погоду и ночью, измеренные значения температуры с обоих бортов судна на его ходу близки между собой.

2. В условиях малооблачной погоды температура воздуха, измеренная с подветренного борта, существенно ниже, чем с наветренного, если палуба наветренного борта освещена Солнцем (см. сроки измерений 12 ч 45 мин – 15 ч 45 мин).

Таблица

Результаты синхронных измерений температуры воздуха с психрометрических выстрелов

Время истинное солнечное; часы, минуты	Положение Солнца по отношению к судну и состоянию его диска при измерениях	Температура воздуха, °С		$t = t_{b1} - t_{b2}$, °С	Примечание
		наветренный борт (Н. Б.), t_{b1}	подветренный борт (П. Б.), t_{b2}		
12.05	в зените, \odot^2	24,3	24,3	0,0	
12.45	с кормы, \odot^2	24,1	24,2	-0,1	
13.20	с кормы, \odot^2	24,0	24,5	-0,5	
13.50	с П. Б., \odot^2	23,8	24,5	-0,7	
14.45	с Н. Б., \odot^2	25,0	24,2	+0,8	П. Б. весь в тени
15.15	с Н. Б., \odot^2	24,7	24,3	+0,3	то же
15.45	с П. Б., \odot	24,3	24,1	+0,2	»
16.20	с Н. Б., \odot^2	24,0	24,0	0,0	»
16.50	с Н. Б., \odot^2	23,8	24,0	-0,2	»
19.00	с горизонтом	23,8	23,8	0,0	
21.00	ночь	27,0	27,0	0,0	

Примечания. \odot^2 – вокруг Солнца в радиусе 5° облаков нет; \odot – на Солнце или вблизи него просвечивающаяся облачность.

Таким образом, при плавании в низких широтах температуру воздуха необходимо измерять не только с учетом направления кажущегося ветра, но и с учетом длительности облучения Солнцем наветренного борта.

Безусловно, методически учесть все возможные ситуации для обеспечения получения достоверной информации о температуре воздуха с борта судна трудно. Важно в этой связи иметь информацию о максимально возможных погрешностях измерений температуры воздуха с борта судна при плавании в любых районах и при любых погодных условиях.

С этой целью в указанном выше рейсе НИСП „Пассат” (низкие широты) и НИС „Профессор Визе” (высокие широты) были проведены термометрические съемки.

Термометрическая съемка НИС „Профессор Визе” проводилась в зимнее время (в условиях полярной ночи), район плавания – Северная Атлантика ($\varphi \cong 65^\circ$ с. ш., $\lambda = 10-15^\circ$ з. д.). Методика съемок на обоих судах была следующая.

В нескольких точках непосредственно на палубе измерялась температура воздуха с помощью психрометров Ассмана. У бортов на палубе психрометры при измерениях располагали горизонтально патрубками в сторону моря, в других точках – горизонтально, патрубками навстречу набегающему потоку воздуха, либо вертикально, патрубками вниз. В последнем варианте предполагалось оценить максимально возможные искажения температуры воздуха от надстроек судна. При измерениях в конкретной точке судна одновременно фиксировались температура воздуха по психрометру Ассмана на стандартных уровнях, принятых на этих судах, с наветренного борта с выстрела длиной 2,5 м [2], значения которой принимались за контрольные (t_k).

В табл. 2, 3 указаны части судов, которые были охвачены термометрической съемкой, и результаты измерений по каждому судну. В качестве результатов в указанных таблицах представлены значения $\Delta t_i = t_i - t_k$, где t_i – значение температуры воздуха, измеренной в конкретной точке судна.

Съемка на НИСП „Пассат” проводилась как в дрейфе, так и на ходу судна, а на НИС „Профессор Визе” – только на ходу судна. Отметим, что значения Δt в табл. 2, указанные в пределах „от” и „до”, соответствуют минимальным и максимальным значениям Δt из 10–15 серий измерений; в остальных случаях представлены результаты отдельных серий измерений.

Анализируя данные табл. 2 и 3 необходимо отметить следующее. При любых условиях измерений (на ходу судна, в дрейфе, при наличии

Разность температур воздуха Δt °С между температурой, измеренной на НИСП „Пассат” в августе с психрометрического выстрела наветренного борта и в местах, указанных в заголовках колонок

Число солнечных часов	Время истинное, часы	Положение психрометра — горизонтальное патрубками в сторону моря						Положение психрометра вертикальное			Состояние судна, положение Солнца, облачность
		Около бортов			Носа судна	Центр полу-бака	Диаметральная плоскость верхнего мостика	Вертикальное			
		Н. Б.	П. Б.	Кормы				Верхнего мостика	Н. Б.	П. Б.	
6	14—17	—	—	—	—	от -0,1 до +0,4	от 0,6 до 1,1	—	—	—	Дрейф
7	7—14	от 0,3 до 0,6	от 0,4 до 0,1	от 0,0 до 0,1	от 0,0 до 0,6	от 0,0 до 0,4	от 0,0 до 0,5	—	—	—	„
7	13	0,6	—	0,6	0,2	0,4	0,2	—	—	0,2	Ход
25	17	0,6	0,4	0,6	0,7	0,2	0,4	—	—	0,2	Ход, сплошная облачность, на судне штиль
10	8	0,8	0,7	0,8	0,8	0,4	0,4	0,6	1,4	1,0	Ход
15	14	-0,2	1,4	0,4	0,4	—	—	0,7	1,2	—	„
16	10	0,2	0,6	0,4	0,8	0,0	0,0	0,0	—	—	Ход, Солнце с подветренного борта, на судне штиль
23	10	-0,4	0,6	0,5	0,6	0,0	0,2	1,0	—	—	Ход, сплошная облачность на судне штиль

Примечание. Н. Б. и П. Б.—соответственно наветренный и подветренный борт.

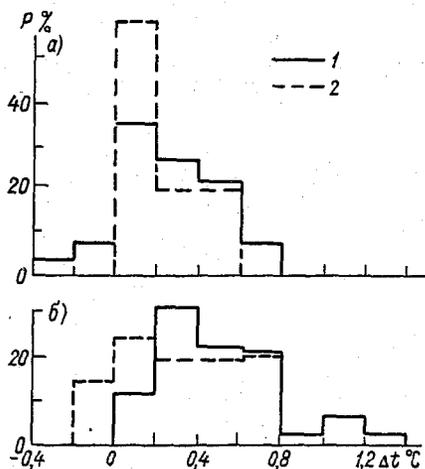
Разности температур воздуха Δt , измеренных на НИС
„Профессор Визе”, °С

Дата	Балл об- лачности	Около психромет- рических (стандар- тных) выстрелов		Шлюпочная палуба		Аэрологи- ческая палуба	Корма	Главная палуба
		Н. Б.	П. Б.	Н. Б.	П. Б.			
29.XII	10/10	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3
31.XII	10/10	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
31.XII	10/10	0,2	-0,3	0,2	-0,1	0,2	0,0	0,1
2.1	10/10	0,1	0,5	0,7	0,3	0,3	0,5	0,3
2.1	10/10	0,0	-0,2	0,2	0,2	0,2	0,0	0,1
3.1	10/10	0,0	0,5	0,4	-0,2	0,1	0,2	0,3
4.1	10/10	0,0	0,3	0,5	0,5	0,5	0,4	0,3

Примечание. Н. Б. и П. Б. — соответственно наветренный и подветренный борт.

олнечного сияния, при облачной погоде, при плавании в низких ши-
отах или высоких), как правило, температура воздуха в дневные
асы, измеренная непосредственно над палубой судна, выше, чем из-
еренная по стандартной методике: все величины, как правило, поло-
ительные. Изменчивость значений Δt для случаев измерений темпе-
ратуры над палубой вблизи бортов судна (со шлюпочной и кормовой
алуб и палубы верхнего мостика) меньше, чем для случаев измере-
ия в местах, далеких от борта (в центре бака, носа судна, верхнего
одового мостика и т. д.). Максимальные расхождения в значениях
эмпературы, измеренной в разных частях судна по отношению к
эмпературе, измеренной с психрометрических выстрелов наветренно-
о борта в дневные часы на его ходу, достигали 1,4° и 0,7 °С соответст-
енно в тропических и северных широтах.

Напомним, что при съемке температуру воздуха измеряли в
азных местах судна, но непосредственно у его бортов, только „центр
олубака” и „диаметральная плоскость верхнего мостика” были
далены от бортов. Если все измерения у бортов судна объединить в
ва массива (в один — измерения с наветренного борта, в другой — с
одветренного), то в результате анализа данных, очевидно, выявится
озможный разброс погрешностей измерения температуры воздуха с
казанных бортов, опять по отношению к температуре, измеренной с
сихрометрического выстрела наветренного борта, независимо от
еста проведения измерений.



Гистограмма распределения значений P .

На рисунке представлены гистограммы распределения значений Δt для всех случаев измерений температуры воздуха только вблизи наветренного борта (а) и только вблизи подветренного борта (б). На рисунке видно, что при измерениях с наветренного борта значения Δt на НИСП „Пассат” при плавании в низких широтах (кривые 1) изменялись от $-0,4$ до $0,8$ °С при среднем значении, близком к $0,3$ °С; на НИС „Профессор Визе” при плавании в высоких широтах (кривые 2) — от 0 до $0,6$ °С при среднем значении около $0,2$ °С. С подветренного борта НИСП „Пассат” значения Δt изменялись от 0 до $1,4$ °С при среднем значении около $0,6$ °С, на НИС „Профессор Визе” — от $-0,2$ до $0,6$ °С. Напомним, что здесь речь идет о результатах измерений температуры воздуха с палубы судна в разных точках вблизи его бортов. Следовательно, средние расхождения значений температуры воздуха, полученные для наветренного и подветренного бортов, близки к $0,3$ °С при плавании в низких широтах; при плавании в высоких широтах в условиях полярной ночи различий в температурах воздуха, измеренных с обоих бортов на ходу судна, не обнаружено.

Интересные данные получены за 16 и 23 августа на НИСП „Пассат” (см. табл. 2). В моменты измерений температуры воздуха скорости хода судна и ветра совпадали по своим значениям, курс судна был строго противоположен направлению ветра. В результате на судне

Повторяемость значений Δ

Градации значений Δ , °С	-0,3	-0,2	-0,1	0,0	0,1	0,2	0,3
Количество случаев	2	1	8	28	14	3	2
Повторяемость, %	3	2	14	50	24	5	3

наблюдался штиль при скорости перемещения 12 узлов. Солнце во время измерений 16 августа находилось с правого по отношению курса судна борта (в табл. 2 борт для этой даты обозначен как „подветренный”) и в результате перегрев правого борта по сравнению с левым достигал 0,4 °С. 23 августа преобладала преимущественно облачная погода (диск Солнца в основном был закрыт облаками), в результате значения Δt_{i_1} с наветренного и подветренного бортов оказались близкими между собой, исключая результаты измерений, полученные на шлюпочной палубе, искажения на которой обуславливались выбросами теплого воздуха вентиляционными шахтами.

Еще об одном результате, полученном при плавании уже в высоких широтах. При проведении термометрической съемки в условиях Северной Атлантики измерения в некоторых частях судна проводились двумя способами – при вертикальном положении психрометров (t_B) и при горизонтальном – патрубками навстречу воздушному потоку (t_r). В табл. 4 представлены повторяемости значений $\Delta = t_r - t_B$. Существенных различий в значениях Δ не обнаружено: в 91 % случаев значения Δ наблюдались от -0,1 до 0,1 °С; общая тенденция такова, что в большинстве случаев $t_r > t_B$, хотя результат должен быть обратным. Очевидно, то обстоятельство, что на палубе судна при измерениях был снег, а набегающий поток наблюдался с поверхности океана, свободной ото льда, сказалось на результатах измерений, в результате которых значения t_r оказались несколько выше t_B .

Заключение

Как известно, гидрометеорологические наблюдения проводятся как на научно-исследовательских судах, так и на судах торгового флота, рыбного хозяйства и других ведомств. Большое разнообразие архитектуры судов, их водоизмещения затрудняют рекомендовать единые для всех судов места размещения (установки) измерительных преобразователей температуры воздуха. Представленные выше результаты несколько облегчают эту задачу. Так, в одиночном плавании на ходу судна температуру воздуха можно измерять практически с лю-

бой части наветренного борта непосредственно с палубы судна, располагая патрубки психрометра (Ассмана или других типов) навстречу воздушному потоку. Значения температуры воздуха при таких измерениях будут завышены в среднем на 0,3 °С по сравнению с измерениями, выполняемыми с психрометрических выстрелов. При наличии на судах дистанционной регистрации температуры воздуха упрощается техническая задача, связанная с креплением психрометров на борту судна и их эксплуатацией.

При проведении групповых экспериментов (для получения сравнимых между собой данных) методике измерения температуры воздуха должно быть уделено особое внимание: в методике должны быть отражены не только традиционные требования, связанные с местами размещения измерительных преобразователей температуры воздуха на судне, со сроками измерений, периодами осреднения и т. д., но и должны быть сформулированы требования к учету положения Солнца по отношению к наветренному или подветренному бортам при проведении измерений, понимая под этим длительность облучения Солнцем каждого борта в отдельности.

Необходимо помнить также, что при „штиле” на судне, когда трудно определить, какой борт наветренный, а какой подветренный, в солнечную погоду, очевидно, температуру воздуха необходимо измерять одновременно с двух бортов, принимая за истинную в данных условиях ее наименьшее значение.

В заключение отметим, что все изложенное выше относится к условиям плавания судов в тропических и северных районах морей и океанов.

Если полученные результаты для тропических районов можно распространять на любое время года (по причине малой годовой изменчивости температуры воздуха в этих широтах), то данные, полученные в северных широтах, относятся только к зимним условиям плавания (к условиям полярной ночи).

Авторы приносят большую признательность и благодарность заместителю капитана по научной части НИСП „Пассат” Ф. Ф. Гришакову, начальнику метеорологического отряда этого же судна В. А. Любелскому за содействие и помощь, оказанную при выполнении данной работы на НИСП „Пассат”.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Беспалов Д. П., Тимановская Р. Г. Результаты сравнения стандартной метеорологической аппаратуры в период экспедиции АТЭП-73//Метеорология и гидрология, № 6, 1975, 101—106 с.
2. Методические указания по производству метеорологических и актинометрических наблюдений на судах и перфорации результатов в период проведения Атлантического тропического эксперимента (АТЭП). Ртп ГГО, Л, 1974, 104 с.
3. Наставление гидрометеорологическим станциям и постам. Вып. 9, ч. II, 1964, 388 с.
4. Романова Н. А. Оценка равнофизичности метеорологических измерений в дрейфе и на ходу судна//Метеорология и гидрология, № 1, 1974, с. 92—95.
5. Светлова Т. П. О результатах сравнения судов метеорологических данных с данными буя судна „Метеор” в экспедиции „ТРОПЭКС-74”//Метеорология и гидрология, № 4, 1978, с. 93—98.

ОЦЕНКА СТЕПЕНИ ИСКАЖЕНИЯ ПОЛЯ ОСАДКОВ КОРПУСОМ СУДНА

Определение количества атмосферных осадков на судах является наиболее сложным из всех морских гидрометеорологических наблюдений, так как на поле осадков оказывают влияние различные факторы, среди которых наибольшие искажения вносят турбулентные вихри, образующиеся у различных надстроек судна, и брызги морской воды [1–3]. Качка судна оказывает относительно незначительное влияние: при бортовой и килевой качках искажение поля осадков может достигать 4 %, а при устойчивом боковом крене – 8 % [1]. Это объясняется тем, что при качке в среднем площадь приемной поверхности осадкоприемника практически остается постоянной. Эти выводы подтверждены также экспериментом на качающейся мачте, имитирующей качку судна, который был проведен в ГГО.

Наиболее наглядным и объективным методом оценки репрезентативных мест установки осадкоприемных сосудов на судне являются натурные эксперименты. Такие эксперименты проводились на небольших судах Голландии в 1957–1958 г. [4]. В отечественной литературе по морским метеорологическим исследованиям аналогичных сведений не имеется.

Информация о количестве и интенсивности осадков над акваторией океанов имеет большое значение для оценки энергетики атмосферы при составлении краткосрочных и долгосрочных прогнозов погоды. В связи с этим, с целью совершенствования методов измерения количества осадков, на судах ААНИЦ и ДВНИИ были проведены натурные эксперименты по оценке степени искажения корпусом судна поля атмосферных осадков и воздушного потока.

Один из таких экспериментов был проведен на НИС „Академик Королев” в период 25-го рейса (Индийский океан). Суть эксперимента заключалась в том, что в разных точках судна на разной высоте над палубой были установлены 17 осадкоприемных сосудов (рис. 1, таблица), которые представляли собой воронки, соединенные шлангом с осадкосборниками, и стандартные осадкомерные ведра, установленные в основном на планширах левого и правого борта. Измерение количества осадков проводилось на ходу и в дрейфе судна после

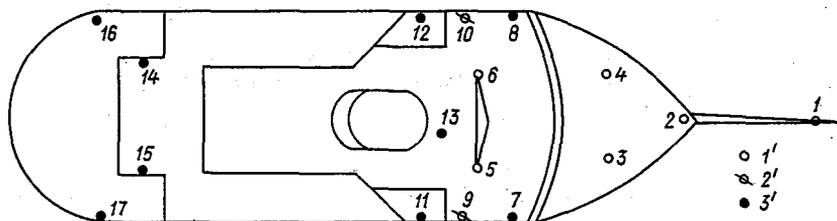


Рис. 1. Места установки осадкоприемных сосудов в 25-м рейсе НИС „Академик Королев”.
 1' — воронка, 2' — осадкомерные ведра, установленные на кардане; 3' — осадкомерные ведра, установленные без кардана.

каждого дождя. В каждой точке выполнено: на ходу 24 измерения количества осадков, в дрейфе — 30.

По данным измерений для каждой точки были рассчитаны средние арифметические значения и отклонения (в процентах) количества осадков, измеренных в разных точках судна, от количества осадков, измеренных в условных реперных точках. В качестве условных реперных точек были приняты: актинометрическая стрела, топ грузовой колонки (правый борт), выстрел с марсовой площадки фок-мачты (правый борт), выстрел с марсовой площади фок-мачты (правый борт), т. е. места, где уменьшается вероятность образования турбулентных вихрей от различных надстроек, а также попадание воды с рангоута, такелажа и брызг морской воды.

Наилучшей условной реперной точкой можно считать точку, расположенную на актинометрической стреле, при уверенности, что морская вода не попала в осадкоприемник, т. е. при волнении моря не превышающем 2–3 балла.

В период эксперимента в районе плавания волнение моря составляло 0–2 балла, максимальное — 4 балла. Учитывая это, можно утверждать, что в воронку, установленную на актинометрической стреле, брызги морской воды не попадали. Кроме того, в осадкоприемники, установленные на актинометрической стреле и топе грузовой колонки, не могла попасть вода с рангоута и такелажа, особенно при встречных ветрах. Следовательно, результаты измерений количества осадков (в нашем эксперименте) на актинометрической стреле и грузовых колонках наиболее близки к истинному значению. Измерение осадков в районе марсовой площадки, где отмечаются турбулентные вихри, такой уверенности не дает, здесь может наблюдаться и увеличение и уменьшение количества осадков. О наличии вихрей в районе фок-мачты свидетельствует тот факт, что при кажущемся ветре в левый или в

**Места установки осадкоприемных сосудов в 25-м рейсе НИС
„Академик Королев” и высота их над ватерлинией**

Номер места установки	Место установки	Высота установки, м
1	Актинометрическая стрела	
2	Гюйсшток	9,0
3	Грузовая колонка, П. Б.	22,0
4	Грузовая колонка, Л. Б.	22,0
5	Фок-мачта, П. Б.	29,0
6	Фок-мачта, Л. Б.	29,0
7	Пеленгаторная палуба, П. Б.	13,7
8	Пеленгаторная палуба, Л. Б.	13,7
9	Пеленгаторная палуба, П. Б.	12,5
10	Пеленгаторная палуба, Л. Б.	12,5
11	Палуба мостика, П. Б.	10,0
12	Палуба мостика, Л. Б.	10,0
13	Площадка у трубы, П. Б.	14,0
14	Аэрологическая палуба, Л. Б.	8,5
15	Аэрологическая палуба, П. Б.	8,5
16	Ракетная палуба, Л. Б.	5,0
17	Ракетная палуба, П. Б.	5,0

Примечание. П. Б. — правый борт, Л. Б. — левый борт.

правый борт ветроизмерительные приборы, установленные на марсовой площадке, показывали различное направление в одно и то же время: один из приборов (с наветренного борта) устойчиво показывал определенное направление, другой (с подветренного борта) вращался вокруг своей оси.

С целью получения наглядной картины степени искажения воздуха корпусом судна было осуществлено подкрашивание воздушного потока дымом. Дымовая шашка крепилась на шестиметровом шесте, затем относилась на различные расстояния от осадкоприемников. Поток воздуха при каждом положении шашки фиксировался.

Наибольшее возмущение воздушного потока отмечалось в центральной части судна, где сосредоточены все надстройки. По мере удаления от надстроек возмущение воздушного потока уменьшалось и уже на расстоянии более трех метров он становился практически спокойным. В районе бака и кормы, в связи с отсутствием высоких надстроек, искажение воздушного потока отмечалось значительно меньше.

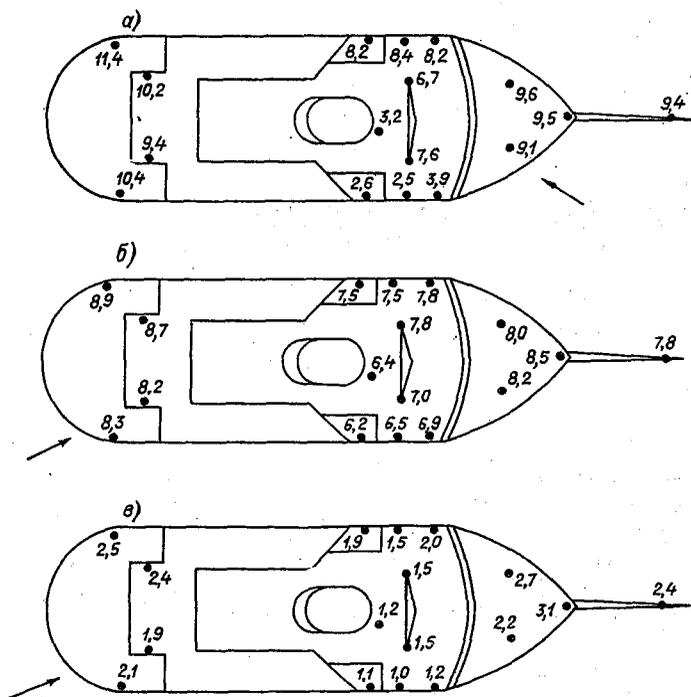


Рис. 2. Средние значения количества осадков, мм.

а — состояние судна — ход, направление кажущегося ветра 0—90°; б — состояние судна — ход, направление кажущегося ветра 90—180°; в — состояние судна — дрейф, направление кажущегося ветра 90—180°.

На рис. 2—4 представлены карты оценок степени искажения поля осадков корпусом судна при курсовых углах ветра 0—90° и 90—180°. Из анализа данных рис. 2 видно, что оценки средних арифметических значений количества жидких осадков, полученных по измерениям в разных точках судна, группируются в местах с однородными условиями измерений.

Проанализируем относительные ошибки результатов измерений количества жидких осадков в разных точках судна по отношению к основным реперным точкам на актинометрической стреле и правой узовой колонке (рис. 3 и 4). Из анализа этих данных следует вывод о том, что различия в показаниях осадкомеров в реперных точках

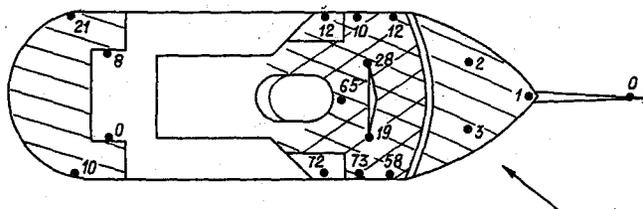


Рис. 3. Отклонение (в %) количества осадков, измеренных в разных точках судна, от количества осадков, измеренных на актинометрической стреле.

Направление кажущегося ветра $0-90^\circ$; скорость кажущегося ветра $10-12$ м/с; волнение моря 2-3 балла; состояние судна — ход.

1 — отклонение количества осадков в сторону увеличения, 2 — отклонение количества осадков в сторону уменьшения.

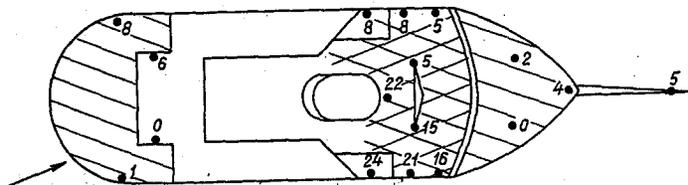


Рис. 4. Отклонение (в %) количества осадков, измеренных в разных точках судна, от количества осадков, измеренных на грузовой колонке, П. Б.

Направление кажущегося ветра $90-180^\circ$, скорость кажущегося ветра $8-12$ м/с, волнение моря 2-4 балла, состояние судна — ход.

1 — отклонение количества осадков в сторону увеличения; 2 — отклонение количества осадков в сторону уменьшения.

несущественны (не превышают 5 %). Этот факт подтверждает корректность выбора реперных точек в данном эксперименте.

В средней части судна искажение количества осадков в сторону уменьшения достигает с наветренного борта 70 %. Учитывая, что забрызгивание морской водой исключается, можно сделать вывод, что искажение поля осадков, отраженное на рисунках, обусловлено только турбулентными вихрями, образующимися около корпуса и надстроек судна.

Естественно, что при наличии сильного волнения забрызгивание морской водой может исказить результаты измерений на 100 % и более в сторону увеличения.

Таким образом, только за счет выдувания осадков из осадкоприемников, установленных на планширах в средней части судна, значения измеренных осадков могут отклоняться от их истинных на 70 % и более. В районе марсовой площадки эти искажения меньше, однако, могут достигать 30 %.

Из анализа данных, приведенных на рассматриваемых рис. 2-4, следует вывод, что установка осадкоприемных приборов на палубах мостика нерепрезентативна. Наиболее репрезентативным местом для измерения значений практически всех метеорологических и актинометрических величин является актинометрическая стрела. Однако актинометрическая стрела при волнении моря более 3-4 баллов подвергается забрызгиванию морской водой даже на судах типа „Академик Королев”, на судах с меньшим водоизмещением она может вообще зарываться в воду. Поэтому для проведения стандартных метеорологических наблюдений актинометрическая стрела рекомендована быть не может.

На основании анализа результатов рассмотренного натурального эксперимента можно сделать следующие выводы:

1. Осадкоприемные сосуды следует поднимать выше 6 м над палубой и удалять от надстроек и мачт судна не менее чем на 3 м.
2. На судах типа „Академик Королев” репрезентативным местом установки осадкоприемника можно считать ноки выстрелов длиной 1,5-2 м, установленные на топах грузовых колонок.
3. Устанавливать осадкоприемники на планширах мостика или на палубе не рекомендуется.

В данной работе рассматриваются результаты натурального эксперимента на судах типа „Академик Королев”. Основные выводы о репрезентативных местах измерения количества осадков, полученные по данным этого эксперимента, очевидно, могут быть распространены и на другие типы судов.

Однако, учитывая, что подобный эксперимент проведен впервые, целесообразно провести аналогичные эксперименты и для судов с другой архитектурой. Это позволит с одной стороны уточнить выводы, полученные по материалам рассмотренного эксперимента, а с другой стороны получить уточнение репрезентативных мест установки осадкомерных приборов на судах различных типов.

В заключение следует выразить благодарность за помощь в организации проведения эксперимента капитану НИС „Академик Королев” тов. Чубукову Г. Н. и помощнику капитана по научной части тов. Хлоеву Г. С. В сборе данных об осадках в эксперименте принимала активное участие Архипова Н. А.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Precipitation measurements at sea WMO. Technical Note. No 47, 1962.
2. Roll H. U. Regenmessung an see. Der Seewarts, Bd 20, N 3, 1959.
3. Scaar D. On the measurements of precipitation at sea. — Geoph. Publ. Vol. 19. N 6 1955.
4. Verploegh L. Comparative rainfall measurements. Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut; Wetenschappelijk Rapport. WR 62-4 (IV-020) De Bilt, 1962.

ИССЛЕДОВАНИЕ ХАРАКТЕРИСТИК ДАЛЬНОСТИ ВИДИМОСТИ С ТОЧКИ ЗРЕНИЯ ТЕОРИИ ВЫБРОСОВ

Необходимость повышения регулярности и безопасности полетов в сложных метеорологических условиях выдвигает новые требования к метеорологическому обеспечению авиации. Для создания современных аэродромных метеорологических измерительных систем, выбора их параметров и алгоритмов работы необходимо исследование временной и пространственной изменчивости основных метеорологических величин, определяющих условия взлета и посадки, в том числе метеорологической дальности видимости (МДВ) при ее значениях, близких к минимумам I и II категорий [1-5 и др.].

Большинство данных о временной изменчивости МДВ основано на обработке длительных стационарных реализаций, при этом не учитываются короткие опасные образования и нестационарные участки, связанные с ухудшением видимости, представляющие значительный практический интерес. Для получения таких материалов необходимо использование большого объема данных, с привлечением всех ситуаций за рассматриваемый период, в том числе сугубо нестационарных, при малых интервалах временной дискретизации исследуемых процессов.

Целью данной работы являлось получение характеристик изменчивости МДВ, принятых в теории выбросов [7], по большому массиву учащенных измерений. Исследованию характеристик выбросов МДВ (повторяемости и длительности) посвящен ряд работ. Большая часть из них основывается на результатах восьмисрочных метеорологических наблюдений или ежечасных наблюдений, проводимых на АМСГ. Значительно меньше работ выполнено по данным учащенных инструментальных наблюдений за видимостью [1-3]. Не исследованы характеристики фронтов выбросов, а также распределения выбросов в области малых длительностей по большому объему данных.

Основой для изучения характеристик изменчивости послужили результаты измерений коэффициента пропускания на аэродромах Пулково, Борисполь, Минеральные Воды, записанные на диаграммных лентах регистраторов дальности видимости РДВ-2, РДВ-3. Наблюдения проводились в девяти пунктах аэродрома Пулково, в одном

пункте аэродрома Борисполь и в двух пунктах аэродрома Минеральные Воды. В каждой точке были установлены по два измерителя МДВ, один из которых являлся основным, а второй резервным, что позволило практически полностью включить в обработку результаты измерений на аэродроме Пулково в девяти пунктах за период, равный двум годам, а на аэродромах Борисполь и Минеральные Воды – за год.

Скорость протяжки лент самописцев Н-392 составляет 60 мм/ч. На лентах производятся автоматические отметки времени с интервалом три часа. Это дало возможность обрабатывать измерения МДВ с дискретизацией по времени, равной 1 мин.

Методика обработки результатов измерения заключалась в следующем. Для каждого пункта наблюдения за каждый календарный месяц выбирались участки ограниченной видимости (МДВ менее 2 км). С помощью преобразователя графиков Ф-001 осуществлялась оцифровка значений коэффициента пропускания для этих участков и записи на перфоленту, которая затем обрабатывалась на ЭВМ ЕС-1022 и БЭСМ-6. При обработке на ЭВМ определялись выбросы МДВ ниже следующих „пороговых” значений: 250, 500, 1000, 2000 м (I-IV пороги). При этом использовались следующие допущения:

выбросы МДВ, интервал между которыми меньше или равен 5 мин рассматривались как один выброс,

выбросы длительностью менее 3 мин в рассмотрение не включались.

Определялись скорости изменения МДВ на переднем и заднем фронтах выброса. В качестве характеристики скорости рассматривались изменения МДВ за интервалы в две и пять минут, предшествующие моменту начала выброса или следующие за моментом окончания выброса.

По результатам обработки рассчитаны повторяемости выбросов МДВ для разных порогов, распределения длительности выбросов и скоростей изменения МДВ на их фронтах. Проведено исследование зависимости указанных выше характеристик выбросов от типа наблюдавшегося метеорологического явления.

Повторяемость ограниченной видимости

В табл. 1 приведена повторяемость МДВ ниже данного порога (средняя для двух лет) в различных точках аэродрома Пулково, а также значения средней повторяемости полученной для I, II, III порогов осреднением по 9 точкам (выбросы ниже IV порога определялись только для одного пункта наблюдений – середины ВПП).

Из табл. 1 следует, что значения повторяемости выбросов в различ

Повторяемость (в %) ограниченной видимости

Порог МДВ	Пулково										Средняя повторяе- мость	Борис- поль	Мине- ральные Воды
	Пункт наблюдений												
	СДП 280°	БПРМ 280	Ср. ВПП	СДП 100	БПРМ 100	СДП 133	БПРМ 133	СДП 313	БПРМ 313				
I	0,39	0,39	0,47	0,49	0,52	0,46	0,84	0,48	0,66	0,52	1,0	2,2	
II	0,72	0,75	0,95	0,81	1,02	0,83	1,35	0,88	1,08	0,93	1,6	2,8	
III	1,70	2,95	2,37	1,88	2,24	2,10	2,78	2,09	2,61	2,22	3,90	4,0	
IV			6,84							6,84			

ных точках аэродрома имеют заметный разброс. Можно отметить в среднем большие значения повторяемости на приводах (особенно, в районе БПРМ-133) и наименьшее значение на СДП-280. Очевидно, это вытекает из орографических особенностей территории аэродрома. Коэффициент вариации повторяемости ограниченной видимости, определяемый как отношение среднего квадратического отклонения повторяемости к среднему значению повторяемости, для I порога равняется 0,28, для II порога – 0,21, для III порога – 0,12, т. е. разброс значений повторяемости для разных пунктов наблюдений возрастает с уменьшением порогового значения МДВ.

В табл. 1 представлены также значения повторяемости для Борисполя, полученные по результатам измерений в одной точке за год, и для Минеральных Вод (средние по двум точкам за год).

Из приведенных результатов следует, что значения видимости ниже I–III порогов являются достаточно редкими явлениями. Видно также, что повторяемость ограниченной видимости в Борисполе и особенно в Минеральных Водах существенно выше, чем в Пулково. Так, видимость ниже 250 м встречается в Минеральных Водах так же часто, как в Пулково МДВ ниже 1000 м.

В табл. 2 представлен годовой ход повторяемости ограниченной видимости для Пулково. Таблица получена по значениям повторяемости за каждый месяц, осредненным по 9 точкам (для IV порога – по данным в одной точке) и представляет собой средний годовой ход за 2 года.

Распределение длительности выбросов МДВ.

В табл. 3 представлено распределение длительности выбросов МДВ для Пулково, полученное по результатам наблюдений за два года в

Годовой ход повторяемости (в %) ограниченной видимости

Порог МДВ	Месяц											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
IV	11,6	15,0	13,8	5,5	2,8	2,1	2,4	2,8	4,4	5,2	2,9	13,7
III	3,0	5,1	4,0	1,8	0,5	0,4	1,0	2,0	1,4	2,2	0,7	5,0
II	0,7	2,1	1,8	0,8	0,2	0,2	0,7	0,7	0,9	1,5	0,1	1,4
I	0,2	1,4	1,0	0,4	0,1	0,1	0,5	0,4	0,6	1,2	0,0	0,5

Таблица 3

Порог	Длительность выброса								Общее число случаев
	5 мин	6-10 мин	11-20 мин	21-30 мин	31 мин- 1 ч	1-3 ч	3-6 ч	более 6 ч	
IV	2,8	11,2	14,8	11,8	13,1	24,0	10,6	11,6	526
	2,8	14,1	28,9	40,6	53,8	77,8	88,4	100	
III	13,5	20,2	20,1	10,4	13,0	16,1	4,3	2,5	3725
	13,5	33,7	53,8	64,2	77,2	93,3	97,6	100	
II	15,1	22,6	20,0	8,7	12,6	14,6	4,6	1,6	1848
	15,1	37,7	57,7	66,4	79,0	93,6	98,3	100	
I	11,2	19,1	16,8	10,3	17,1	18,7	4,7	2,1	1060
	11,2	30,3	47,1	57,4	74,5	93,2	97,9	100	

девяти точках аэродрома. При этом за 100 % принималось суммарное число выбросов МДВ ниже данного порога по всем пунктам наблюдений за два года (также представленное в табл. 3). В таблице приведены вероятности выбросов МДВ для указанных диапазонов длительности и интегральные распределения длительности выбросов. На рис. 1 представлены интегральные распределения длительности выбросов в Пулково для I-IV порогов соответственно (кривые 1-4).

На рис. 2 представлены интегральные распределения длительности выбросов МДВ ниже I порога (250 м) для Пулково, Борисполя и Минеральных Вод (кривые 1, 2, 3).

Из анализа данных, содержащихся в табл. 3, 4, а также рис. 1 и 2 видно, что ограниченная видимость может наблюдаться в течение довольно длительных периодов. Так, выбросы МДВ ниже I-III порогов в Пулково имеют длительность, превышающую 1 час с вероятностью:

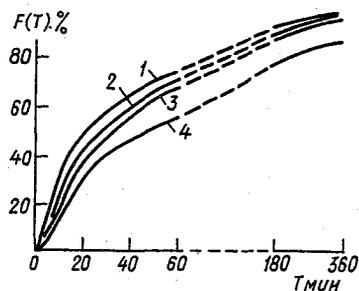


Рис. 1.

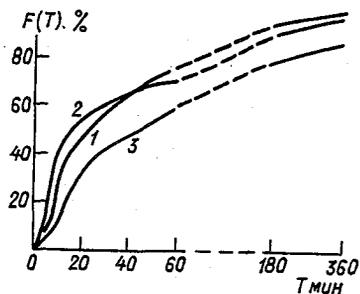


Рис. 2

20–30 %, а выбросы ниже IV порога – с вероятностью 40–45 % (последняя цифра, возможно, завышена в результате того, что короткие выбросы ниже IV порога могли не попасть в анализируемые данные). Для Борисполя и Минеральных Вод значения вероятностей длительных выбросов выше, чем для Пулково.

Наиболее важный вывод следует из анализа вероятности коротких выбросов. Очевидно, что значительная доля от общего числа выбросов имеет кратковременный характер. Так, для Пулково вероятность выбросов короче 20 мин для I, II и III порогов составляет 47, 58 и 54 %, а выбросов короче 10 мин – 30–38 %. Данные для Борисполя и Минеральных Вод подтверждают этот вывод. Для Борисполя выбросы длительностью менее 20 мин имеют вероятность 53, 44 и 37 % соответственно для I, II, III порогов. Для Минеральных Вод эти вероятности

Распределение (в %) длительности выбросов в Борисполе
и Минеральных Водах (Р%/ΣР %)

Порог	Длительность выброса							Общее число случаев	
	5 мин	6—10 мин	11—20 мин	21—30 мин	31 мин— 1 ч	1—3 ч	3—6 ч		более 6 ч
Аэропорт Борисполь									
III	<u>8,9</u>	<u>8,9</u>	<u>20,1</u>	<u>6,2</u>	<u>13,8</u>	<u>18,2</u>	<u>10,5</u>	<u>13,8</u>	134
	8,4	17,3	37,4	43,6	57,4	75,6	86,1	100,0	
II	<u>13,0</u>	<u>15,6</u>	<u>15,4</u>	<u>15,8</u>	<u>11,7</u>	<u>15,5</u>	<u>8,9</u>	<u>4,6</u>	83
	13	28,6	44,0	59,8	71,5	87,0	95,9	100,0	
I	<u>24,4</u>	<u>8,5</u>	<u>20,4</u>	<u>4,5</u>	<u>12,8</u>	<u>17,5</u>	<u>7,6</u>	<u>4,1</u>	70
	24,4	32,9	53,3	57,8	70,7	88,2	95,8	100	
Аэропорт Минеральные Воды									
III	<u>9,0</u>	<u>13,0</u>	<u>16,0</u>	<u>10,0</u>	<u>13,0</u>	<u>16,0</u>	<u>12,0</u>	<u>11,0</u>	364
	9,0	22,0	38,0	48,0	61,0	77,0	89,0	100,0	
II	<u>7,0</u>	<u>17,0</u>	<u>15,0</u>	<u>9,0</u>	<u>13,0</u>	<u>15,0</u>	<u>10,0</u>	<u>14,0</u>	253
	7,0	24,0	39,0	48,0	61,0	76,0	86,0	100,0	
I	<u>7,0</u>	<u>15,0</u>	<u>10,0</u>	<u>8,0</u>	<u>19,0</u>	<u>18,0</u>	<u>8,0</u>	<u>15,0</u>	202
	7,0	22,0	32,0	40,0	59,0	77,0	85,0	100,0	

равны 32 %, 39 %, 38 %. Как видно из табл. 3 и 4, распределения длительностей периодов ухудшенной видимости для I, II и III порогов близки между собой.

В табл. 5 приведена средняя продолжительность выбросов.

Очевидно, наиболее короткую среднюю длительность имеют выбросы МДВ в Пулково. Следует отметить, что в силу асимметричности распределений средние не являются в достаточной мере информативной характеристикой, так как их отличия обусловлены в первую очередь отличиями в вероятности длительных выбросов.

Интересно сравнить результаты, полученные выше по данным 1-минутных измерений, с результатами, полученными в ряде работ за длительный период, но по измерениям с интервалом дискретизации 1 ч. Если значения повторяемостей в этих двух случаях близки, то распределения длительностей различаются очень значительно. Использование учащенных измерений позволило не только выявить повто-

Средняя продолжительность выбросов (в мин)

Аэродром	Порог МДВ		
	III	II	I
Пулково	54	47	46
Борисполь	156	104	82
Минеральные Воды	139	140	136

ряемость коротких (менее часа) выбросов, но и привело к значительному уменьшению средней продолжительности.

Характеристики скоростей изменения МДВ на фронтах выбросов.

Целью данного исследования являлось получение скоростей ухудшения и улучшения видимости, т. е. фронтов опасных образований. Рассматривались изменения МДВ за интервалы в 2 и 5 мин после его окончания, которые и принимались в качестве характеристик фронтов выбросов МДВ.

Распределения скоростей изменения видимости на переднем и заднем фронтах выбросов через разные пороги для аэропортов Пулково, Борисполь и Минеральные Воды приведены в табл. 6, 7, 8. На рис. 3 показаны интегральные распределения изменения видимости (ΔS) на переднем фронте выброса ниже III порога (ухудшение видимости) за 2 мин до начала выброса в Пулково, Борисполе, Минеральных Водах (соответственно 1, 2, 3). На рис. 4 и 5 показаны аналогичные распределения для II и I порогов. Для Пулково рассматривались результаты измерений МДВ в двух точках (СДП-280 и СДП-313) за два года. Длина выборки составила 869 случаев для выбросов МДВ ниже III порога, 422 случая для выбросов ниже II порога и 214 случаев для выбросов ниже I порога. Для Борисполя и Минеральных Вод рассматривались те же данные, что при анализе длительности выбросов.

Видно, что распределения близки для всех трех аэродромов. С уменьшением периода, за который рассматриваются изменения видимости, а также с уменьшением порога доля больших изменений уменьшается, а доля более мелких растет. Однако, хотя вероятность больших абсолютных значений изменений видимости увеличивается с ростом порога, вероятность больших относительных изменений видимости (изменений, отнесенных к значению порога МДВ) больше для более низких порогов. Так, относительные изменения МДВ на переднем фронте за 2 мин больше 100 % (т. е. ухудшения видимости, боль-

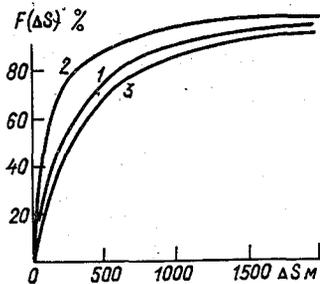


Рис. 3.

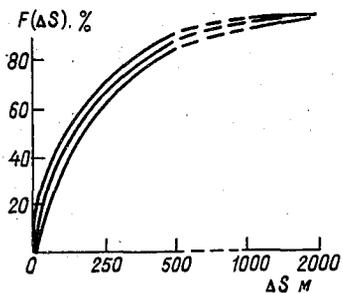


Рис. 4.

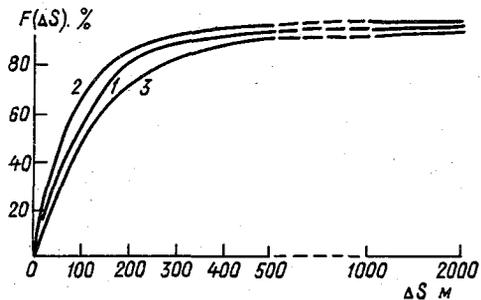


Рис. 5.

Таблица 6

**Интегральное распределение скоростей изменения МДВ
на фронтах выбросов. Пулково**

Порог МДВ	МДВ, м	За 5 мин до начала	За 2 мин до начала	Через 2 мин после окончания	Через 5 мин после окончания
III	менее 150	18,5	36,4	28,9	16,9
	менее 300	40,6	58,3	55,0	39,3
	менее 500	59,9	73,5	74,3	60,7
	менее 1000	83,7	90,2	91,9	84,5
	менее 2000	95,1	97,3	98,0	94,5
	более 2000	100	100	100	100
II	менее 50	8,8	16,1	11,6	5,2
	менее 100	24,7	40,7	34,8	19,2
	менее 200	40,3	62,7	61,8	41,2
	менее 300	56,4	76,4	73,2	53,5
	менее 500	81,0	89,0	88,8	80,3
	менее 1000	90,7	94,0	94,3	93,1
	менее 2000	95,4	97,8	98,6	97,8
	более 2000	100	100	100	100
I	менее 50	21,5	39,3	34,1	16,4
	менее 100	36,9	55,7	50,5	36,0
	менее 200	59,3	80,9	74,3	57,5
	менее 300	77,5	90,2	86,9	75,3
	менее 500	88,2	93,9	94,4	87,4
	менее 1000	93,3	96,2	98,6	93,0
	менее 2000	97,5	98,5	99,5	97,7
	более 2000	100	100	100	100

шие порогового значения) составляют в Пулково для выбросов ниже III, II и I порогов (1000, 500 и 250 м) соответственно 10, 11 и 14 %.

Основной вывод, полученный из распределений крутизны фронтов выбросов, заключается в том, что велика вероятность больших изменений МДВ как для переднего, так и для заднего фронта. В частности, как указывалось, в Пулково в 10–15 % случаев видимость на переднем фронте выброса за интервал в 2 мин меняется от значения одного порога до другого, т. е. ухудшается вдвое и более. Другими словами, с достаточно большой вероятностью имеет место резкое уменьшение дальности видимости. Например, в Пулково (250 м) для I порога изменения МДВ большие 250 м (т. е. от значения, большего 500 м) составляют за 5 мин 30 %, за 2 мин – 14 %. Более того, для I порога вероят-

**Интегральное распределение скоростей изменения МДВ
на фронтах выбросов. Борисполь**

Порог МДВ	МДВ, м	За 5 мин до начала	За 2 мин до начала	Через 2 мин после окончания	Через 5 мин после окончания
III	менее 150	42,8	63,8	63,4	49,5
	менее 300	65,6	78,3	76,7	68,0
	менее 500	80,2	86,2	87,2	72,9
	менее 1000	92,2	97,3	96,1	90,5
	менее 2000	98,0	100	99,1	100
	более 2000	100	100	100	100
II	менее 150	45,4	56,4	57,5	40,7
	менее 300	64,7	76,8	76,7	65,4
	менее 500	81,5	91,3	86,5	79,6
	менее 1000	94,8	97,4	92,6	93,6
	менее 2000	97,3	99,9	98,7	99,3
	более 2000	100	100	100	100
I	менее 150	56,0	80,4	78,1	56,8
	менее 300	74,7	92,9	92,6	76,1
	менее 500	90,2	99,8	99,8	93,8
	менее 1000	99,7	100	100	99,6
	менее 2000	99,8	100	100	99,8
	более 2000	100	100	100	100

ность ухудшения видимости за 5 и 2 мин от значения, большего 1000 м также заметна (соответственно 9 и 5 %).

В табл. 9 приведены средние изменения МДВ на переднем фронте выбросов. Можно отметить, что средние скорости ухудшения видимости для всех трех аэропортов достаточно близки. При расчете средних скоростей изменения, превышавшие 2000 м, принимались равными 2000 м.

С ростом порога абсолютные значения средних скоростей ухудшения видимости, как видно из табл. 9, растут, однако, относительные значения (приведенные к величине порога) понижаются. Например, для Пулково средние абсолютные изменения МДВ за 2 мин до начала выброса через I, II и III уровень составляют 160, 260 и 350 м, а средние относительные изменения – соответственно 64, 52 и 35 %. Для интервала 5 мин средние относительные изменения составляют 104, 77 и 47 %. Как указывалось, средние значения не являются достаточно информативной характеристикой вследствие большой асимметрии распределения.

Таблица 8

**Интегральное распределение скоростей изменения МДВ
на фронтах выбросов. Минеральные Воды**

Порог МДВ	МДВ, м	Порог МДВ			
		За 5 мин до начала	За 2 мин до начала	Через 2 мин после окончания	Через 5 мин после окончания
III	менее 150	19,0	27,0	24,0	14,0
	менее 300	39,0	52,0	48,0	32,0
	менее 500	57,0	70,0	68,0	52,0
	менее 1000	80,0	84,0	88,0	79,0
	менее 2000	90,0	95,0	96,0	90,0
	более 2000	100	100	100	100
II	менее 50	4,0	17,0	11,0	6,0
	менее 100	21,0	38,0	31,0	21,0
	менее 200	42,0	60,0	54,0	40,0
	менее 300	53,0	70,0	69,0	55,0
	менее 500	78,0	86,0	90,0	78,0
	менее 1000	90,0	94,0	96,0	88,0
	менее 2000	97,0	100	98,0	96,0
	более 2000	100	100	100	100
I	менее 50	34,0	47,0	47,0	36,0
	менее 100	47,0	63,0	71,0	56,0
	менее 200	62,0	85,0	85,0	75,0
	менее 300	74,0	90,0	93,0	83,0
	менее 500	84,0	93,0	95,0	90,0
	менее 1000	93,0	99,0	100	96,0
	менее 2000	99,0	100	100	100
	более 2000	100	100	100	100

Таблица 9

**Средние скорости изменения МДВ
на фронтах выбросов (м)**

Аэродром	Порог МДВ					
	III		II		I	
	5 мин до начала	2 мин до начала	5 мин до начала	2 мин до начала	5 мин до начала	2 мин до начала
Пулково	474	347	383	268	260	161
Борисполь	329	233	329	213	257	103
Минеральные Воды	532	413	425	265	212	127

Характеристики МДВ при различных метеоявлениях.

На основании результатов измерений МДВ в Пулково и Минеральных Водах был проведен анализ зависимости характеристик выбросов от вида наблюдавшегося метеоявления. В Пулково для анализа привлечены данные измерений в двух точках (середина ВПП и СДП-313) за 2 года. Для Пулково выбросы ниже 250 м в 90,7 % случаев обусловлены туманом, и разделение на выбросы, обусловленные туманом и обусловленные снегопадом, целесообразно лишь для выбросов через уровни 1000 и 500 м. Для выбросов ниже 1000 м в Пулково возможно также выделить выбросы, обусловленные дождем. Для Минеральных Вод выбросы ниже 500 м практически полностью обусловлены туманом.

В табл. 10 представлено распределение длительности выбросов при различных явлениях в Пулково и Минеральных Водах. Видно, что в Пулково распределения для III порога близки для всех метеоявлений. Отличия наблюдаются лишь в вероятности длинных образований. Так вероятность образований, превышающих 1 ч, для туманов равна 30 %, для осадков – 20 %. Для ухудшений ниже II порога ситуация несколько меняется. Если для тумана распределение мало отличается от распределения для III порога, то для снегопада вероятность коротких образований возрастает (46 % составляют выбросы длительностью менее 10 мин; 31 % – для тумана), а вероятность данных выбросов понижается (выбросы длительностью больше 1 ч составляют 5 %).

Для распределения выбросов в Минеральных Водах для снегопада также характерны более короткие образования, чем для тумана (для снегопада и тумана вероятности выбросов короче 20 мин равны соответственно 52 и 31 %).

В табл. 11 приведены средние длительности выбросов для различных метеоявлений. Видно, что длительность выброса для тумана растет с увеличением порога, но значительно меньше, чем для снегопада. Видно также, что для тумана характерны более длительные выбросы, чем для снегопада.

Исследовались также распределения и средние скорости изменения МДВ на переднем и заднем фронтах выбросов при различных метеоявлениях. Не приводя эти результаты, отметим некоторые выводы. В частности, для тумана вероятность крутых фронтов больше, чем для осадков. Так, вероятность понижений МДВ больших 500 м за две минуты, предшествующие выбросу, для выбросов ниже III порога в Пулково равна для тумана 33 %, а для снега и дождя – 18–19 %. При выбросах ниже II порога изменения, превышающие 300 м, за 2 мин в Пулково имеют вероятность 28 % для тумана и 10 % для снегопада. Скорости изменения МДВ на переднем фронте большие 1000 м за 2 мин

Таблица 10

**Распределение длительности выбросов
(вероятность в %/интегральная вероятность в %)**

Явления	Порог	Длительность выброса							
		менее 5 мин	6—10 мин	11—20 мин	21—30 мин	31 мин — 1 ч	1—3 ч	3—6 ч	более 6 ч
Аэропорт Пулково									
Гуман	Ш	$\frac{12}{12}$	$\frac{18}{30}$	$\frac{17}{47}$	$\frac{10}{57}$	$\frac{13}{70}$	$\frac{18}{88}$	$\frac{7}{95}$	$\frac{4}{100}$
		II	$\frac{7}{7}$	$\frac{24}{31}$	$\frac{17}{48}$	$\frac{12}{60}$	$\frac{16}{76}$	$\frac{18}{94}$	$\frac{5}{99}$
Снегопад	Ш	$\frac{10}{10}$	$\frac{20}{30}$	$\frac{21}{51}$	$\frac{12}{63}$	$\frac{17}{80}$	$\frac{17}{97}$	$\frac{3}{100}$	$\frac{0}{100}$
		II	$\frac{21}{21}$	$\frac{25}{46}$	$\frac{29}{75}$	$\frac{10}{85}$	$\frac{10}{95}$	$\frac{3}{98}$	$\frac{2}{100}$
Дождь	Ш	$\frac{13}{13}$	$\frac{17}{30}$	$\frac{21}{51}$	$\frac{14}{65}$	$\frac{16}{81}$	$\frac{13}{94}$	$\frac{4}{98}$	$\frac{2}{100}$
		II	$\frac{7}{7}$	$\frac{9}{16}$	$\frac{5}{31}$	$\frac{8}{39}$	$\frac{16}{55}$	$\frac{18}{73}$	$\frac{14}{87}$
Снег	Ш	$\frac{8}{8}$	$\frac{21}{29}$	$\frac{23}{52}$	$\frac{18}{70}$	$\frac{14}{84}$	$\frac{14}{98}$	$\frac{2}{100}$	$\frac{0}{100}$
		II	$\frac{8}{8}$	$\frac{9}{16}$	$\frac{5}{31}$	$\frac{8}{39}$	$\frac{16}{55}$	$\frac{18}{73}$	$\frac{14}{87}$

Таблица 11

**Средняя длительность (T) выбросов (мин)
и их число (N) при различных метеоявлениях (T/N).
Пулково**

Порог МДВ	Метеоявления		
	Дождь	Снегопад	Гуман
Ш	$\frac{47}{70}$	$\frac{39}{421}$	$\frac{68}{356}$
	II	$\frac{51}{11}$	$\frac{19}{124}$
I	$\frac{53}{7}$	$\frac{9}{12}$	$\frac{49}{194}$

имеют в Минеральных Водах для III порога вероятность 13 % для тумана и 8 % для снегопада, а изменения меньше 150 м за 2 мин – 49 % для снегопада и 29 % для тумана. Из сказанного следует, что туман характеризуется более резкими фронтами ухудшения и улучшения видимости, чем снегопад.

Таким образом, в работе по большим массивам данных и по измерениям с малым интервалом дискретизации проведено исследование характеристик выбросов метеорологической дальности видимости через уровни, близкие к минимумам I и II категории. Получены новые данные по распределениям длительностей и фронтов выбросов и их зависимости от вида явления, ухудшающего видимость. Из них следует выделить два важных вывода: существенную роль коротких образований ухудшенной видимости и значительную вероятность резких ухудшений видимости (т. е. крутых фронтов возникновения опасных явлений).

Полученные результаты представляют интерес для задач метеорологического обеспечения взлета и посадки самолетов и обоснования требований к системам измерения видимости на аэродромах. В частности, приведенные выше результаты о фронтах выбросов и полученные данные о временной изменчивости МДВ по измерениям с дискретностью 10 с позволили определить требования к осреднению и дискретности измерений. Можно отметить, что рекомендуемое в [6] осреднение показаний трансмиссометра за интервал 20–60 с представляет разумный компромисс между требованиями быстрой реакции на опасные изменения видимости (которые, как отмечалось выше, могут достигать с значительной вероятностью сотен метров в минуту) и необходимостью обеспечения сравнительной устойчивости и репрезентативности данных за счет фильтрации высокочастотных флуктуаций. Этот результат хорошо согласуется со значением, получаемым исходя из размера опасного образования с малой горизонтальной видимостью. Получение быстрой реакции на опасное ухудшение видимости и определенной устойчивости данных достигается также высокой оперативностью обновления данных (около 15 с) и формированием и выдачей не текущего, а минимального (осредненного) значения за интервал около 1,5 мин.

Полученные выше результаты о значительной вероятности коротких опасных образований ухудшенной видимости показывают, что для построения пространственно-временных моделей и сверхкраткосрочного прогнозирования МДВ необходимо более детальное описание структуры МДВ, в том числе, с точки зрения пространственного разрешения.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Баранов А. М., Аднашкин В. Н., Егорова Г. Д. Исследование ограниченной дальности видимости для обеспечения безопасности полетов воздушных судов гражданской авиации — Тр. ОЛАГА. Вып. 61. 1975. С. 7—10.
2. Баранов А. М. Облака и безопасность полетов. — Л.: Гидрометеониздат, 1983. 231 с.
3. Гетман А. П. Исследования пространственной и временной изменчивости граничной видимости для метеобеспечения полетов в ГА//Тр. VI конференции молодых ученых ЛГМИ. Деп. ВИНТИ № 1576-83.
4. Горышин В. И., Аствацатуров С. Л. Некоторые статистические характеристики изменчивости горизонтальной прозрачности атмосферы//Тр. ГГО. 1977. Вып. 384. С. 13—27.
5. Рацимор Н. Я. Некоторые характеристики изменения видимости во времени. ГМЦ. 1975. Вып. 143. С.
6. Руководство по практике наблюдений за дальностью видимости на ПП и передачи сообщений о ней. 1981. ИКАО.
7. Тихонов В. И. Выбросы случайных процессов. — М.: Наука, 1970. —392 с.

ЭНТРОПИЙНЫЙ МЕТОД ОЦЕНКИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ЭЛЕКТРОРАДИОЭЛЕМЕНТОВ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРИБОРОВ

В последнее время в условиях обостряющегося дефицита трудовых ресурсов все более актуальной становится проблема автоматизации метеорологических измерений, а вместе с ней возникают вопросы повышения надежности этих автоматизированных устройств. Дело в том, что метеорологические информационно-измерительные системы, например, аэродромные типа КРАМС, и сложные средства измерений эксплуатируются во всех климатических районах страны и акваториях морей. Причем, как правило, эти устройства работают в непрерывном режиме продолжительное время. В этих тяжелых условиях особенно быстро проявляются конструктивные просчеты проектировщиков, а также технологические дефекты сборочных единиц, комплектующих элементов, ячеек и блоков измерительных средств и систем. Естественно, что отказы этих устройств уменьшают количество метеорологической информации, собираемой для обслуживания народного хозяйства, влияют на безопасность работы воздушных судов, снижают эффективность контроля состояния природной среды. В этих условиях повышение качества электрорадиоэлементов, применяемых в метеорологических измерительных средствах и системах, приобретает особое важное значение.

Согласно РД-50-149-79 [1] показатели качества промышленной продукции, в том числе – изделий электронной техники (ИЭТ), должны выражаться в стоимостных или натуральных единицах. Такая разнообразная номенклатура единиц затрудняет решение главного вопроса квалиметрии – однозначной количественной оценки качества изделия, необходимых для обоснования решений при управлении и стандартизации. Известны случаи использования энтропийного подхода для характеристики состояния внутренней структуры ИЭТ [6], также при решении методологических вопросов ускоренных испытаний [4] в целях обеспечения физической диагностики и управления качеством. Ниже предлагается метод оценки показателей качества ИЭТ, метеорологических измерительных средств и систем, построенный, в отличие от упомянутых случаев, не на термодинамическом, а на информационном толковании энтропии.

Известно, что передача информации может быть осуществлена только материальным путем, т. е. путем использования для транспортировки информации энергии (импульсов тока, акустических колебаний, электромагнитных волн) или материальных объектов – перфокарты, перфоленты, магнитные ленты и т. п. С этой точки зрения ИЭТ, измерительные средства и системы можно рассматривать как носители информации о совокупности рабочих свойств, сочетание которых позволяет отнести изделие к исправным.

В основе оценки уровня качества изделий лежит сравнение совокупности его показателей с совокупностью показателей качества базового образца, т. е. с совокупностью показателей, характеризующих оптимальный или высший уровень качества на данный момент времени. В течение некоторого периода времени базовый образец или его модель обладают максимальным качеством, т. е. максимальной информацией о совокупности рабочих свойств „идеального” исправного изделия данного типа.

Наиболее точно количество информации, содержащейся в изделии может быть определено с помощью средств измерений. До момента проведения измерений содержание того или иного свойства в изделии техники, выражаемого значениями физической величины, известно приблизительно. Причем диапазон возможных значений широк и наглядно может быть проиллюстрирован на рис. 1 интервалом изменения случайной величины $\Delta X = X_+ - X_-$, где X_+ , X_- – верхняя и нижняя границы диапазона. Естественно, что реализация в изделии любого из значений (X) в пределах этого диапазона равновероятно, что и отображает прямоугольник равномерного распределения плотности вероятности $P(X)$ фиг. 2.

Как правило, в центре диапазона располагается отметка номинального значения (X_n), устанавливаемого с погрешностью Δ_n . Все образцы со значениями величины (X) в пределах интервала неопределенности $2\Delta_n$ относительно данного свойства обладают равным, приемлемым для потребителя качеством и, следовательно, его уровень должен быть принят за единицу. Выявление у такого образца того или иного значения случайной величины (X) в пределах $2\Delta_n$ равновероятно, что и отображает другой прямоугольник равномерного закона распределения – фиг. 1 на рис. 1.

Из теории информации известно [2], что информационная энтропия системы с равновозможными состояниями равна логарифму числа состояний, причем, согласно К. Шеннону, количество информации определяется как разность энтропий [7]. Следовательно, количество

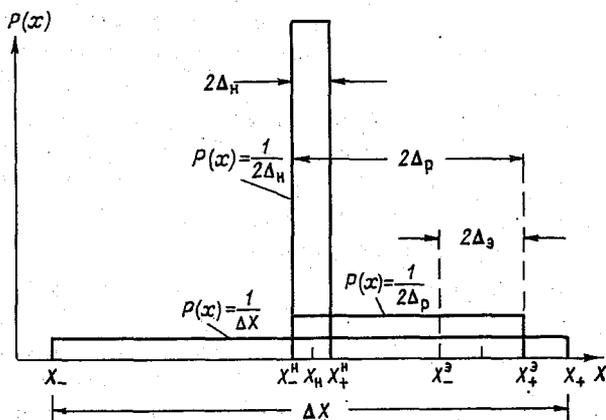


Рис. 1.

информации, содержащееся в базовом образце по данному свойству, может быть определено из соотношения

$$q_b = \ln \frac{X_+ - X_-}{2\Delta_n} = \ln \frac{\Delta X}{2\Delta_n} \quad (1)$$

Количество информации в базовом образце, определенное выражением (1), соответствует по приведенному условию уровню качества равному единице.

В процессе изготовления и эксплуатации изделия подвержены воздействию большого количества случайных факторов; кроме того при оценках показателей качества изделий возможны случайные погрешности методов и средств измерений. По этой причине показатели качества характеризуются случайными величинами, числовые значения которых могут быть определены только по достаточно большому числу наблюдений. По полученным при наблюдениях данным может быть построен статистический ряд для каждого изделия или группы изделий, разделен на разряды и оформлен в виде гистограмм, например такой как на рис. 2, где n – полное число проведенных актов измерений, l – длина интервала разряда, m_i – количество полученных результатов измерений, отнесенных в i -й интервал, $P_i(x) = m_i/(nl)$ – средняя по разряду плотность распределения вероятности (высота столбца). Гистограмма является приближенным отображением реаль-

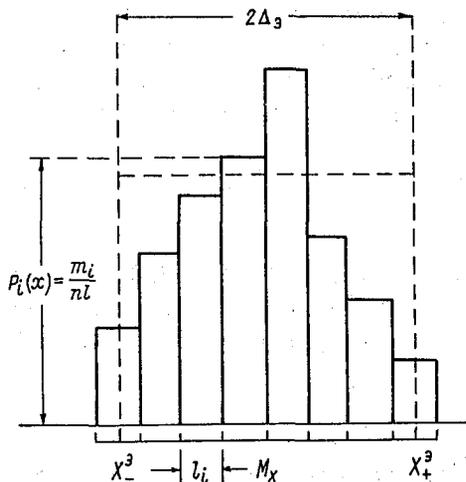


Рис. 2.

ной кривой функции распределения и имеет такую же природу, что и функции, представленные фиг. 1 и фиг. 2 на рис. 1. Согласно положениям работы [5], любая функция распределения плотности вероятности или гистограмма может быть заменена эквивалентным ей по энтропии прямоугольником равномерного закона распределения. Для определения размеров его основания $2\Delta_3$ удобно использовать выражение

$$2\Delta_3 = 2nl \exp \left(-\frac{1}{n} \sum_{i=1}^K m_i \ln m_i \right), \quad (2)$$

где K – количество разрядов, на которые разделен статистический ряд при построении гистограммы.

Если интервал неопределенности $2\Delta_H$ центрирован относительно отметки (X_H), то интервал эквивалентного замещения гистограммы $2\Delta_3$ симметричен относительно среднего арифметического полученных значений случайной величины (M_x).

Естественно, что на числовой оси случайной величины (X) (рис. 2) также может быть найдена отметка, соответствующая значению (M_x), и относительно нее влево и вправо отложен интервал $2\Delta_3$. Если до измерения существовала равная неопределенность относительно реализации какого-либо значения величины (X) в большом интервале (ΔX),

то после измерений интервал возможных значений сужается до границ X_H^H и X_H^3 ; причем, для интервала справедливо равенство $2\Delta_p = X_H^3 - X_H^H$. По аналогии с выражением (1) запишем выражение для определения количества информации для конкретного изделия или группы изделий

$$q_p = \ln \frac{\Delta X}{2\Delta_p} = \ln \frac{\Delta X}{|(M_x \pm \Delta_p) - X_H^H|} \quad (3)$$

Принимая во внимание, что величина q_6 соответствует единице уровня качества изделия, определим степень близости к этому уровню полученной реальной величины q_p через энтропийный коэффициент

$$K_H = \frac{q_c}{q_6} \quad (4)$$

Приведем пример расчета (K_H) для партии постоянных резисторов. В аэродромных метеорологических информационно-измерительных системах типа КРАМС комплект постоянных резисторов высокого качества используется для поддержания метрологических характеристик измерительного блока во времени. Предположив, что резисторы имеют номинал по электрическому сопротивлению $X_H = 470$ Ом при допуске отклонения 10%, т. е. $X_+ = 517$ Ом, $X_- = 423$ Ом, $\Delta X = 94$ Ом. Ограничим требования к точности измерения значений электрического сопротивления базовой модели резисторов интервалом $2\Delta_H = 0,01$ Ом. Тогда из соотношения (1) количество информации в базовой модели составит $q_6 = \ln(94/0,01) = 9,15$ бит.

Из данных обработки фактических результатов измерения электрического сопротивления резисторов партии положим $M_x = 450$ Ом при $2\Delta_p = \pm 25 = 50$ Ом. Тогда количество информации, содержащееся в каждом изделии такой партии, из выражения (3) равно $q_p = \ln[94/|(450 \pm 25) - 470|]$ или $q_{p+} = \ln(94/5) = 2,93$ бит, $q_{p-} = \ln(94/95) = 0,74$ бит. При определении искомого среднего значения качества по партии необходимо учесть то обстоятельство, что в интервале (450 ± 25) Ом существует и значение $X_H = 470$ Ом, при котором $q_6 = 9,15$ бит, поэтому искомое среднее значение будет определяться отношением

$$\bar{q}_p = [q_{p+} + q_{p-} + q_6]/3 \quad (5)$$

и окажется равным $q_p = 4,27$ бит. Тогда по формуле (4) уровень качества партии резисторов $K_H = 4,27/9,15 = 0,47$ или 47% от качества базового образца. Аналогично может быть оценен уровень качества единичного изделия.

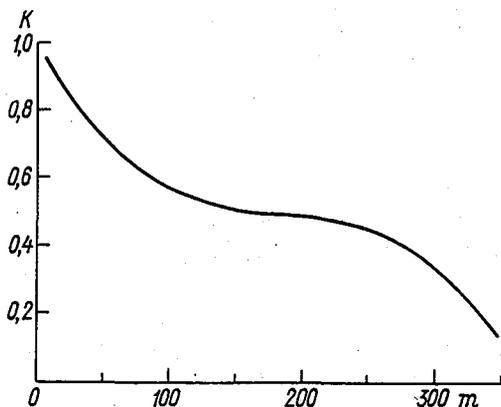


Рис. 3

Согласно п. 3.1.2 РД 50-149-79 кроме измерительного существует регистрационный метод, основанный на получении информации путем прямого подсчета числа интересующих событий или объектов, например, отказов изделия или числа его частей.

Если из возможного общего числа событий (n) реализуется (m) негативных случаев, то интервал неопределенности $2\Delta_p$ может быть найден из соотношения

$$2\Delta'_p = \frac{n}{\exp \frac{1}{n} [m \ln m + (n-m) \ln (n-m)]}, \quad (6)$$

количество информации из выражения

$$q' = \ln \frac{1}{\Delta'_p} = \ln \frac{2}{n} + \frac{m}{n} \ln m + \frac{(n-m)}{n} \ln (n-m), \quad (7)$$

а показатель уровня качества может быть рассчитан из системы равенств

$$\left. \begin{array}{l} \text{при } m < n/2 \quad K_H = 0,5 (1 + q'/\ln 2) \\ \text{при } m = n/2 \quad K_H = 0,5 \\ \text{при } m > n/2 \quad K_H = 0,5 (1 - q'/\ln 2) \end{array} \right\} . \quad (8)$$

В качестве примера на рис. 3 приведен график изменения (K_H) от числа негативных случаев при общем числе событий $m = 365$.

Третьим возможным способом получения информации, установленным в РД 50-149-79, является органолептический метод, основанный на использовании результатов восприятия исследуемых объектов органами чувств. Точность и достоверность информации, полученной таким методом, зависит от способностей, квалификации и навыков операторов. Метод не исключает возможности использования вспомогательных технических средств, например, при метеорологических наблюдениях на станциях устройств типа М-53. Результаты применения метода выражаются в баллах, степенях и других условных единицах. С точки зрения информационной теории измерений такие наблюдения относят к особому виду измерений по натуральным шкалам [3]. Для примера представим, что имеется десятибалльная шкала градации оценки коррозионного поражения конструкции изделия. В исходном состоянии поверхность исследуемых образцов, как правило, не отличается от состояния поверхности базового образца. Вследствие этого состояние поверхности должно быть отнесено к изначальной градации и количество информации, которое содержится в таких образцах по данному показателю, равно $q_6 = \ln(10/1) = 2,3$ бит. Допустим, что после испытаний степень поражения поверхности изделия оператором была отнесена к 5 градации. Следовательно, из-за ухудшения состояния поверхности количество информации по данному свойству после испытаний в образцах уменьшилось и стало равным $q_p = \ln(10/5) = 0,7$ бит. Отсюда значение показателя $K_n = 0,7/2,3 = 0,30$, т. е. уровень качества из-за коррозионного поражения соответствует лишь 30 % от исходного состояния поверхности.

Полученные описанными методами оценки можно складывать используя аддитивность энтропии, что является наиболее ценным свойством таких оценок. Если базовый образец имеет 17 показателей по рабочим свойствам, то его максимальный энтропийный показатель качества равен 17. Оцениваемые изделия будут лишь в той или иной степени приближаться к этому значению, а при его достижении качество, информационное содержание может быть повышено за счет более жестких требований.

В заключении отметим, что описанный прием пригоден для оценки показателей качества не только комплектующих электрорадиоэлементов, но и самих метеорологических приборов и систем. Кроме того прием применим для оценки качества работы поверительных устройств, испытательного оборудования, камер искусственного климата, а также качества самой атмосферы для технических целей. Это объясняется тем, что с повышением точности поддержания заданных метеорологических условий повышается качество работы камер. П

свою очередь условия атмосферы, сформированные естественным путем, могут быть представлены как результат работы природной климатической камеры. Если предположить, что она запрограммирована на поддержание нормальных условий, наиболее благоприятных для техники, то показатели качества такой камеры являются показателями самой атмосферы, т. е. показателями степени ее благоприятности для эксплуатации технических изделий.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. РД 50-159-79 Методические указания по оценке технического уровня и качества промышленной продукции. — М.: Изд-во стандартов, 1979. — 122 с.
2. Венцель Е. С. Теория измерений. — М.: Наука, 1969. — 576 с.
3. Новицкий П. В. Основы информационной теории измерительных устройств. — Л.: Энергия, 1968. — 164 с.
4. Пролейко В. М., Срегенский В. Н., Трейер В. В. Методические вопросы ускоренных испытаний изделий электронной техники. — М., ЦНИИ Электроника, Электронная техника, 1980, сер. 8. Управление качеством, метрология, стандартизация, вып. 2 (80)—3 (81), с. 226—232.
5. Рабинович В. И., Цапенко М. П. О количестве измерительной информации //Измерительная техника. 1963, № 4, с. 7—11.
6. Трейер В. В. Энтропийно-временные модели расходования ресурса изделий. — М., ЦНИИ Электроника, Электронная техника, 1978, сер. 8. Управление качеством, метрология, стандартизация, вып. 7 (69), с. 3—13.
7. Шеннон К. Работы по теории информации и кибернетики. — М.: Инostr. лит., 1963. — 457 с.

ОЦЕНКА ПРЕДЕЛЬНО ВОЗМОЖНОЙ ПОГРЕШНОСТИ ИЗМЕРЕНИЯ НАТУРАЛЬНОГО КОЭФФИЦИЕНТА ОСЛАБЛЕНИЯ ПРЯМОЙ СОЛНЕЧНОЙ РАДИАЦИИ АЭРОЗОЛЕМ

В настоящее время отсутствуют прямые методы измерения аэрозольной мутности атмосферы для интегральной области солнечного излучения. В [2] предложен метод определения натурального коэффициента ослабления прямой солнечной радиации аэрозолями μ'_a . Этот метод находится в стадии опытной эксплуатации и не имеет пока широкого применения. После окончательного апробирования этого метода и оценки его точностных характеристик определение величины μ'_a может быть включено в обязательный состав морских гидрометеорологических наблюдений, что позволит систематически собирать с морей и океанов информацию об аэрозольной мутности для целей антропогенного мониторинга климата.

Корректное описание, систематизация и изучение пространственно-временной изменчивости μ'_a невозможно без информации о погрешности получения характеристик мутности любым методом.

В данной работе делается попытка оценить значение предельно возможной погрешности определения μ'_a методом [2]. Этим методом значения μ'_a определяются косвенно (через измерения прямой солнечной радиации и влагосодержание атмосферы), используя следующее выражение:

$$\mu'_a = \{ \ln [S_{0, \Delta\lambda_1} \cdot T(l) + S_{0, \Delta\lambda_2} \cdot P(lW)] - \ln S_{\text{изм}} \} \cdot l^{-1}, \quad (1)$$

где $S_{0, \Delta\lambda_1}$ – подозонная солнечная постоянная в спектральном интервале $\Delta\lambda_1 = 0,3 \dots 0,8$ мкм; $S_{0, \Delta\lambda_2}$ – подозонная солнечная постоянная в спектральном интервале $\Delta\lambda_2 = 0,8 \dots 4,5$ мкм; $T(l)$ – интегральная функция пропускания для релеевского рассеяния; $P(lW)$ – интегральная функция пропускания для водяного пара; $S_{\text{изм}}$ – измеренное значение прямой солнечной радиации; l – длина пути солнечного луча в атмосфере, $l = 1/\sin h_{\odot}$, h_{\odot} – высота Солнца; $W_{\text{пр}}$ – приведенная (с учетом давления) масса водяного пара, содержащегося в вертикальном столбе атмосферы.

Учитывая погрешность каждой составляющей выражения (1) представим это выражение в виде:

$$\mu'_a \pm \Delta \mu'_a = \{ \ln [(S_{0, \Delta \lambda_1} \pm \Delta S_{0, \Delta \lambda_1}) \cdot [T(l) \pm \Delta T(l)] + (S_{0, \Delta \lambda_2} \pm \Delta S_{0, \Delta \lambda_2}) \cdot [P(IW) \pm \Delta P(IW)]] - \ln (S_{\text{изм}} \pm \Delta S) \} \cdot (l \pm \Delta l)^{-1}.$$

Анализируя (2), можно отметить следующее.

Погрешности $\Delta S_{0, \lambda_i}$, ΔS , Δl – случайные. Погрешности $\Delta T(l)$ и $\Delta P(IW)$ – сложные: составляющие $\Delta T(l)$ и $\Delta P(IW)$, зависящие от погрешности определения l и IW , являются случайными, а зависящие от выбора и вида функций $T(l)$ и $P(IW)$ – систематическими.

Таким образом, погрешности $\Delta T(l)$ и $\Delta P(IW)$ можно записать в виде:

$$\Delta T(l) = \pm \Delta T(l)_{\text{случ}} \pm \Delta T(l)_{\text{сист}};$$

$$\Delta P(IW) = \pm \Delta P(IW)_{\text{случ}} \pm P(IW)_{\text{сист}}.$$

Систематические погрешности $\Delta P(IW)$ и $\Delta T(l)$ со знаком „±” означают, что их знак зависит от выбора функций $P(IW)$ и $T(l)$.

Оценим отдельно предельно возможные значения перечисленных случайных погрешностей.

В связи с тем, что значения μ'_a рассчитываются по формуле (1), которая достаточно сложна, оценка значений $\Delta \mu'_{a \text{случ}}$ и $\Delta \mu'_{a \text{сист}}$ может быть выполнена численным методом.

Перепишем выражение (2) в виде:

$$\mu'_a \pm \Delta \mu'_a = \ln \left\{ \frac{(S_{0, \Delta \lambda_1} \pm \Delta S_{0, \Delta \lambda_1}) \cdot [T(l) \pm \Delta T(l)]}{S_{\text{изм}} \pm \Delta S} + \frac{(S_{0, \Delta \lambda_2} \pm \Delta S_{0, \Delta \lambda_2}) \cdot [P(IW) \pm \Delta P(IW)]}{S_{\text{изм}} \pm \Delta S} \right\} \cdot \sin(h_{\odot} \pm \Delta h). \quad (3)$$

Из выражения (3) следует, что максимальные значения $\mu'_{a \text{макс}}$ возможны в случаях, когда все погрешности Δ_i в числителе будут со знаком плюс, а в знаменателе – со знаком минус. Минимальные значения $\mu'_{a \text{мин}}$ возможны в обратной ситуации, т. е. когда все погрешности Δ_i в числителе со знаком минус, а в знаменателе со знаком плюс. Тогда погрешности, определяемые из выражений (4) и (5), будут максимальными по отношению к μ'_a (значения μ'_a рассчитываются по выражению (1)), но не одинаковыми по абсолютным значениям:

$$\Delta \mu'_{\text{макс } 1} = \mu'_{a \text{макс}} - \mu'_a \quad (4)$$

Значения случайных погрешностей, использованных
для оценок значений $\Delta\mu'_a$ по выражению (3)

Перечень случайных погрешностей	Максимально возможные значения	Источник информации
$\Delta S_0, \Delta\lambda_1$, кВт/м ²	0,004	Оценка сделана в данной статье
$\Delta S_0, \Delta\lambda_2$, кВт/м ²	0,003	То же
$\Delta S_{изм}$, кВт/м ²	0,005	[5]
$\Delta W_{пр}$, г/см ²	0,2	[3]
ΔI , %	1,5	Оценка сделана в данной статье
$\Delta T(I)_{случ}$, %	0,5	То же
$\Delta P(IW)_{случ}$, %	2,0	"

$$\Delta\mu'_{макс 2} = \mu'_{а мин} - \mu'_{а} \quad (5)$$

Очевидно, остальные возможные суммарные погрешности $\Delta\mu'_a$, вытекающие из выражения (3), будут находиться в пределах:

$$\Delta\mu'_{а макс 2} \leq \Delta\mu'_{а i} < \Delta\mu'_{а макс}$$

Для оценок $\Delta\mu'_{а макс 1, 2}$ по выражениям (3)–(5) была использована информация о случайных погрешностях, представленных в табл. 1.

Рассмотрим кратко, как получены погрешности, приведенные в табл. 1, кроме погрешностей $\Delta S_{изм}$ и $\Delta W_{пр}$, значения которых известны из литературных источников.

1. Оценка значений погрешностей подозонных солнечных постоянных ($\Delta S_0, \Delta\lambda_i$).

Всемирной метеорологической организацией (ВМО) принято следующее значение солнечной постоянной S_0 [1]:

$$S_0 = 1,367 \pm 0,007 \text{ кВт/м}^2.$$

Если погрешность 0,007 кВт/м² разделить пропорционально значениям подозонных солнечных постоянных $S_0, \Delta\lambda_1$ и $S_0, \Delta\lambda_2$, соответственно равным 0,696 и 0,574 кВт/м², то получим следующие значения погрешностей для $\Delta S_0, \Delta\lambda_1$ и $\Delta S_0, \Delta\lambda_2$:

$$\Delta S_{0, \Delta \lambda_1} = 0,004 \text{ кВт/м}^2 \text{ и } \Delta S_{0, \Delta \lambda_2} = 0,003 \text{ кВт/м}^2.$$

Оценка погрешности длины пути солнечного луча в атмосфере (Δl).

Длина пути солнечного луча в атмосфере определяется по высоте Солнца h_{\odot} . Высота Солнца может быть измерена секстаном, а также рассчитана по выражению (6):

$$\sin h_{\odot} = \sin \varphi \cdot \sin \delta + \cos \varphi \cdot \cos \delta \cdot \cos \tau_{\odot}, \quad (6)$$

где φ – широта пункта наблюдений, δ – склонение Солнца, τ_{\odot} – часовой угол Солнца.

Ошибка определения высоты Солнца по секстану очень мала и не превышает 1'. Расчет h_{\odot} по выражению (6) в сравнении с результатами инструментальных измерений высоты Солнца по секстану показал, что в 96 % случаев погрешность расчета h_{\odot} не превышает 0,5°. Это значение и было использовано для определения погрешности Δl , данные о которой для разных l представлены в табл. 2. Из этой таблицы видно, что погрешность Δl максимальна при $h_{\odot} = 30^\circ$ и по значению не превышает 1,5 % по отношению к l .

2. Оценка случайных и систематических погрешностей функции пропускания для релеевского рассеяния $\Delta T(l)_{\text{случ}}$ и $\Delta T(l)_{\text{сист}}$

Очевидно, что значение $\Delta T(l)_{\text{случ}}$ зависит от погрешности Δl . С учетом этой погрешности значения $\Delta T(l)_{\text{случ}}$ приведены в табл. 2. Они не превышают 0,5 %.

Значения $\Delta T(l)_{\text{сист}}$ как уже указывалось выше, зависят от выбора функции $T(l)$. Известно, что функция пропускания представляет собой отношение солнечной радиации S , прошедшей через определенный слой идеальной атмосферы, к солнечной радиации S_0 , падающей на верхнюю границу этого слоя, т. е. $T(l) = S/S_0$ для $0,3 \leq \lambda \leq 0,8$ мкм.

Таблица 2

Максимально возможные случайные погрешности составляющих выражения (3) для разных высот Солнца h_{\odot}

Составляющие выражения (3)	90°	80°	70°	60°	50°	40°	30°
l^*	1	1,015	1,064	1,155	1,305	1,556	2,000
Δl	0	0,002	0,004	0,006	0,010	0,016	0,030
$\Delta T(l)_{\text{случ}}$	0	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,003
$\Delta P(1W) (W = 5 \text{ г/см}^2)$	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,005
$\Delta P(1W) (W = 1 \text{ г/см}^2)$	0,007	0,007	0,007	0,008	0,009	0,011	0,015

По данным [7] значения энергетической освещенности прямой солнечной радиации в идеальной атмосфере в спектральном интервале от 0,3 до 0,8 мкм для оптических масс атмосферы $l = 1, 2$ равны соответственно 0,652 и 0,562 кВт/м². Солнечная постоянная для этого спектрального интервала $S'_0 = 0,783$ кВт/м².

Для $l = 1, 2$ функция $T(l)$ примет соответственно значения 0,833 и 0,718.

В выражении (1) для оценок μ'_a используется функция $T'(l)$, значения которой представлены в [6] (для $l = 1, 2$ эти значения равны соответственно 0,834 и 0,728. Различия между функциями $T(l)$ и $T'(l)$ не превышают 1,5 %. Следовательно, для оценок $\Delta\mu'_a$ по выражению (3) можно принять значение $\Delta T(l)_{\text{сист}} = 1,5$ %.

3. Оценка случайных и систематических погрешностей функции пропускания водяного пара: $\Delta P(IW)_{\text{случ}}$ и $\Delta P(IW)_{\text{сист}}$.

Случайная составляющая функций пропускания водяного пара зависит от значений погрешностей Δl и ΔW . О погрешности Δl уже говорилось выше, а возможная погрешность ΔW приведена в [3].

В реальных условиях при измерениях прямой солнечной радиации для определения μ'_a (как правило это безоблачные условия) приведенные массы водяного пара могут изменяться от 1 до 5 г/см². Для этих случаев, с учетом данных работы [3], в табл. 2 приведены значения $\Delta P(IW)_{\text{случ}}$ в диапазоне изменения оптических масс атмосферы от 1 до 2. Видно, что значения $\Delta P(IW)_{\text{случ}}$ не превышают 2 %.

Значение систематической составляющей погрешности $\Delta P(IW)_{\text{сист}}$ можно оценить из экспериментальных данных о поглощении радиации водяным паром, полученных разными исследователями. При сравнении этих данных в [6] и [7] авторы приводят значение погрешности функции пропускания водяного пара, не превышающее 5 %. В [4] отмечается, что пренебрежение поглощением CO₂ может привести к погрешности в определении $P(IW)$ в несколько процентов. Следовательно, общая систематическая погрешность $\Delta P(IW)_{\text{сист}}$ не может превышать 6–7 %.

После того как были получены значения погрешностей всех составляющих формулы (1) (см. табл. 1) по материалам экспедиции одного научно-исследовательского судна в различные широтные зоны Атлантики в период с 1983 по 1986 г: методом [2] были рассчитаны натуральные коэффициенты ослабления прямой солнечной радиации аэрозолем. Эти рассчитанные значения брали в качестве эталонных. Затем в каждую составляющую формулы (1) вносились предельные погрешности из табл. 1 и вычислялись максимальные по выражениям (4)

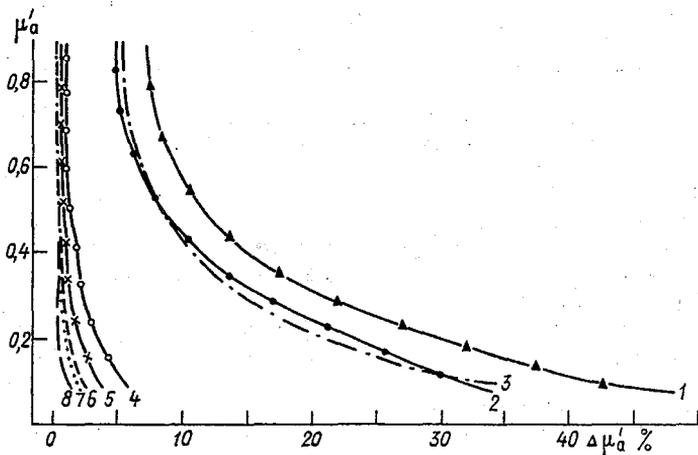


рис. Численные оценки вклада составляющих погрешностей измерения величины μ'_a в предельно возможную погрешность определения этой величины.

1 - $\Delta\mu_{a \max_1}$; 2 - $\Delta\mu_{a \max_2}$; 3 - ΔS ; 4 - $\Delta P(IW)$; 5 - $\Delta S_0, \Delta \lambda_i$; 6 - ΔW ; 7 - $\Delta T(I)$; 8 - ΔI .

(5) значения суммарной погрешности $\Delta\mu'_a$. Результаты расчетов показаны на рисунке.

Анализируя результаты моделирования отметим, что предельная погрешность определения μ'_a оказалась довольно значительной. Ее значения от 5-7% при μ'_a , близких к максимально возможным, увеличиваются до 35-45% при $\mu'_a \leq 0,1$.

Поэтому представлялось интересным выяснить какой вклад в суммарную погрешность $\Delta\mu'_a$ вносят погрешности каждой из составляющих формулы (1) в отдельности.

С этой целью были проведены соответствующие расчеты, результаты которых так же показаны на рисунке. Из рисунка видно, что наибольший вклад в суммарную погрешность расчета μ'_a (в значение μ'_a) вносит погрешность измерения прямой солнечной радиации: $\mu'_a = 5...6\%$ при $\mu'_a = 0,8...0,9$ и эта погрешность увеличивается до 30% при $\mu'_a \leq 0,1$.

Вклад ошибки определения функции пропускания водяного пара в суммарную погрешность $\Delta\mu'_a$ не превышает 6-7%, а вклад остальных составляющих выражения (1) не превышает 2-4%.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бю л л е т е н ь Всемирной Метеорологической организации № 2, том 3, апрель 1981.
2. Влияние аэрозолей и водяного пара на потоки солнечной радиации в центре экваториальной зоны Атлантики/В. Н. Капустин, Е. М. Козлов, Г. Н. Мартынова др. // Труды Межведомственной экспедиции „ТРОПЭКС-74“. Т. 1. Атмосфера. 1977. С. 638—643.
3. Евсеева Л. С. и др. Закономерности вертикального распределения водяного пара в атмосфере приэкваториальных широт Атлантического океана/Л. С. Евсеева, А. Т. Ершов, В. С. Самойленко // Труды „Межведомственной экспедиции ТРОПЭКС-74“. Т. 1. Атмосфера. 1976. С. 526—537.
4. Евсеева М. Г., Подольская Э. Л. Интегральная функция пропускания солнечной радиации в близкой к инфракрасной области спектра // Труды ЛГМИ, Вып. 4. 1970. С.
5. Методические указания по производству метеорологических и актиметрических наблюдений на научно-исследовательских судах/Под. ред. И. А. Дюбкина. РГГО, 1983.
6. Сивков С. И. Методы расчета характеристик солнечной радиации. Л.: Гидрометеиздат, 1968. —232 с.
7. Фейгельсон Е. М., Краснокутская Л. Д. Потоки солнечного излучения и облака. Л.: Гидрометеиздат, 1978.

СОДЕРЖАНИЕ

Л. И. Довбета, В. В. Лячнев, Н. П. Фатеев. К вопросу о классификации измерений	3
Л. И. Довбета, В. В. Лячнев, Н. П. Фатеев. О роли вычислительных устройств в измерительной цепи	11
В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев. Исследование метрологической надежности средств измерений влажности воздуха и осадков	19
В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев. Исследование метрологической надежности деформационных барометров	28
В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев, В. И. Ануфриев, В. И. Красов. Теоретические основы разработки программ испытаний газоанализаторов на метрологическую надежность	36
В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев. Анализ методов определения метрологической надежности газоанализаторов на сети ГМС	42
В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев, К. Г. Скворцов, Г. К. Попандуло, Т. А. Бураченко. Исследование погрешности опытных образцов нового аттика атмосферного давления автоматической метеостанции	54
Н. П. Фатеев, Ю. В. Рогалев, В. Ю. Окоренков. Методика поверки средств измерений скорости ветра на месте эксплуатации	63
В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев, Т. А. Бураченко. Система моделирования функционирования парка метеорологических средств измерений УГМ	72
В. Ю. Окоренков, Ю. В. Рогалев, Н. П. Фатеев. Исследование метрологической надежности и обоснование межповерочных интервалов образцовых станков для поверки ручных анемометров	78
Б. Л. Кожевников, В. В. Железнов. Устройство для поверки анемометров	83
С. Л. Аствацатуров, Н. П. Фатеев, В. Ф. Фомин. Способ аттестации нейтральных светофильтров для поверки измерителей метеорологической дальности видимости	88
Н. А. Архипова, Р. Г. Тимановская. Некоторые вопросы методики измерения температуры воздуха с борта судна	93
И. А. Дюбкин, Л. М. Колкова. Оценка степени искажения поля осадков орпусом судна	102
В. И. Лайхтман, С. М. Персин. Исследование характеристик дальности видимости с точки зрения теории выбросов	109
Б. Л. Кожевников, В. И. Питленко. Энтропийный метод оценки показателей качества электрорадиоэлементов метеорологических приборов	124
В. Н. Кессель. Оценка предельно возможной погрешности измерения натального коэффициента ослабления прямой солнечной радиации азрозолем	132

СБОРНИК НАУЧНЫХ ТРУДОВ

Труды ГГО

Вып. 522

**Метрологические исследования
и вопросы поверки
метеорологической аппаратуры**

Редактор М. А. Кустикова.

Н/К

Набрано на типо-тайпере в издательстве.

Подписано в печать 10.10.89. М-17688. Формат 60 х 84/16. Бумага офсетная 1. Печать офсетная
Усл. печ. л. 8,84. Усл. кр.-отг. 9,07. Уч.-изд. л. 8,70. Тираж 545 экз. Индекс МОЛ-109. Заказ **3733**

Цена 60 коп.

Гидрометеиздат. 199226, Ленинград, ул. Беринга, 38.

Московская типография № 9 НПО „Всесоюзная книжная палата” Госкомиздата СССР.

109033, Москва, Ж-33, ул. Волочаевская, 40.