

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ КОМИТЕТ СССР
ПО ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИИ
И КОНТРОЛЮ ПРИРОДНОЙ СРЕДЫ

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

Выпуск

476

МЕТРОЛОГИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ
И ВОПРОСЫ ПОВЕРКИ
МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ АППАРАТУРЫ

Под редакцией
канд. техн. наук Н. П. ФАТЕЕВА



ЛЕНИНГРАД ГИДРОМЕТЕОИЗДАТ 1985

778

УДК 551.501 : 508.824 : 389

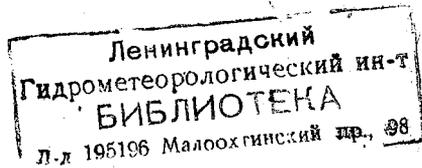
Сборник посвящен вопросам метрологического обеспечения метеорологических измерений. Содержатся результаты исследований надежности и обоснования оптимальных межповерочных интервалов средств измерений, даются рекомендации по контролю метрологических характеристик, а также рассматривается новая методика поверки приборов.

Предназначен для специалистов-метрологов, работающих в области метеорологических измерений. Он может быть полезен для преподавателей, аспирантов и студентов вузов и гидрометеорологических техникумов.

The publication deals with the problems of metrological support of meteorological measurements.

The articles contain the results of studies on the reliability and substantiation of optimal intercalibration intervals of measuring means, recommendations are given on the checking of their metrological characteristics, as well as a new technique is examined for calibrating instruments at the operation place.

The publication is meant for specialists-metrologists in the field of meteorological measurements and could be useful for instructors and students of hydro-meteorological institutes and technical schools.



1903040000-075
М 069(02)-85 39-82(2)

© Главная геофизическая
обсерватория им. А. И. Воейкова
(ГГО), 1985 г.

332131

В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев

ОПТИМАЛЬНЫЕ МЕЖПОВЕРОЧНЫЕ ИНТЕРВАЛЫ ДЛЯ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРИБОРОВ

До сих пор поверка метеорологических приборов проводилась по ориентировочно установленным межповерочным интервалам (МПИ) без учета их эксплуатационных характеристик, что в ряде случаев приводило к значительным технико-экономическим потерям. В последние годы в отделе метрологии ГГО были начаты работы по обоснованию оптимальных МПИ на основе теории надежности с использованием новых методов статистического анализа и моделирования процессов эксплуатации приборов на современных ЭВМ.

В настоящее время методы расчета метрологической надежности имеют скорее познавательную, чем практическую ценность и находятся еще в основном на стадии лабораторных исследований [1—3]. Существующие частные решения задачи применимы лишь к конкретным типам средств измерений (СИ) и не позволяют получить полного решения задачи, т. е. найти оптимальное управление с учетом основных факторов и процессов влияющих на метрологическую надежность СИ.

Теоретические основы и методика решения поставленной задачи изложены в статьях настоящего сборника «Новый подход к решению многоцелевых задач оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений», «Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений».

Для исследования метрологической надежности средств измерений с использованием ЭВМ был разработан метод расчета МПИ и пакет прикладных программ. В результате проведенной работы были рассчитаны оптимальные межповерочные интервалы для СИ атмосферного давления, температуры и солнечной радиации, внедрение которых позволит получить значительный экономический эффект (более 200 тыс. руб. в год). Результаты расчетов приведены в табл. 1. Метрологическая надежность СИ, обеспечиваемая расчетным значением оптимального МПИ, установлена с учетом класса точности СИ. В таблице приведены как постоян-

Оптимальные межповерочные интервалы средств измерений

Тип СИ	Разряд	Требуемая метрологическая надежность СИ	Постоянные МПИ		Необходимое число поверок за ресурс	Переменные МПИ
			МО, мес.	СКО, мес.		
КР	I	0,99	8	3	45	24, 19, 11, 16, 23, 21, 14, 16, 15, 18, 24, 9, 23, 8, 9, 10, 19, 18, 13, 11, 86, 107, 65
КР	II	0,95	72	3	5	
ИР	III	0,95	12	3	30	6, 24, 16, 13, 7, 16, 14, 10, 9, 9, 20, 17, 16, 13, 11, 18, 7, 13, 16, 9, 8, 23, 18, 22, 22, 15
МПБ	III	0,95	60	3	6	18, 60, 114
СР-А	Рабочие	0,95	72	3	5	93, 87, 23, 57, 32, 43, 24, 15
СР-Б	То же	0,95	72	3	5	93, 87, 23, 57, 32, 43, 24, 15
ДД КРАМС	"	0,95	18	3	3	39, 24
М-67	"	0,90	24	3	2	22, 21, 7, 17
М-98	"	0,90	24	3	2	22, 22, 8, 18

Средства измерения атмосферного давления

БАММ	"	0,90	24	3	2	22, 21, 7, 17
ДД АРМС	"	0,90	12	3	5	—

Средства измерения солнечной радиации

Актинометр	"	0,90	12	3	9	7, 11, 10, 6, 8, 18, 14, 12, 17, 17,
Балансомер	"	0,90	7	3	15	5, 4, 4, 4, 3, 5, 6, 4, 4, 5, 5, 5, 5, 5, 3, 5, 4, 4, 4, 6, 5, 5, 6, 5, 5
Альбедометр	"	0,90	6	3	18	5, 4, 4, 4, 3, 5, 6, 4, 4, 5, 5, 5, 5, 3, 5, 4, 4, 4, 6, 5, 5, 6, 5, 5, 6, 3, 5, 4, 5, 4

Средства измерения температуры

ТМ-1	"	0,95	48	3	2	—
ТМ-2	"	0,95	48	3	2	—
ТМ-3	"	0,95	48	3	2	—
ТМ-4	"	0,95	48	3	2	—
ТМ-5	"	0,95	12	3	10	—
ТМ-6	"	0,95	48	3	2	—
ТМ-7	"	0,95	48	3	2	—
ТМ-8	"	0,95	48	3	2	—
ТМ-9	"	0,95	24	3	5	—
ТМ-10	"	0,95	48	3	2	—

Тип СИ	Необходимое число поверок за ресурс		Пределный ресурс СИ, мес.	Ранее существовавшие МПИ		Необходимое число поверок за ресурс	Примечание
	СКО мес	МО, мес.		МО, мес.	СКО, мес.		
КР	3	23	360	—	—	—	МПИ ранее не установлены
КР	3	3	360	36	27.40	10	Существующие МПИ не обеспечивают рекомендуемую метрологическую надежность и пропускную способность СМО
ИР	3	26	360	36	—	—	Существующие МПИ не обеспечивают рекомендуемую метрологическую надежность
МБП	3	3	360	36	27.40	10	
СР-А	3	8	360	36	33.94	10	Переменные МПИ обеспечивают метрологическую надежность $P = 0,96$
СР-Б	3	8	360	36	33.96	10	
ДД КРАМС	3	2	60	12	3	5	
М-67	3	4	60	12	6	5	Переменные МПИ обеспечивают метрологическую надежность $P = 0,95$
М-98	3	4	60	12	6	5	То же, $P = 0,95$

БАММ	3	4	60	12	6	5
ДД АРС	3	—	60	12	6	5

Средства измерения солнечной радиации

Актинометр	3	10	108	1	—	108	Переменные МПИ обеспечивают метрологическую надежность $P = 0,95$ То же, $P = 0,95$ То же, $P = 0,95$
Балансомер	3	24	108	1	—	108	
Альбедометр	3	30	134	1	—	108	

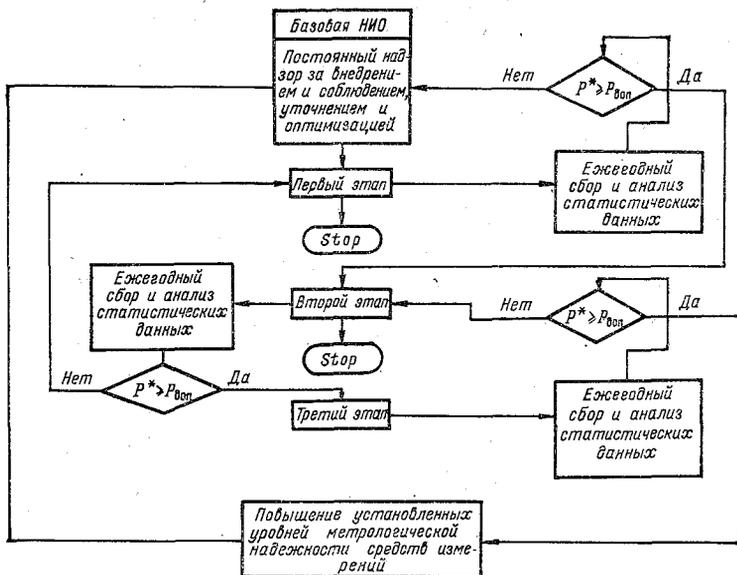
Средства измерения температуры

ТМ-1	—	—	120	Не установлены			—
ТМ-2	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-3	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-4	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-5	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-6	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-7	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-8	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-9	—	—	120	—	—	—	—
ТМ-10	—	—	120	—	—	—	—

Примечания: 1. СКО — допустимое среднее квадратичное отклонение от установленного МПИ (требуемая точность поддержания). 2. Расчеты переменных МПИ для СИ температуры не проводились вследствие практической невозможности их соблюдения из-за большого количества средств измерений. 3. МО — математическое ожидание МПИ.

ные, так и переменные МПИ, обеспечивающие при одинаковом значении установленной метрологической надежности более значительный экономический эффект.

Высокая эффективность неравномерных алгоритмов управления (МПИ) объясняется более точным учетом процессов приработки, старения и износа, определяющих изменение метрологической надежности СИ в процессе их эксплуатации.



Алгоритм внедрения МПИ СИ.

Внедрение новых значений как постоянных, так и переменных межповерочных интервалов СИ представляет собой отдельную и достаточно актуальную задачу, которая определяется постоянно растущими требованиями к повышению надежности СИ и точности получаемой информации. Для обеспечения высокой точности измерений необходимо постоянное повышение метрологической надежности СИ. Возможность увеличения метрологической надежности СИ заключается в постепенном переходе от оптимальных постоянных МПИ, рассчитываемых для типа СИ, к переменным МПИ и далее к индивидуальным МПИ, учитывающим, наряду с общими закономерностями процессов, влияющих на надежность, качество изготовления конкретных СИ и условий их эксплуатации.

Очевидно, внедрение переменных и индивидуальных МПИ, назначаемых в зависимости от срока службы СИ, является более сложной процедурой, чем внедрение постоянных МПИ, поэтому требуется разработка специального алгоритма внедрения МПИ.

На основании анализа возможностей существующей в Госкомгидромете системы метрологического обеспечения (СМО) разработан алгоритм внедрения МПИ СИ, показанный на рисунке. Алгоритм внедрения МПИ представляет собой три взаимосвязанных цикла, включающие в себя три этапа. Это обеспечивает повышение метрологической надежности СИ и одновременно повышение эффективности метрологического обслуживания и снижение экономических затрат на СМО.

Постоянный надзор за внедрением, соблюдением, уточнением и оптимизацией МПИ должна выполнять базовая (по метрологии) научно-исследовательская организация (НИО). На первом этапе рекомендуется внедрение постоянных МПИ для всех рабочих СИ и переменных МПИ для образцовых СИ. Базовая НИО в течение установленного МПИ осуществляет ежегодный сбор и анализ статистических данных о метрологической надежности СИ. В том случае, если в течение всего установленного МПИ фактически обеспечивается метрологическая надежность $P=1-n/N$ (n — число СИ, метрологически отказавших за МПИ, N — общее число СИ, находящихся в эксплуатации), то осуществляется переход на второй этап внедрения МПИ. Если метрологическая надежность не обеспечивается, то цикл первого этапа продолжается и по результатам эксплуатации базовая НИО уточняет значение МПИ.

На втором этапе рекомендуется внедрение переменных МПИ для всех рабочих СИ и индивидуальных МПИ для образцовых СИ I и II разрядов. Порядок внедрения аналогичен первому этапу, т. е. переход на следующий этап внедрения осуществляется при условии фактического обеспечения установленной метрологической надежности.

На третьем этапе рекомендуется повышение установленного уровня метрологической надежности СИ, если результаты первого и второго этапов внедрения позволяют это сделать. Далее цикл продолжается до момента достижения максимально возможного уровня метрологической надежности СИ при существующих возможностях системы метрологического обеспечения (СМО).

Целесообразность предлагаемого алгоритма внедрения МПИ определяется тем, что возможности СМО с течением времени увеличиваются, что позволяет повысить надежность СИ и снизить экономические затраты на поверку.

Оснащение СМО современной вычислительной техникой позволит разработать автоматизированные системы поверки и более оптимальные методы поверки СИ. Повышение надежности СИ, а также их долговечности и точности измерений, позволит снизить экономические затраты на их поверку и даст реальный экономический эффект.

1. Буловский П. И., Зайденберг М. Г. Надежность приборов систем управления. — Л.: Машиностроение, 1975, с. 131—132.
2. Веттапп Н. В., Zuverlässigkeit elektronischer Systeme — Fernmeldetechnik, 9 (1969), 8, 3, 9.
3. Веттапп Н. В. Проблемы установления и подтверждения требований к надежности приборов и систем. — В кн.: Надежность электронных элементов и систем. — М.: Мир, 1977, с. 179—180.

В. Ю. Окоренков

НОВЫЙ ПОДХОД К РЕШЕНИЮ МНОГОЦЕЛЕВЫХ ЗАДАЧ ОПТИМАЛЬНОГО УПРАВЛЕНИЯ И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Классические задачи оптимизации с одной целевой функцией, привлекающие в последние годы внимание специалистов, занимающихся проблемами оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений (СИ) и измерительных комплексов, связаны с рассмотрением многоцелевых задач [1]. Эти задачи отражают реальные ситуации, возникающие при управлении и прогнозировании в различных актуальных приложениях.

Поскольку только в исключительных случаях существуют планы (алгоритмы), доставляющие максимум всем целевым функциям одновременно, то сама постановка задач многоцелевой оптимизации является серьезной проблемой.

В основе решения задачи управления метрологической надежностью СИ лежит задача прогнозирования изменения надежности СИ в процессе их эксплуатации. Теория метрологической надежности СИ только начинает развиваться. В настоящее время в разработке методов управления метрологической надежностью известны два подхода. Первый — статистический подход, который базируется на изучении прошлого поведения изменения метрологических характеристик СИ в процессе эксплуатации и выбора достаточно правдоподобной модели изменения их надежности. В предположении, что процесс изменения метрологической надежности не зависит от времени, т. е. стационарен, предпринимается попытка экстраполяции состояния и надежности СИ на будущее без детального изучения физических основ самого процесса и учета влияния обслуживания СИ. По этой модели осуществляется расчет алгоритма целесообразного управления процессом эксплуатации СИ.

Очевидно, что выбор модели, ее описание, а главное, соответствие ее объективно существующему нестационарному процессу

эволюции метрологической надежности СИ во времени невозможно без ясного понимания физических процессов, влияющих на надежность СИ. Поэтому методы, основанные на этом подходе, малоэффективны и в большинстве случаев приводят к неверным результатам.

Второй подход — эмпирический. Он основан на следующих предположениях:

1) модель изменения состояния СИ во времени такова, что выбранные показатели надежности хорошо отражают истинный механизм эволюции надежности СИ в процессе их эксплуатации;

2) этот механизм не меняется, или, во всяком случае, не меняется столь быстро, чтобы сделать неверным предположение о том, что изменение метрологической надежности, выраженное в модели, построенной по эмпирическим данным, будет отражать и поведение СИ с точки зрения надежности в будущем, т. е. по существу это инерционный прогноз и на его основе расчет алгоритма управления.

Приближенность этого подхода очевидна, так как причинные механизмы процессов, влияющих на изменение надежности, динамика их развития в будущем оказывается вне поля зрения, а уровень обобщения эмпирической информации ограничен и определяется количеством анализируемых средств измерений, т. е. находится на низшей стадии обобщения.

Очевидно, что и этот подход малоэффективен, так как исходная информация представляет эмпирическую выборку случайных реализаций траекторий процессов эксплуатации СИ, причем траекторий не истинных, а наблюдаемых.

Этот факт не позволяет не только достаточно точно оценить модели изменения метрологической надежности во времени, но и получить точные количественные характеристики фактической надежности СИ и ее эволюции во времени.

Действительно, показатели метрологической надежности могут быть получены только при поверках или аттестациях СИ, а следовательно, результаты поверок зависят от фактически соблюдаемого алгоритма управления, который включает в себя периодичность поверок и ремонтов, периодичность поступления СИ в эксплуатацию и выхода СИ из эксплуатации.

Эти составляющие алгоритма определяются параметрами существующей системы метрологического обеспечения, а именно: пропускной способностью поверки и ремонта СИ, браками поверки первого и второго рода, квалификацией поверителей, эффективностью системы критического контроля измерений.

Таким образом, наблюдаемые потоки метрологических отказов или изменений погрешности СИ во времени, даже если они рассматриваются в форме обобщения всех траекторий процесса эксплуатации СИ (что обеспечивает однородность и сопоставимость случайных траекторий), не позволяют получить истинные траекто-

рии. Моменты возникновения и устранения метрологических отказов имеют размытые временные шкалы. Следствием этого является невозможность получения детерминированной обратной связи алгоритма управления, т. е. в общем случае стратегия управления не имеет замкнутого контура.

На основании вышеизложенного можно сделать следующие выводы.

1. Существующие подходы к решению указанной задачи малоэффективны и не могут обеспечить оптимального управления метрологической надежностью средств измерений.

2. Уровень обобщения используемой информации ограничен случайной выборкой эмпирических данных о наблюдаемых изменениях во времени метрологической надежности (погрешности), отражающей в большей степени влияние существовавшего алгоритма управления (последовательности межповерочных интервалов) и параметров самого процесса управления СМО, чем фактическое изменение метрологической надежности СИ. Это не позволяет выявить закономерности фактического нестационарного процесса изменения надежности и осуществить прогноз его развития на будущее, возможный лишь на основе обобщения исходной информации, отражающей полную структуру и эволюцию процесса изменения надежности СИ с учетом всех влияющих на него процессов.

Традиционные методы оптимального управления измерительными системами и средствами измерений с точки зрения минимизации потерь измерительной информации при допустимых экономических затратах и потерях (вследствии искажения информации) основывались, как это уже указывалось, на детерминистском подходе и только в последнее время стали интенсивно развиваться методы стохастического управления [5]. Однако при использовании известных детерминистских методов управления целевая функция задается в явном виде. Это значит, что правило, на основании которого в каждый момент времени формируется управление, определяется путем минимизации заданной функции переменных состояния или управления. При стохастическом подходе задача оптимального управления должна быть сформулирована таким образом, чтобы все ограничения и цели явно или неявно входили в критерий качества.

Подобная постановка задачи управления затрудняет практическое решение, а именно: в первом случае требуется задание целевой функции в явном виде. Однако вид целевых функций в случае управления метрологической надежностью, как выше указывалось, не может быть получен из эмпирических данных, а аналитическое представление даже одного из процессов, оказывающих влияние на изменение метрологической надежности во времени, представляет собой достаточно сложную задачу, поэтому целевая функция, отражающая комплексное влияние всех процессов аналитически не формализуема. Во втором случае необходима разработка универсального критерия качества, учитывающего влия-

ние всех процессов, генерирующих изменение метрологической надежности во времени. Очевидно, что чрезвычайно широкий спектр целей, которым должно удовлетворять оптимальное управление, не позволяет в настоящее время однозначно решить задачу разработки такого критерия качества.

Метрологическая надежность СИ и ее изменение в процессе их эксплуатации определяется целым рядом процессов: приработки, старения, износа, последовательностью метрологического обслуживания, соотношением образцовых и поверяемых СИ, определяющим браки поверки первого и второго рода. Это означает, что объекты управления в данном случае имеют сложную природу, поэтому традиционные методы теории управления оказались для них либо малоэффективными, либо просто непригодными [9].

Традиционные методы теории управления оказываются малоэффективными или непригодными в том случае, если:

1) не все цели управления метрологической надежностью могут быть выражены в виде количественных соотношений;

2) между рядом параметров, оказывающих влияние на процесс управления, не удается установить точных количественных зависимостей;

3) СИ изменяются со временем, меняется структура элементов их конструкции и их надежность и в целом весь процесс управления;

4) существующие способы описания СИ и протекающих в них процессов приводят к столь сложным конструкциям, что использование их практически невозможно;

5) процесс управления метрологической надежностью является многошаговым и содержание каждого шага не может быть заранее однозначно определено вследствие наличия браков поверки первого и второго рода;

6) исходная информационная база об эволюции метрологической надежности для получения точных детерминированных зависимостей, как правило, недостаточно репрезентативна или неоднородна, т. е. содержит и количественную и качественную информацию разных уровней обобщения.

Известно, что случайный процесс изменения погрешности во времени является нестационарным [10], следовательно, и процесс изменения метрологической надежности, например, вызванный потоком метрологических отказов, является нестационарным. Это обстоятельство, подтвержденное в исследованиях метрологической надежности метеорологических СИ, проведенных в ГГО им. А. И. Воейкова [7], осложняет решение задач.

Управление состоянием СИ заключается в проведении их регулировки, поверки, контроля или ремонта. Для обеспечения оптимального управления как метрологической, так и технической надежности необходимо рассчитать оптимальные моменты регулировки, поверки, контроля и ремонта средств измерений, соответствующие их минимальной стоимости и максимальной надежности, а также пропускной способности системы метрологического

обеспечения, осуществляющей обслуживание и управление состоянием СИ.

Традиционные методы рассматривают решение поставленной задачи в рамках марковских или полумарковских процессов [11], т. е. процессов без последствий, переходы которых обусловлены лишь временем, т. е. это качественно однородные переходы состояний СИ, количественные изменения которых обуславливают их переходы, причем в полумарковских процессах накопление количественных изменений и переходы состояний возможны как скачкообразно, так и постепенно.

Однако для СИ, имеющих значительный срок службы (22 и более лет) влияние процессов приработки, старения и износа приведет к ситуации, когда состояние СИ будет зависеть и определяться прошлым, т. е. историей всего процесса. Действительно, трудно ожидать, что средства измерений, которые в начале эксплуатации подвергались 3—4 ремонтам, сохранят свое состояние в будущем также хорошо, как и СИ, не имевшие ремонта.

Известно, что развитие процессов не является сугубо кумулятивным накоплением количественных изменений, а происходит дискретно, причем необратимость изменений приводит к возникновению не только нового количества, но и качества состояния, не сводимого к первоначальному. Следовательно, любой процесс имеет последствие, что и обуславливает причинно-следственные связи его дальнейшего развития.

Существующие подходы решения поставленной задачи описывают нестационарные процессы изменения надежности СИ в рамках независимости от их «истории» развития в прошлом. Впервые понимание зависимости будущего состояния СИ от истории процесса изменения параметрической надежности в целом отражено в работе [2], в которой были намечены также традиционные пути решения задачи в виде поиска новых характеристик состояния СИ, обеспечивающих учет эволюции процесса. Однако сложность теоретического описания процессов, влияющих на надежность СИ, и самих технических систем не позволяет получить удовлетворительного решения [6].

Вышеизложенное свидетельствует о необходимости разработки нового подхода к решению многоцелевых задач управления и прогнозирования метрологической надежности СИ.

Новый подход к решению многоцелевых задач управления и прогнозирования метрологической надежности СИ заключается в разработке структурных моделей процессов их эксплуатации, генерирующих все пространство состояний СИ и его эволюцию в процессе эксплуатации СИ, и в поиске оптимальных алгоритмов управления в моделируемом пространстве состояний.

Прогнозирование метрологической и технической надежности СИ достаточно легко осуществляется по пространству состояний, соответствующему оптимальному алгоритму управления, определяемому поиском в пространстве состояний методом Монте—Карло [4].

Новый подход к решению многоцелевых задач управления и прогнозирования параметрической надежности СИ основан на следующих положениях.

1. Любой нестационарный процесс может быть представлен в пространстве состояний, формально сжимаемом до счетного множества обобщающих несовместных макросостояний, структура которых образует полный цикл развития процесса, а взаимные переходы по соответствующим законам образуют временную траекторию нестационарного процесса их эксплуатации.

2. Вследствие большого числа конкретных ситуаций закономерности управления могут быть сформулированы лишь на достаточно общем уровне, т. е. на уровне макроструктур.

3. Для моделирования и управления сложными процессами эксплуатации СИ в зависимости от цели и исходной информационной базы необходима разработка нескольких моделей процесса различных уровней обобщения, являющихся проекциями реального процесса эксплуатации. Причем необходима разработка многоступенчатой информационной структуры методов, реализующих решение предлагаемым подходом. Это обусловлено тем, что исходной информацией для структурных моделей процесса эксплуатации высшего уровня обобщения является информация об эволюции макросостояний процесса, которая может быть получена из моделей, описывающих эти макросостояния, используя имеющуюся информацию более низкого уровня обобщения.

4. Структура решения задач управления и прогнозирования метрологической надежности СИ должна представлять собой многоступенчатый процесс. Причем, поскольку решения задач управления на каждом из промежуточных уровней относятся к одному и тому же процессу эксплуатации, они должны быть согласованы между собой, равно как и различные уровни обобщения количественной информации о состояниях СИ. Эта увязка должна осуществляться с помощью введения иерархической системы уровней обобщения количественной и качественной информации о состоянии СИ, связанных операциями обобщения и конкретизации.

5. Главной целью статистического моделирования процессов эксплуатации СИ является численное прогнозирование макросостояний СИ, соответствующих найденному оптимальному алгоритму управления их состоянием, т. е. численный прогноз метрологического состояния СИ, соответствующий найденному оптимальному управлению или иному возможному воздействию.

На основании изложенного выше подхода к решению указанного класса задач разработан метод численного прогнозирования и оптимального управления метрологической надежностью СИ.

Сущность метода состоит в следующем.

1. На первом этапе решается задача представления целевых функций состояния и управления СИ на поверхности отклика. Все пространство состояний СИ формально сжимается до счетного множества качественно отличных макросостояний, рекомби-

Зд.
отк.
данн.
ной п.
Кач.
цесс ре
Пред.
1. На
лгоритма
шения, т.
в * из об
ействам в
мости уп
ктории прс
ной его с

2. На последующих шагах пространство поиска до исчезновения более оптимальных алгоритмов управления. Используя принцип динамического программирования отыскивается более оптимальный алгоритм управления на основе уже полученного субоптимального. Для этого выбирается алгоритм управления, минимизирующий математическое ожидание E доли СИ, находящихся в метрологическом отказе, далее отыскивается более оптимальный алгоритм, обеспечивающий минимизацию E дисперсии доли СИ, находящихся в каждом из макросостояний. Это обеспечивает увеличение плотности их распределения, а следовательно, и надежность алгоритма управления. Затем отыскивается более оптимальный алгоритм управления, который дает максимум E доли СИ, находящихся в работоспособном состоянии.

Учитывая, что поиск алгоритмов управления осуществляется по пространству состояний, то для решения задачи, очевидно, необходимо сформировать его. Причем, как следует из постановки задачи, изменено понятие сходимости поиска оптимального алгоритма, что является весьма существенным решением, и предложено заменить детерминированную последовательность точек X^k ($k=1, 2, 3, \dots$) оптимального алгоритма управления последовательностью случайных оценок X^k , в некотором верстном смысле сходящихся к X^0 (в среднем по траектории). Например, пусть требуется найти $f(x) \rightarrow \max_{x \in R_n}$. Построим последовательность точек

$$X^{k+1} = X^k + \theta_k \xi^k, \quad k = 1, 2, 3, \dots, \text{ где } \xi^k \text{ — случайный вектор}$$

начинающихся с произвольной точки X^1 . В формуле (9) θ_k — шаг, ξ^k — случайный вектор, условное математическое ожидание равно

$$E(\xi^k | X^1, \dots, X^k) = \alpha_k \text{grad } f(X^k), \quad \alpha_k \text{ — шаг}$$

Таким образом, при построении X^k движение осуществляется в направлении локального градиента, как в градиентных методах [3], а в случайных методах — только в среднем совпадают с направлением градиента. Выигрыш состоит в том, что генерировать векторы ξ^k проще, чем вычислять градиент $\text{grad } f(X)$.

Формирование пространства состояний осуществляется по существу численным прогнозированием будущих состояний СИ. Знать будущую информацию и использовать ее для принятия решения является наиболее удобным способом прогнозирования вероятностного состояния СИ. Знать будущую информацию и использовать ее для принятия решения является наиболее удобным способом прогнозирования вероятностного состояния СИ.

Точное решение поставленной задачи практически невозможно получить из-за сложности аналитического описания выражения

n, m, ш, = n, A, до, за в, дящих, = n_2(t), Кри, лю СИ, времени, тации в м, Критер, СИ n_4(t), верки) в т, N(t), наход, Последни, исходя из п, обеспечения, ческой негодн,

(2—7). Поэтому для решения предлагается использовать алгоритмическое задание целевой функции, построение структурной модели процесса эксплуатации СИ и получение приближенного решения задачи посредством метода Монте-Карло.

IV. Формирование пространства состояний СИ осуществляется с помощью структурной модели процесса эксплуатации СИ, которая представлена в виде ориентированного графа (рис. 1). Матрица взаимных переходов макросостояний, приведенная в таб-

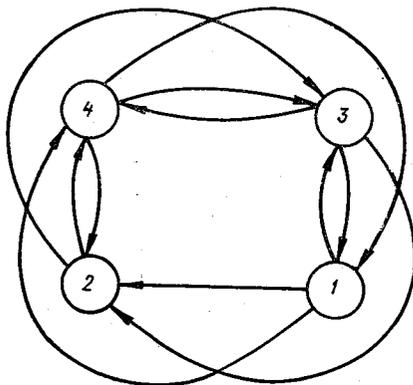


Рис. 1. Структурная модель процесса эксплуатации средств измерений в виде ориентированного графа.

лице, по существу, является временной логикой развития процесса эксплуатации. Приоритет перехода задается минимальным временем перехода по сравнению с каждым из состояний.

Динамика развития структурной модели задается временными функциями $E(t)$ и $D(t)$ наработки до переходов в состояния и модификацией априорных видов законов их распределения, что позволяет имитировать развитие процессов приработки, старения и износа СИ.

Необходимость получения информации об априорных видах законов распределения наработки до переходов в соответствующие состояния требует разработки системы моделей, способных адекватно описывать изменения погрешности СИ во времени, а следовательно, и изменения параметрической надежности на основе исходной информации низшего уровня обобщения.

Матрица смежности

s_i	s_j			
	1	2	3	4
1	0	1	1	1
2	0	0	1	1
3	1	1	0	1
4	1	1	1	0

Расчет оптимального алгоритма управления и численный прогноз метрологической надежности СИ на период их ресурса

Анализ, агрегирование и обобщение информации низших уровней (E_n)

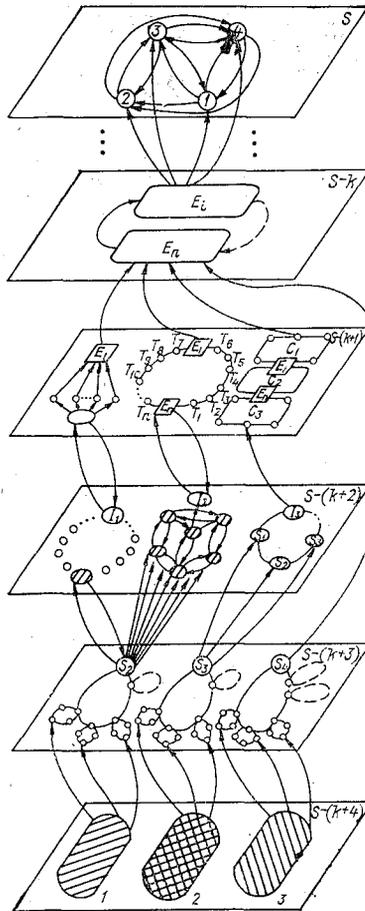
Поиск оптимальных моделей дрейфа погрешности СИ; расчет по ним параметров закона распределения наработки на метрологический отказ; расчет детерминированных алгоритмов управления (E_i)

Расщепление опорной модели дрейфа на множество анализируемых; формирование пространства моделей дрейфа (I_1)

Статистическое моделирование потоков метрологических отказов методом Монте-Карло (I_2)

Формирование опорной модели дрейфа погрешности СИ (S_2)
Формирование опорной информации о распределении потоков метрологических отказов (S_3)

Информация об изменении состояний СИ в виде изменений систематической и случайной погрешности СИ во времени (I)



Структурная модель процесса эксплуатации (генератор состояний)

Формирование массива исследуемых алгоритмов управления

Формирование квазистационарной модели потока метрологических отказов, расчет детерминированных алгоритмов управления с заданной доверительной вероятностью

Формирование макроструктур состояний по опорной информации о распределении потоков метрологических отказов (I_2)

Формирование опорной информационной базы о технической надежности, расчет параметров закона распределения для типа СИ (S_3)

Информация о технической надежности СИ в виде наработки до явного отказа (I)

Информация о потоках метрологических отказов СИ (I_2)

Рис. 2. Информационная структура моделей прогнозирования и оптимального управления надежностью СИ.

V. Обобщается требуемая для структурной модели информация из конечного числа относительно грубых моделей с целью лучшего приближения к описанию истинного процесса изменения погрешности СИ во времени. Информационная структура моделей прогнозирования приведена на рис. 2. Система моделей реализована на базе алгоритмических, полиномиальных и вероятностных моделей, используемых в зависимости от количества, качества и вида исходной информации об изменении надежности СИ, а также от уровня ее обобщения.

Практика эксплуатации СИ показала, что реально наблюдают-

ся следующие ситуации, определяющие различие методов решения задачи:

1) полное наличие информационной базы о данных об изменении надежности СИ по всему парку СИ;

2) недостаточное наличие статистических данных об изменении нормируемых метрологических характеристик во времени;

3) полное или частичное отсутствие информационной базы данных об изменении надежности СИ, но имеется возможность ее получения в полном объеме, достаточном для решения задачи путем проведения испытаний СИ на долговременную стабильность;

4) полное отсутствие информационной базы данных и невозможность получения репрезентативных данных в достаточном объеме путем проведения испытаний СИ на долговременную стабильность.

Вышеизложенное указывает на необходимость разработки метода решения, независимого от наличия или отсутствия достаточного объема информации об изменении состояний СИ в процессе их эксплуатаций. Для этого применяется принцип оптимальности — оптимальная последовательность решений обладает тем свойством, что каким бы ни было начальное решение, остальные должны быть оптимальными последовательными решениями по отношению к результату первого.

Применение этого принципа к реальной ситуации, по существу, приводит к использованию принципа декомпозиции решения: в начале находится решение подзадач (уровни от $S-(k+4)$ до $(S-k)$) разными методами, что обеспечивает их независимость и достоверность. Затем решение подзадач используется для решения больших подзадач и, наконец, для решения самой задачи (уровень S). Алгоритмы решения подзадач приводятся в описании пакета прикладных программ, реализующего предлагаемый метод в работе [8].

VI. Исходя из выбранного типа стратегии управления формируется пространство векторов управления. Детерминированные алгоритмы управления рассчитываются с помощью оптимальных моделей дрейфа погрешности СИ по известным выражениям [4]. Из второго неравенства Чебышева имеем, что

$$P = \{ |Y_d(t) - M_{Y_d}(t)| \geq K_{rp}(t) \sigma_{Y_d}(t) \} \leq \frac{1}{K_{rp}^2(t)}, \quad (10)$$

$$K_{rp}(t) = \frac{M_{Y_d}(t) - a_{rp}}{\sigma_{Y_d}(t)}, \quad (11)$$

$$a_{rp} = \begin{cases} a_v & \text{при } M_{Y_d}(t) \geq 0, \\ a_n & \text{при } M_{Y_d}(t) \leq 0, \end{cases} \quad (12)$$

где a_v , a_n — верхняя и нижняя границы поля предельно допускаемой погрешности СИ;

$M_{Y_d}(t)$ — математическое ожидание процесса дрейфа погрешности СИ,

$$Q(t) = \frac{1}{K_{гр}^2(t)}, \quad (13)$$

откуда

$$Q(t) - \alpha = 0, \quad (14)$$

где α — заданная вероятность выхода процесса дрейфа за установленный уровень.

Формула (14) — уравнение невыхода модели дрейфа за установленные границы, детерминированный вектор управления получим из неравенства:

$$Y_d(t) \leq \frac{1}{K_{гр}^2(t)} - \alpha. \quad (15)$$

VII. В пространстве поиска векторов управления ищется субоптимальный вектор управления с равномерным алгоритмом (постоянный МПИ), обеспечивающий сжатие пространства поиска оптимального вектора с неравным алгоритмом управления (более эффективно учитывающим процессы приработки, старения, износа СИ) в соответствии с целевой функцией вида (2) при ограничениях на макросостояние (3). Поиск осуществляется методом последовательного перебора и прогонки в пространстве состояний, сформированном структурной моделью. Начальная точка поиска и шаг выбираются из соображений требуемой точности расчета и прогноза метрологической надежности СИ. Пространство состояний формируется из 100, а при необходимости из 1000 и более временных траекторий процесса эксплуатации СИ, что обеспечивает оценку $E[\alpha_S(t)]$ и $D[\alpha_S(t)]$ с погрешностью не более 10—15% [10], а следовательно, и прогноз $\alpha_S(t)$.

VIII. В пространстве управления в окрестности протяженностью S вокруг субоптимального вектора управления, полученного на первом шаге решения, ищется оптимальный вектор с неравным алгоритмом управления. Решение задачи осуществляется последовательными шагами, учитывая указанный приоритет целевых функций (3) — (7).

Формирование анализируемых векторов, обеспечивающих сжатие пространства поиска оптимального вектора управления, осуществляется генерацией субоптимального вектора (найденного по моделям низших уровней обобщения) в пределах окрестности S , протяженность которой задается параметрами генерации E , D , а также параметрами $E-3D$ и $E+3D$ субоптимального вектора соответственно при нормальном и равномерном законах генерации.

IX. По результатам статистического моделирования процесса эксплуатации СИ осуществляется численный прогноз их метрологической надежности в виде функций распределения $\alpha_S(t)$ и их

оценок $E[\alpha_S(t)]$ и $D[\alpha_S(t)]$ по траектории процесса эксплуатации, а также в виде параметров законов распределения плотности вероятности прогнозируемых состояний СИ и их гистограмм соответствующих найденному оптимальному вектору управления их состоянием.

Х. При наличии эмпирических данных о распределении $\alpha_S(t)$ для типа СИ целесообразно использовать их в качестве тестирующей выборки качества прогноза

$$\theta(t) \geq |\alpha_2(t) - \alpha_{23}(t)| \quad (16)$$

или погрешности прогнозирования, которая в ряде случаев может быть значительно меньше предельной погрешности метода статистического моделирования [10], оценивающей прогноз $E[\alpha_S(t)]$ по траектории процесса при отсутствии эмпирических данных.

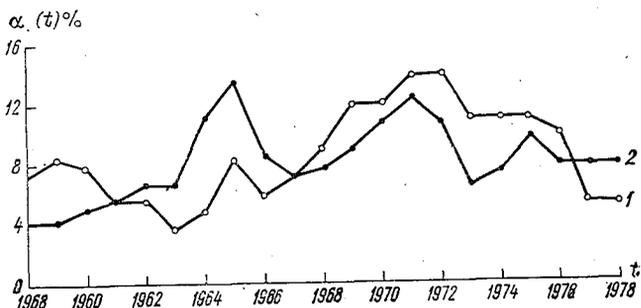


Рис. 3. Экспериментальная оценка долгосрочного прогноза метрологической надежности для образцовых барометров.

1) $\alpha_2(t)$ — прогнозируемый показатель метрологической надежности, 2) α_{23} — фактически наблюдавшийся показатель.

Эффективность метода численного прогнозирования и оптимального управления можно охарактеризовать по экспериментальной оценке долгосрочного прогноза показателя $\alpha_2(t)$ метрологической надежности образцовых барометров типа КР на период 20 лет. На рис. 3 показано распределение показателей метрологической надежности — прогнозируемого $\alpha_2(t)$ и фактически наблюдавшегося $\alpha_{23}(t)$. Математическое ожидание погрешности прогноза $E[\theta(t)] = 0,3\%$, а среднее квадратическое отклонение (СКО) составляет 3% . Полученные оценки прогнозируемых и экспериментальных данных позволяют сделать вывод о возможности долгосрочного прогнозирования метрологической надежности СИ разработанным методом. Предельная погрешность прогноза метрологической надежности может быть оценена как погрешность $E[\alpha_2(t)]$, которая в соответствии с [10] составляет $10-15\%$. Для рассматриваемого случая предельная погрешность ($\Delta\%$) прог-

ноза при доверительной вероятности $P_d=0,9973$ (3 СКО) может быть оценена величиной

$$\Delta = E[\theta(t)] + 3\text{СКО}[\theta(t)] = 0,3 + 9 = 9,3.$$

Аналогичные оценки предельной погрешности прогноза метрологической надежности получены для средств измерений, используемых в актинометрии (при прогнозе на 10 лет) и для СИ температуры (при прогнозе на 20 лет).

Таким образом, разработанный метод численного прогнозирования и оптимального управления метрологической надежностью средств измерений можно рекомендовать для внедрения на практике, что позволит получить значительный экономический эффект.

На основе изложенного выше метода разработан пакет прикладных программ для численного прогноза и оптимального управления метрологической надежностью СИ. Описание пакета программ изложено в работе [8].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Габасов Р., Кирилова Ф. М. Методы линейного программирования.— Минск: изд. БГУ им. В. И. Ленина, 1980.— 367 с.
2. Вазан М. Стохастическая аппроксимация.— М.: Наука, 1976, с. 86—91.
3. Еремин И. И., Мазуров В. Д. Нестационарные процессы математического программирования.— М.: Наука, 1979.
4. Ермаков С. М. Метод Монте-Карло и смежные вопросы.— М.: Наука, 1975.— 468 с.
5. Леондес К. Т. Фильтрация и стохастическое управление в динамических системах.— М.: Мир, 1980.— 402 с.
6. Надежность электронных элементов и систем/Пер. с нем. под ред. Х. Шнайдера.— М.: Мир, 1977.— 181 с.
7. Окоренков В. Ю. Обоснование межповерочных интервалов для образцовых барометров УГКС.— Труды ГГО, 1981, вып. 432, с. 96—103.
8. Окоренков В. Ю. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений.— См. наст. сб., с. 67—70.
9. Поспелов Д. А. Логико-лингвистические модели в системах управления.— М.: Энергоиздат, 1981.— 230 с.
10. Пугачев В. С. Теория вероятности и математическая статистика.— М.: Наука, 1979, с. 298—331.
11. Розенберг В. Я. Введение в теорию точности измерительных систем.— М.: Советское радио, 1975.— 302 с.

В. Ю. Окоренков

РАЗРАБОТКА И ОБОСНОВАНИЕ ТЕОРЕТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ ПРОЦЕССОВ, ОПРЕДЕЛЯЮЩИХ ИЗМЕНЕНИЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

К основным физическим процессам, определяющим изменение метрологической надежности средств измерений относятся процессы приработки, старения и износа, а также процесс управле-

ния надежностью, т. е. периодичность проверок, соотношения браков поверки I и II рода и т. д. Выбор модели процессов, определяющих возникновение отказов СИ должен основываться на знании конкретного физического механизма возникновения отказов СИ.

Для оценки статистических характеристик и определения математических моделей указанных выше процессов по данным 36 УГКС был собран статистический материал по четырем видам СИ, содержащим 27 типов СИ (давления, температуры, скорости воздушного потока и солнечной радиации). Количество анализируемых приборов для каждого типа СИ составило не менее 100.

Необходимость сбора столь значительного статистического материала обусловлена задачей объективного выявления взаимосвязи физического состояния СИ и конкретных моделей распределения метрологических отказов, а также исследования механизма отказов и распределений наработки до отказов для различных СИ. Проведенные в последние годы исследования показали, что самым распространенным видом отказа является «усталостное» разрушение. По существу, это разрушение представляет собой постепенный отказ того или иного элемента конструкции СИ под воздействием циклических нагрузок. При усталостном разрушении вблизи поверхности появляются одна или несколько трещин, которые распространяются на остальную область до тех пор, пока не возникает напряжение, достаточное для появления внезапного разрушения.

Согласно существующей теории разрушения, объясняющей механизм образования трещин, взаимосвязанные структуры в металле укрепляют друг друга примерно так же, как параллельные нити в пучке. Это вызывает эффект усреднения, так как нагрузка распределяется по всем прядям. В этом случае, согласно центральной предельной теоремы, применимо допущение о нормальном распределении наработки до отказа.

Действительно, с точки зрения старения материалов конструкции СИ подобное допущение, очевидно, оправдано, так как количество влияющих факторов на процесс старения СИ метеорологического назначения чрезвычайно велико.

Таким образом, для СИ механической конструкции процессы старения и приработки в начальный момент эксплуатации могут быть с некоторым приближением заданы моделями нормального распределения наработки до отказов, различающимися параметрами, динамикой развития и временной протяженностью.

Для СИ, содержащих такие элементы, как, например, рабочую жидкость, газ и другие, которые используются в качестве чувствительных элементов или просто элементов конструкции, представление процесса старения одной лишь моделью нормального распределения наработки до отказов будет упрощенным. Очевидно, процесс старения всей конструкции СИ необходимо разделить на составляющие (композицы), описывающие старение элементов кон-

струкции, принципиально отличающиеся между собой по механизму старения.

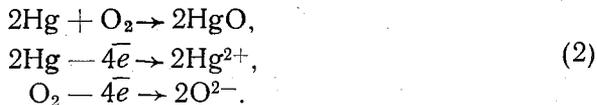
Таким образом, в качестве основного принципа декомпозиции физических процессов, определяющих изменение надежности СИ, должен быть использован принцип различия механизмов старения, износа и приработки отдельных элементов конструкции, что позволяет определить отдельные модели составляющих (композитов) процессов и представить указанные процессы совокупностью детерминированных или полудетерминированных моделей, достаточно полно описывающих физику процессов. Действительно немеханические элементы конструкций, а также некоторые специальные металлы и сплавы, имеют разные механизмы старения, т. е. со временем может происходить ослабление накопления разрушений структуры, так называемый «отпуск» материалов, что приводит к увеличению надежности этих элементов конструкции со временем. Подобный случай был исследован в работе [1], в которой содержится вывод о том, что механизм разрушения некоторых металлов носит затухающий характер, близкий к экспоненциальному. На основании этого можно предположить, что распределение интенсивности отказов во времени будет близко к экспоненциальной модели, а наработка на отказ со временем может увеличиваться. Для правильной оценки в целом всей композиционной модели процесса старения конструкции СИ необходимо учитывать вклад каждого из композитов в общую модель.

Для наглядной иллюстрации этих положений проведем декомпозицию процесса старения ртутных СИ (термометров и барометров). Механизм влияния процесса старения ртутных СИ на метрологическую надежность основан на механизме старения металлических элементов конструкции, а также на механизме старения рабочей жидкости (ртути).

Рассмотрим более подробно механизм старения рабочей жидкости. В основе механизма старения ртути лежит процесс изменения плотности ртути вследствие ее окисления кислородом воздуха. Модель этого процесса вытекает из уравнения [5]:

$$E = E_0 - \frac{RT}{nF} \ln \frac{C_{\text{вст}} \text{ Hg}}{C_{\text{ок}}(\text{HgO})}. \quad (1)$$

Здесь E — потенциал окисления, E_0 — стандартный потенциал окисления ($t=25^\circ\text{C}$, $p=1$ атм), R — газовая постоянная; F — число Фарадея, n — число электронов, участвующих в реакции, T — температура, $^\circ\text{C}$, $C_{\text{вст}}$ — концентрация Hg, $C_{\text{ок}}$ — концентрация HgO;



Таким образом, окислительная реакция протекает до равенства потенциалов окисления, причем процесс изменения плотности ртути имеет логарифмическую зависимость следовательно, модель

механизма процесса старения ртути должна быть близкой к ней, т. е. в общем виде подтверждаются выводы, полученные в работе [1]. Следовательно, количество метрологических отказов, вызванных этим процессом, в течение эксплуатации будет уменьшаться и в некоторый момент станет равным нулю, т. е. процесс старения ртути достигнет равновесного состояния. В соответствии с этим модель дрейфа систематической погрешности будет описываться временной функцией, в начале возрастающей до максимума (равновесное состояние), а затем плавно убывающей, т. е. в общем виде будет близка к нормальному закону распределения (рис. 1).

Для выделения процесса старения СИ в общем виде необходимо получить изменение систематической составляющей погрешности СИ во времени без учета проверок и ремонтов, а также субъективности операторов, оценивающих ошибки непосредственно сличением. Методика выявления совместного влияния процессов старения и износа для одного из типов СИ подробно изложена в работе [2]. По данным аттестаций СИ были получены аналитические выражения совместного влияния старения и износа, а также параметры их оценки для СИ давления и температуры. Анализ полученных результатов проводился методом, описанным в работе [3].

Аналитические выражения, характеризующие совместное влияние процессов старения и износа, имеют следующий вид:

для барометров типа КР

$$\Delta(t) = 0,051 - 0,029t + 0,0074t^2 - 0,0032t^3; \quad (3)$$

для барометров типа ИР

$$\Delta(t) = 0,002 + 0,061t - 0,0041t^2 + 0,000094t^3; \quad (4)$$

для барометров типа СР-А, СР-Б

$$\Delta(t) = 0,002 + 0,062t - 0,0044t^2 + 0,0001t^3; \quad (5)$$

для манометров типа МБП

$$\Delta(t) = 0,019 + 0,014t - 0,0071t^2 + 0,00046t^3; \quad (6)$$

для термометров типа ТМ-1

$$\Delta(t) = 0,052010 - 0,020005t + 0,002001t^2; \quad (7)$$

для термометров типа ТМ-2

$$\Delta(t) = 0,103260 - 0,011275t + 0,000295t^2; \quad (8)$$

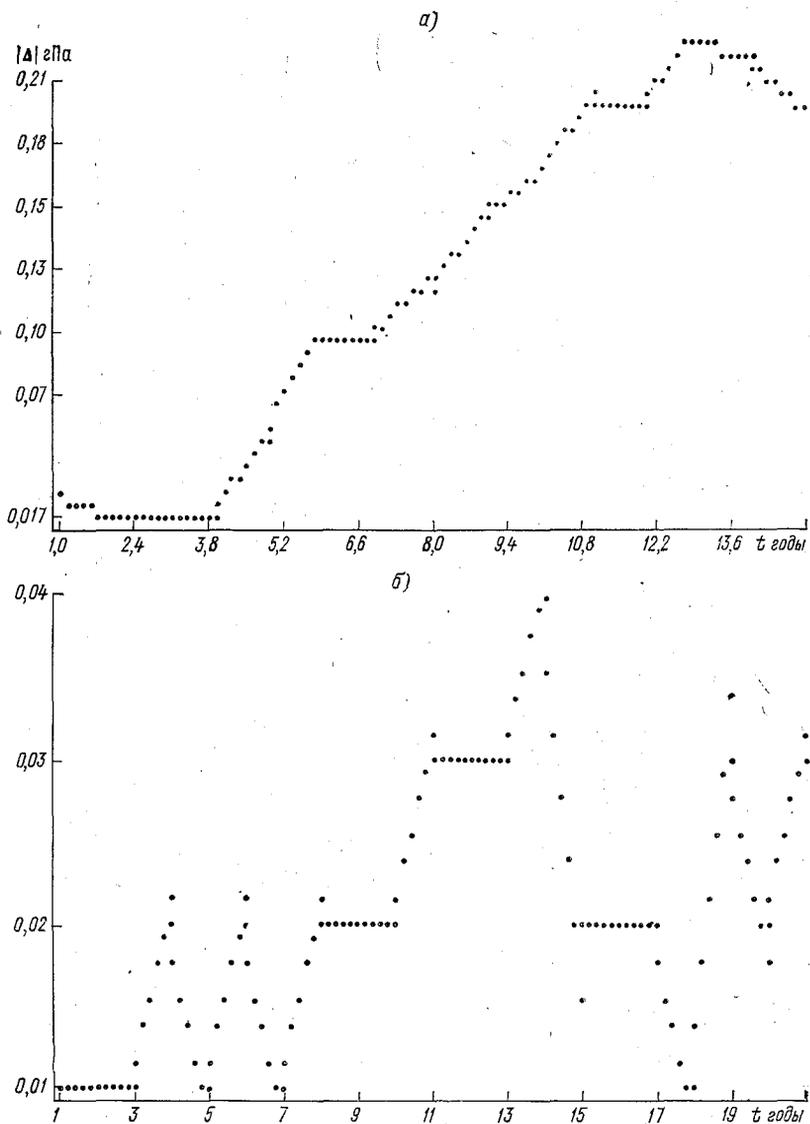


Рис. 1. Изменение во времени систематической погрешности барометров типа КР (а) и термометров типа ТМ-6 (б).

для термометров типа ТМ-3

$$\Delta(t) = 0,019500 - 0,014500t + 0,002500t^2; \quad (9)$$

для термометров типа ТМ-4

$$\Delta(t) = 0,057520 + 0,003489t - 0,001874t^2; \quad (10)$$

для термометров типа ТМ-6

$$\Delta(t) = 0,005 + 0,0022t - 0,0007t^2; \quad (11)$$

для термометров типа ТМ-7

$$\Delta(t) = 0,025849 - 0,017024t + 0,002881t^2; \quad (12)$$

для термометров типа ТМ-9

$$\Delta(t) = 0,090 - 0,0038t + 0,0026t^2 \quad (13)$$

Здесь Δ — абсолютное значение систематической погрешности; t — время эксплуатации.

Наличие знакопеременной составляющей дрейфа систематической погрешности СИ объясняется наличием случайных погрешностей периодически вносимых операторами в результаты аттестаций при поверках. Наличие именно этих периодических случайных составляющих искажает истинную композиционную модель процессов старения и износа.

Подтверждением влияния процесса поверок, выражающегося в наложении на модель процессов старения и износа знакопеременной составляющей случайного процесса, может служить процесс изменения систематических погрешностей образцовых барометров типа КР при наличии поверок (регулировок) и ремонтов (рис. 2). Очевидно, что случайные изменения метрологических характеристик СИ (в пределах их допуска) служат причиной возникновения знакопеременной составляющей погрешности.

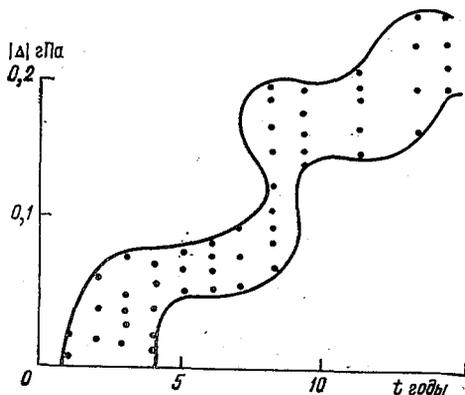


Рис. 2. Изменение систематической погрешности барометров типа КР при наличии поверок и ремонтов.

Таким образом, сравнивая полученные теоретические выводы относительно модели процесса старения (для рабочей жидкости) с экспериментальными данными изменения систематической погрешности СИ во времени (см. рис. 1 и 2), можно отметить общие закономерности. Полученные теоретические и экспериментальные выводы относительно моделей процесса старения и износа позволяют описать изменение метрологической надежности СИ вследствие влияния указанных процессов. Однако на возникновение метрологических отказов СИ, а следовательно, и на изменение метрологической надежности оказывает влияние еще целый комплекс факторов. Для полного выявления взаимосвязи конкретных физических процессов и изменений метрологической надежности СИ необходим комплексный учет всех процессов, т. е. учет процесса приработки СИ, алгоритма поверок (функции управления), соотношения погрешностей образцовых и поверяемых СИ, браков поверки I и II рода, учет нестационарности потоков отказов и их выявление, а также учет погрешности соблюдения установленных межповерочных интервалов.

Вышеизложенное показывает, что необходимо определить и оценить модели указанных процессов с помощью параметров потоков метрологических и явных отказов СИ, т. е. выявить прямую взаимосвязь между влиянием конкретных физических процессов и возникновением различных типов отказов СИ. Для этой цели были рассчитаны распределения статистической вероятности метрологических отказов во времени по формуле

$$F(t) = n(t)/N, \quad (14)$$

где $n(t)$ — количество метрологически отказавших СИ за интервал испытаний (дискретность $T_0=1$ год), N — общее количество средств измерений, которые исследовались за период времени

$$t = \sum_{i=1}^m T_0.$$

Пренебрегая различием условий испытаний (поверок, аттестации) СИ и допуская, что сами испытания независимы, по результатам поверок, проведенных в УГКС, были сформированы временные выборки по различным типам метрологических отказов (постепенных и внезапных), характеризующим воздействие процессов приработки, старения, износа, а также браков поверки I и II рода на надежность СИ. Постепенные метрологические отказы характеризуют постепенный выход нормируемых метрологических характеристик СИ за пределы допуска и вызываются в основном процессами старения и износа. Внезапные метрологические отказы характеризуют скачкообразный выход нормируемых метрологических характеристик за пределы допуска и вызываются в основном процессом приработки СИ и браками поверки I и II рода и сбоями.

Таким образом, изменение статистической вероятности метрологических отказов во времени будет характеризовать указанные

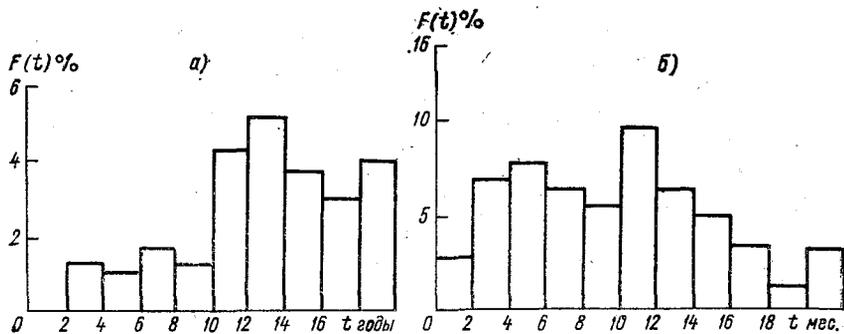


Рис 3. Распределение статистической вероятности метрологических отказов во времени для разных типов СИ.

a — термометры типа ТМ-6, *б* — актинометры.

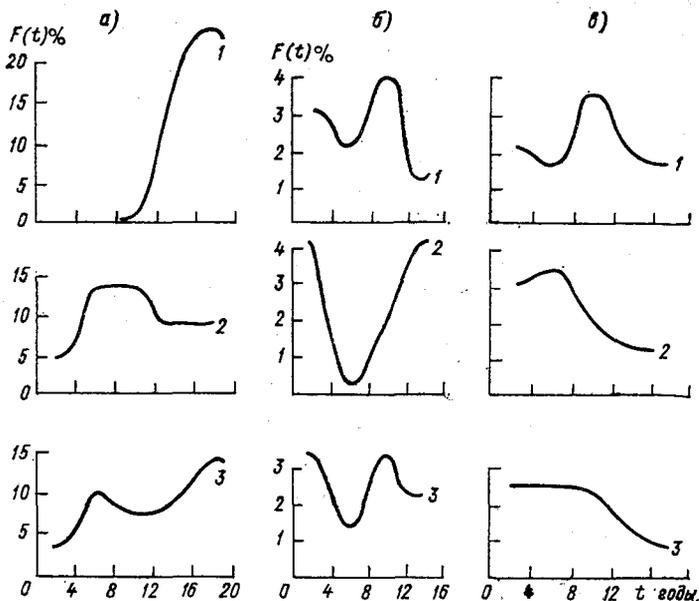


Рис. 4. Распределение статистической вероятности метрологических отказов во времени для разных типов СИ.

a — барометры КР, *б* — барометры ИР, *в* — барометры СР-А и СР-Б; метрологические отказы: 1 — постепенные, 2 — внезапные, 3 — суммарные.

выше процессы и динамику их развития, а следовательно позволит определить и эволюцию моделей процессов.

На рис. 3 и 4 приведены функции распределения статистической вероятности метрологических отказов различных типов. Очевидно, что полученные функции $F(t)$ нестационарны вследствие нестационарности потоков отказов СИ. Это позволяет предположить, что и процессы, вызывающие метрологические отказы, не-

стационарны и играют роль возмущений в реальных средствах измерений. Следовательно, представление моделей процессов в виде детерминированных функций является лишь некоторым приближением к реальным процессам. Более точно процессы приработки, старения и износа могут быть представлены полудетерминированными функциями.

Из приложений теории управления хорошо известен тот факт, что все реальные СИ функционируют в условиях тех или иных возмущений. В конкретной ситуации применительно к метрологической надежности, как уже было показано выше, действует целый комплекс внутренних (процессы приработки, старения и износа) и внешних (алгоритм проверок, браки проверок I, II рода, соотношения погрешностей, условия эксплуатации и т. д.) возмущений. Поэтому термин «возмущение» относится к особой категории вход-

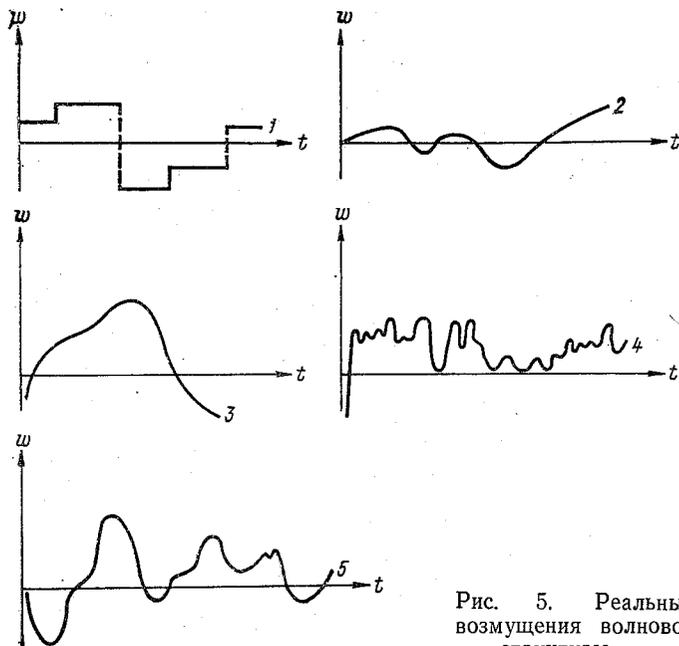


Рис. 5. Реальные возмущения волновой структуры.

$$\begin{aligned}
 &1) \quad w(t) = c, \quad \frac{dw}{dt} = \delta(t); \quad 2) \quad w(t) = c_1 + c_2(t), \quad \frac{d^2w}{dt^2} = w(t); \quad 3) \quad w(t) = \\
 &= c_1 + c_2 e^{-\alpha t}, \quad \frac{d^2w}{dt^2} = \alpha \frac{dw}{dt} = w(t); \quad 4) \quad w(t) = c_1 + c_2 \sin \gamma t + c_3 \cos \gamma t + \\
 &+ c_4 \sin \beta t + c_5 \cos \beta t, \quad \frac{d^3w}{dt^3} + (\gamma^2 + \beta^2) \frac{d^2w}{dt^2} + (\gamma\beta)^2 \frac{dw}{dt} = w(t); \\
 &5) \quad w(t) = (c_1 + c_2 t) e^{-\alpha t} + (c_3 + c_4 t) e^{-\beta t}, \quad \frac{d^4w}{dt^4} + k_1 \frac{d^2w}{dt^2} + k_2 \frac{d^2w}{dt^2} + \\
 &+ k_3 \frac{dw}{dt} + k_4 w = w(t).
 \end{aligned}$$

ных сигналов СИ, заранее неизвестных, которые представляют собой неуправляемые входные сигналы.

Возмущения $w(t)$, которые встречаются в реальных СИ, как показано в работе [1], можно разделить на две категории: возмущение типа шума и возмущения волновой структуры. Записи типа шума обычно имеют хаотический характер и резкие изломы, им не соответствует какая-либо сглаженность или регулярность. Типичными примерами шумовых возмущений применительно к метрологической надежности являются метрологические отказы СИ, возникающие вследствие брака поверки I и II рода. В этом случае роль возмущений играет сам процесс поверки, оказывающий большое влияние на управление метрологической надежностью СИ.

С другой стороны, записи возмущений, имеющих волновую структуру, показывают хорошо различимые волновые формы, по крайней мере на коротких интервалах времени. Некоторые примеры возмущений волновой структуры, описанные в работе [1], приведены на рис. 5.

Сравним реализации процессов приработки, старения и износа и общий процесс изменения метрологической надежности СИ (см. рис. 1—4) с реальными возмущениями, изображенными на рис. 5. Из анализа функций, характеризующих процессы, вызывающие отказы СИ, и анализа динамических характеристик процессов, порождающих возмущения (отказы), можно сделать вывод о волновой структуре указанных процессов. Возмущения волновой структуры характеризуются хорошо выраженной периодичностью. Возмущения $w(t)$, приведенные на рис. 5 (см. кривые 1—4) можно описать с помощью полудетерминированных аналитических выражений следующего вида

$$w(t) = JN[f_1(t), f_2(t), \dots, f_M(t); c_1, \dots, c_L]. \quad (15)$$

Здесь $f_i(t)$, $i=1, 2, \dots, M$ (M — конечная величина) — известные функции; c_k ($k=1, \dots, L$) — неизвестные параметры, которые могут в некоторый момент изменять значения случайным кусочно-постоянным образом. Математические модели вида (15) называются «волновым» описанием возмущения $w(t)$.

Набор известных функций $f_i(t)$ в уравнении (15) должен отражать все волновые формы, обнаруженные в экспериментальных записях $w(t)$, в нашем случае $F(t)$. Обычно параметры потока отказов обозначают через $w(t)$, а так как наработка на отказ также характеризует параметры потока отказов, то смысл этих величин в данном случае аналогичен.

Параметр возмущений $w(t)$ в функциональном пространстве в работе [1] описывается линейным уравнением, являющимся наиболее важным с практической точки зрения:

$$w(t) = c_1 f_1(t) + c_2 f_2(t) + \dots + c_M f_M(t). \quad (16)$$

Набор функций $\{f_1(t), \dots, f_M(t)\}$ играет роль конечного базиса функционального пространства, а c_i — кусочно-постоянные коэффициенты.

Таким образом, согласно уравнению (16), неопределенное возмущение $w(t)$ (возмущающий процесс) может быть представлено в момент времени t линейной комбинацией известных базисных функций $f_i(t)$, имеющих неизвестные коэффициенты c_i (время от времени они могут изменять свои значения случайным кусочно-постоянным образом).

Анализ экспериментальных данных, приведенных на рис. 1—4 и анализ параметров процесса эксплуатации СИ позволяет выбрать систему базисных функций $\{f_i(t)\}$, а также определить модель «состояния». Другими словами, как это показано в работе [1], уравнение (16) можно рассматривать как известное общее решение искомого неизвестного дифференциального уравнения изменения метрологической надежности СИ во времени.

Как следует из вышеизложенного, наиболее важной задачей является оптимальный выбор базисных функций $\{f_i(t)\}$, что в конечном итоге будет определять полноту и объективность полученного решения. Кроме указанной задачи, необходимо решить задачу сопряжения коэффициентов c_i базисных функций, изменяющихся случайным образом. Форма или матрица сопряжения определяется вкладом каждой базисной функции композитов в общую модель состояния. Поэтому пропорции, в которых сопрягаются базисные функции в общей (композиционной) модели состояния, должны задаваться априорно, т. е. определяться экспериментально.

Композиционное распределение процессов приработки и старения, играющих роль возмущений и приводящих к возникновению метрологических отказов (см. рис. 1—4), в общем виде может быть представлено моделью возмущения $w(t)$, показанной на рис. 5 (кривая 3), так как совместное влияние указанных процессов наиболее полно описывается этой моделью и сохраняет все особенности динамики развития процессов (см. рис. 1б, 3б, 4б). Процесс износа конструкции СИ может быть описан экспоненциальной моделью возмущения.

Модель возмущения $w(t)$, представленная на рис. 5 (кривая 3), согласно [1], можно представить в виде

$$w(t) = c_1 + c_2 e^{-\alpha t},$$

$$\frac{d^2 w}{dt^2} + \alpha \frac{dw}{dt} = w(t) \quad (17)$$

и преобразования Лапласа

$$w(s) = \alpha [w(t)] = c_1 \left(\frac{1}{s} \right) + c_2 \left(\frac{1}{s + \alpha} \right), \quad (18)$$

которое может быть приведено к виду

$$w(s) = \frac{[c_1(s + \alpha) + c_2 s]}{s(s + \alpha)}. \quad (19)$$

Как показано в работе [1], возмущение $w(t)$ удовлетворяет дифференциальному уравнению второго порядка, а именно

$$\frac{d^2 w}{dt^2} + \alpha \frac{dw}{dt} = w(t). \quad (20)$$

Эквивалентное представление первого порядка модели состояния СИ имеет вид:

$$w = 1,0 \left(\frac{Z_1}{Z_2} \right), \quad (21)$$

$$\dot{Z}_1 = Z_2 + \sigma_1(t), \quad \dot{Z}_2 = -\alpha Z_2 + \sigma_2(t). \quad (22)$$

Таким образом мы получили обобщенную модель для описания физических процессов, обуславливающих изменения метрологической надежности СИ во времени.

Применение разработанной модели для расчета и прогнозирования метрологической надежности СИ может быть осуществлено методом линейного программирования. Реализация этого метода представляет собой сложную процедуру и в данной работе не приводится.

Необходимо отметить, что удовлетворительные результаты можно получить, ограничившись рассмотрением только линейных форм моделей состояния для скалярного возмущения $w(t)$, имеющего волновое описание вида:

$$w(t) = H(t)Z, \quad (23)$$

$$\dot{Z} = D(t)Z + \sigma(t), \quad (24)$$

$$w(t) = H(t)Z + L(t)\chi, \quad (25)$$

$$\dot{Z} = D(t)Z + M(t)\chi + \sigma(t). \quad (26)$$

Здесь $H(t)$, $D(t)$, $L(t)$ и $M(t)$ являются матрицами $p \times p$, $p \times p$, $p \times n$ и $p \times n$, которые предполагаются известными.

Поскольку выбор матриц H и D неограничен, необходимо отыскать простейшую форму матриц так же, как и наименьшие размерности $p \times p$.

В конкретном случае расчета модели для рассматриваемых СИ нам уже известен вид базисных функций $f_i(t)$, поэтому для каждой функции можно взять производные и среди $\{f_i(t)\}$ и их производных искать такие, которые удовлетворяют уравнению [1]:

$$\begin{aligned} & \frac{d^p w}{dt^p} + q_p \frac{d^{p-1} w}{dt^{p-1}} + q_{p-1} \frac{d^{p-2} w}{dt^{p-2}} + \dots + \\ & + q_2 \frac{dw}{dt} + q_1 w = w(t). \end{aligned} \quad (27)$$

Так как в нашем случае базисные функции $f_i(t)$ в уравнении (15) имеют преобразование Лапласа вида

$$f_i(s) = \frac{P_{mi}(s)}{Q_{ni}}, \quad (28)$$

где $P_{mi}(s)$ и $Q_{ni}(s)$ — полиномы соответственно m -й и n -й степени, $Q \leq m_i \leq n_i < \infty$, то для нахождения модели состояния, описываемой уравнением (27), требуется только вычислить коэффициенты $\{q_1, q_2, \dots, q_s\}$, что не представляет собой сложности.

Как показано в работе [1], возможности волновых моделей (23), (24), (25) и (26) довольно широки. Даже в случае когда H и D являются константами, модели (23) и (24) способны описывать возмущения $\omega(t)$, базисные функции которых $f_i(t)$ в уравнении (15) состоят из констант, функций, изменяющихся с постоянной скоростью или постоянным ускорением, временных полино-

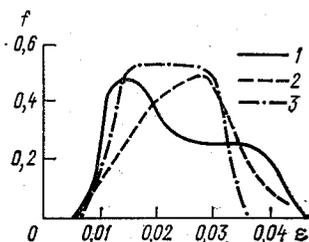


Рис. 6. Распределение плотности метрологических отказов барометров КР для разных периодов их эксплуатации.

Период эксплуатации: 1 — первые 10 лет, 2 — 10–20 лет, 3 — 20–30 лет.

мов общего вида, затухающих, возрастающих и установившихся синусоид, затухающих или возрастающих экспонент, последовательностей импульсов и т. д. Если задать изменения матриц H и D , то модель (23) способна моделировать возмущения $\omega(t)$, имеющие значительно более сложные базисные функции $f_i(t)$, например, колебания с переменной частотой (что характерно для изменения метрологической надежности СИ во времени), экспоненты с переменными константами, полиномы с дробными показателями степени и любые другим функции $f_i(t)$, удовлетворяющие линейному дифференциальному уравнению с переменными коэффициентами. Таким образом, использование волновых моделей возмущений для моделирования изменения метрологической надежности СИ во времени является перспективным.

Для оценки конкретных типов законов распределения метрологических отказов, а также их эволюции в процессе эксплуатации СИ были построены функции эмпирического распределения плотности вероятности метрологических отказов. Для оценки модификации законов распределения метрологических отказов весь ресурс СИ был разбит на несколько равных интервалов. Предполагалось, что в этих интервалах результаты аттестаций СИ статистически независимы. Выбор столь значительного интервала исследования (10 лет) объясняется малой интенсивностью процессов, влияющих на метрологическую надежность. В границах каж-

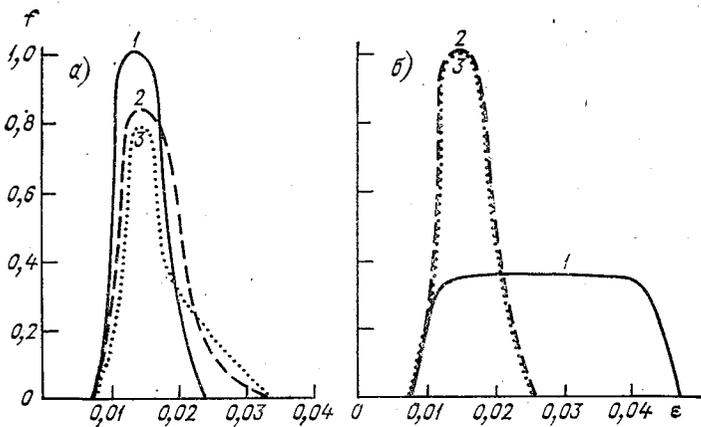


Рис. 7. Распределение плотности метрологических отказов барометров типа ИР для разных периодов их эксплуатации. Период эксплуатации: 1 — первые 10 лет, 2 — 10—20 лет, 3 — 20—30 лет; а — постепенные метрологические отказы, б — внезапные.

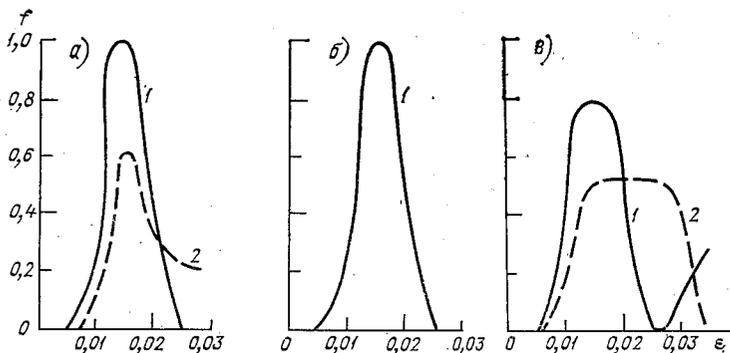


Рис. 8. Распределение плотности метрологических отказов барометров ИР.

а — постепенные метрологические отказы, б — внезапные, в — суммарные; период эксплуатации: 1 — первые 10 лет, 2 — 10—20 лет.

дого интервала были построены плотности распределения вероятности отказов $\varepsilon = n_s/N$; где n_s — количество СИ метрологически отказавших за интервал, N — общее количество аттестуемых СИ.

Различие динамики развития и интенсивности протекания во времени процессов приработки, старения и износа приводит к изменению плотности вероятности метрологических отказов во времени.

На рис. 6—9 показано распределение плотности метрологических отказов по их типам и модификации через каждые 10 лет эксплуатации СИ. Из анализа этих данных можно сделать вывод о возможности представления общей модели изменения метрологической надежности исследуемых средств измерений динамиче-

ской композицией законов распределения от двойного экспоненциального в начале эксплуатации до усеченного нормального в конце эксплуатации.

Динамика метрологической надежности СИ наглядно иллюстрируется изменением математического ожидания вероятности метрологических отказов в процессе эксплуатации барометров разных типов (рис. 10).

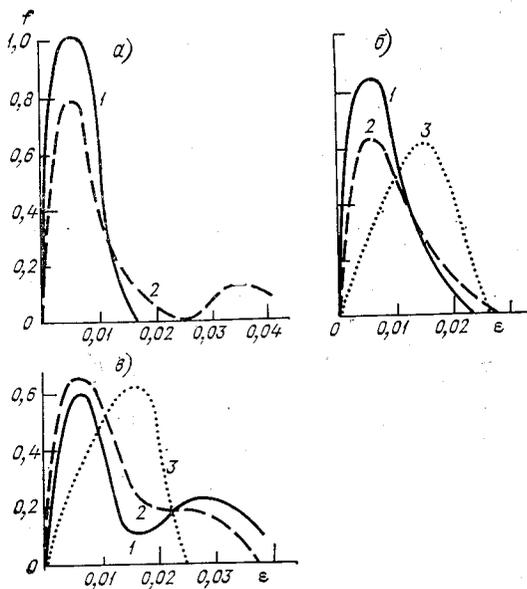


Рис. 9. Распределение плотностей метрологических отказов барометров СР-А и СР-Б.

Метрологические отказы: а — внезапные, б — постепенные, в — суммарные; период эксплуатации: 1 — первые 10 лет эксплуатации, 2 — 10—20 лет, 3 — 20—30 лет.

Аналогичные законы распределения наработки на метрологические отказы были получены и для других средств измерения, а именно для приборов, измеряющих скорость воздушного потока (рис. 10) и температуру, а также для актинометрических приборов.

Анализ показал, что изменение математического ожидания вероятности метрологических отказов в процессе эксплуатации барометров КР от 10 до 20 лет наиболее существенно, при эксплуатации свыше 20 лет возрастает дисперсия плотности отказов, что характерно для особенностей эксплуатации и объясняется стабилизацией процессов приработки, старения и развитием процесса износа, что приводит к росту случайных погрешностей СИ. Аналогичная картина изменения математического ожидания плотно-

сти метрологических отказов наблюдается у барометров СР-А и СР-Б, причем в последние 10 лет их эксплуатации заметна тенденция к возрастанию плотности отказов (см. рис. 9).

Анализ исследования наработки на технические (явные) отказы для всех без исключения метеорологических СИ показал, что наработка на явный отказ подчиняется экспоненциальному закону.

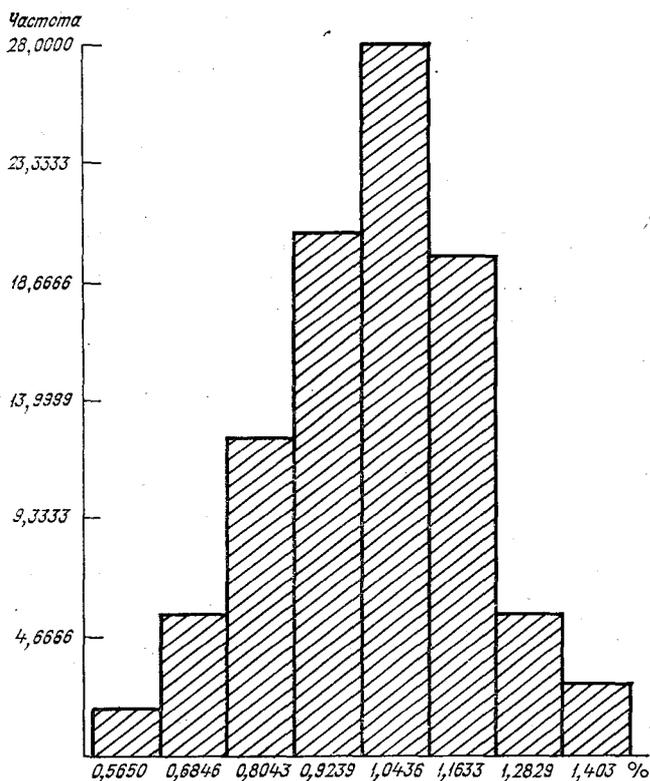


Рис. 10. Эмпирическое распределение плотности вероятности метрологических отказов анемометром МС-13.

Таким образом, на основании физико-статистического анализа метрологической надежности метеорологических СИ можно сделать следующие выводы.

1. Одновременное использование волнового метода описаний состояний СИ во времени и современных методов переменных состояний позволит более точно моделировать процессы эксплуатации средств измерений, а следовательно, и определить оптимальные алгоритмы управления метрологической надежностью.

2. Эволюцию состояний СИ в процессе их эксплуатации предлагается описывать полудетерминированной моделью вида (16).

3. модификация законов распределения наработки на метрологические отказы в процессе эксплуатации метеорологических средств измерений может быть представлена динамической рекомбинацией законов распределения: от двойного экспоненциального в начале эксплуатации до нормального в середине и усеченно-нормального в конце и их промежуточных форм в зависимости от периодов проявления процессов приработки, старения, износа СИ.

4. В большинстве случаев процессы приработки и старения метеорологических СИ вызывают нормальное распределение наработки на метрологические отказы, а процесс износа — экспоненциальное.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Леондес К. Т. Фильтрация и стохастическое управление в динамических системах.— М.: Мир, 1980, с. 319—400.
2. Окоренков В. Ю. Обоснование межповерочных интервалов для образцовых барометров УГКС.— Труды ГГО, 1981, вып. 432, с. 96—104.
3. Окоренков В. Ю. Новый подход к решению многоцелевых задач оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений.— См. наст. сб., с. 10—24.
4. Рабинович В. А., Хавин З. Я. Краткий химический справочник.— Л.: Химия, с. 391.
5. Nakagawa T. On cumulative damage with annealing — IEE. Trans. Reliab..., 1975, v. 25, N 1, p. 90—91.

В. Ю. Окоренков

ЧИСЛЕННЫЙ ПРОГНОЗ И ОПТИМАЛЬНОЕ УПРАВЛЕНИЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТЬЮ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Пакет прикладных программ «Численный прогноз и оптимальное управление» (NUPOM — *Numerical prediction and optimum monitoring*) представляет собой систему программного обеспечения (на основе нового подхода к решению многоцелевых задач прогнозирования и оптимального управления) достаточно широкого класса задач многопараметрической оптимизации, прогнозирования и управления. Пакет программ реализует метод численного прогноза и оптимального управления метрологической надежностью средств измерений (СИ), систем, измерительных комплексов, парков СИ, приведенный в работе [8]. Пакет апробирован на задачах прогнозирования и управления метрологической надежностью СИ давления, температуры, скорости воздушного потока, солнечной радиации, эксплуатирующих в системе Госкомгидромета. Пакет NUPOM создан для вычислительной машины типа ЕС-1022, используемая система программирования — ОС, язык — Фортран-IV.

Система модулей пакета реализует алгоритмы решения следующих задач:

- 1) построение и выбор оптимальных моделей дрейфа нормируемых метрологических характеристик (НМХ) СИ;
- 2) прогнозирование и оценка прогноза дрейфа НМХ СИ;
- 3) моделирование потоков метрологических отказов СИ;
- 4) моделирование процессов эксплуатации СИ в пространстве состояний;
- 5) формирование моделей изменения надежности СИ;
- 6) формирование стохастических и детерминированных алгоритмов управления;
- 7) выбор оптимальных детерминированных алгоритмов управления;
- 8) стохастический поиск оптимальных алгоритмов управления в пространстве состояний;
- 9) оценка численного прогноза метрологической надежности;
- 10) идентификация видов распределений;
- 11) расчет объема партии СИ, необходимых для получения репрезентативной информации об изменении их надежности.

Математическое содержание пакета составляют методы поиска в пространстве состояний, методы фильтрации, методы регрессионного анализа, методы статистических испытаний Монте-Карло, методы долгосрочного прогнозирования по пространству состояний и трендам.

При отсутствии необходимого объема и достоверной информации о всех компонентах сложного технологического, экономического, биологического или другого объекта управления, обычно единственным источником информации служит таблица опытных данных. При этом в пакете реализуется подход индуктивного типа [15], реализующий выбор оптимальных моделей дрейфа, основанный на применении как внешних, так и внутренних критериев выбора.

Информационная структура пакета представлена в описании метода, положенного в основу пакета, и приведена в работе [8].

Структура функционального наполнения пакета NUPOM, отражающая также и технологию прохождения решаемой задачи на ЭВМ, приведена на рис. 1.

Структура разделена на три ветви решения, реализующие последовательное обобщение исходной информации различными методами.

Левая ветвь решения преобразует информацию от низшего уровня обобщения (микросостояния СИ), т. е. первичную информацию в виде результатов испытаний, аттестаций, проверок и т. д., до среднего уровня обобщения. Правая ветвь решения преобразует информацию более высоких уровней обобщения от среднего до высшего, а средняя ветвь решения обеспечивает преобразование информации от среднего уровня обобщения до высшего и реализует собственно полное решение задачи на высшем уровне обоб-

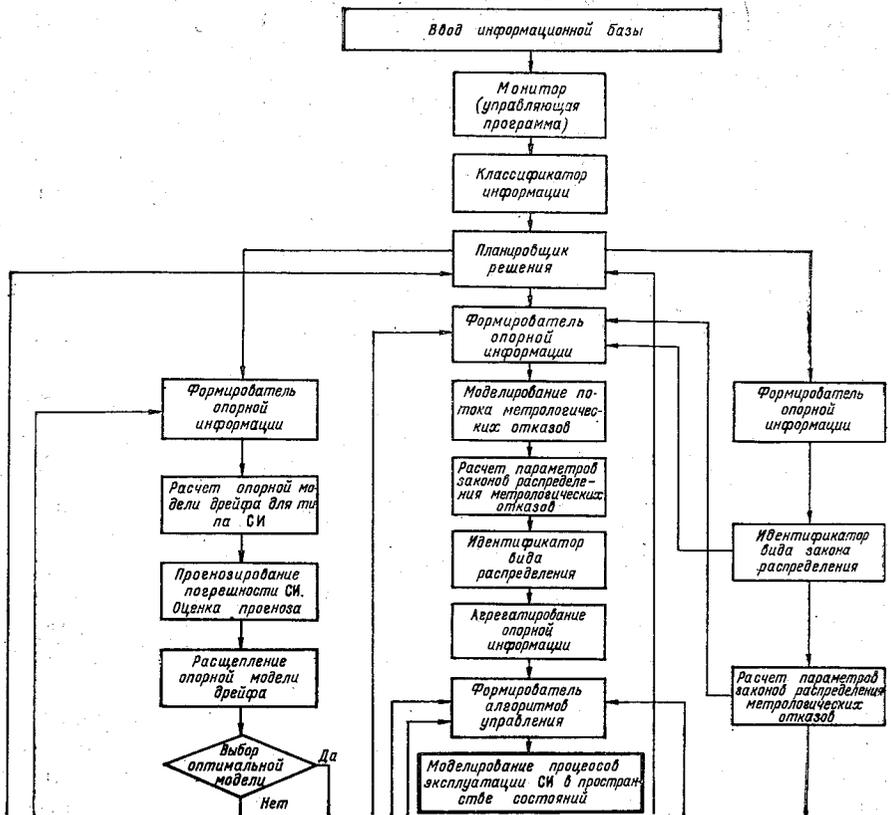
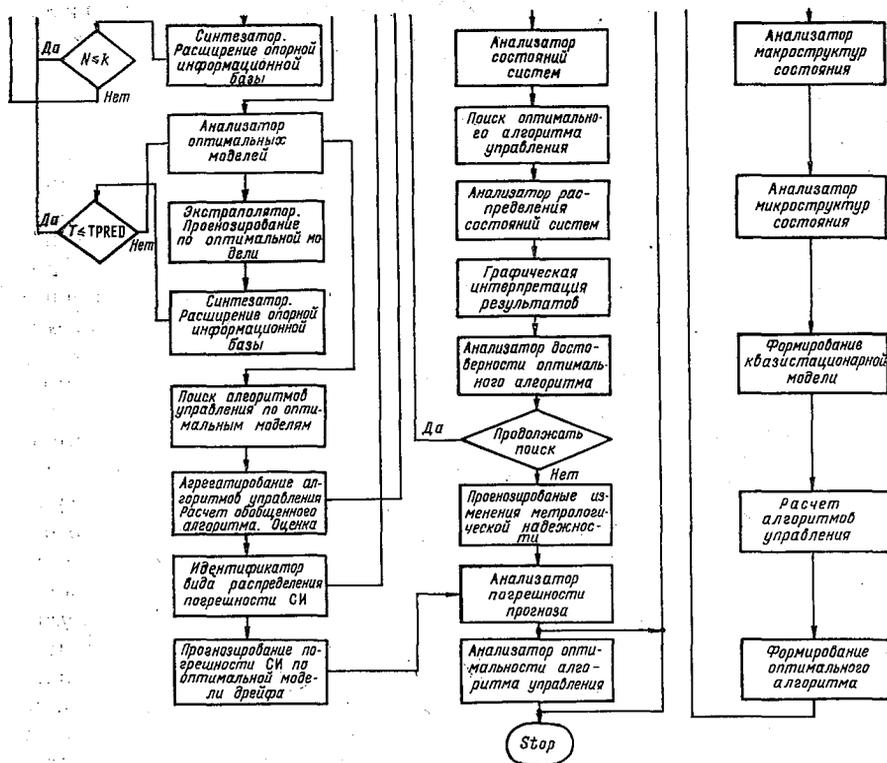


Рис. 1. Функциональная структура

шения, что и гарантирует относительную независимость решения от исходных данных и обеспечивает достоверность решения, которая возможна лишь на уровне общих закономерностей. Левая, правая и средняя ветви решения в зависимости от исходной информации могут функционировать как раздельно, так и совместно, причем левая и правая ветви используются для «питания» средней ветви решения.

Системная часть пакета представлена следующими программами: монитор (управляющая программа), классификатор, планировщик, «Архив 1» исходных модулей, «Архив 2» загрузочных модулей, «Архив 3», справочный, таблицы стандартных величин ТРП (таблицы распределения памяти).

На решение задачи составляется «задание», состоящее из операторов управления, которые читаются программой «монитор» последовательно. Каждый оператор задания транслируется, затем классификатор осуществляет анализ исходной информации и ее первичную оценку в виде фиксирования наличия или отсутствия



пакета прикладных программ.

требуемых исходных данных для разных вариантов решения. Кроме этого, если имеется качественная информация об отказах конкретных элементов конструкции, то классификатор обращается к справочному «Архиву 3» и по коду находит наработку на отказ системы в целом и на элементы, которые используются при расчете. Затем в зависимости от задания и полученной матрицы кодов исходной информации, планировщик формирует тот или иной вариант решения задачи: в память вызываются необходимые модули из «Архива 1» и «Архива 2». При необходимости получения отдельных фрагментов решения для специальных целей (других задач) матрица кодов или непосредственно вариант решения могут быть заданы отдельно.

Планировщик в зависимости от результатов расчетов (например, ошибки вычислений, неограниченности целевой функции на допустимом множестве и т. д.) видоизменяет вариант решения, а при необходимости прекращает его. Когда все это исполнено, монитор читает следующий оператор задания.

Таблица стандартных величин ТРП служит для организации интерфейсов между модулями. В ней указывается, где находится стандартная величина. Каждый модуль извлекает из ТРП нужные ему аргументы и по окончании работы заносит в нее информацию о месте нахождения полученных результатов. Модули, содержащиеся в архиве 1 и 2, позволяют генерировать программы алгоритмов решения задач предусмотренного класса. В пакете можно выделить несколько уровней системы модулей. К первому уровню относятся модули, обращением к которым производится непосредственно из программы «Планировщик» (архив 1 исходных модулей),

ко второму уровню относятся модули, к которым обращаются модули первого уровня, и т. д. При этом один и тот же модуль может принадлежать нескольким уровням.

Блок-схема программы «Планировщик» приведена на рис. 2. Как видно из схемы, программа представляет собой последовательность однотипных элементов $\{P_i \rightarrow S_i\}_n^h$. Здесь P_1, \dots, P_n — предиканты, $P_i \in \{0, 1\} \times \times (\forall_i \cdot N_n)$. Если i -й предикант принимает значение «истина» ($P_i = 1$), то управление передается блоку S_i . Каждый блок содержит обращение к тому или иному модулю (или несколько обращений к различным модулям) в режиме динамической загрузки.

В исходном состоянии все предиканты принимают значение «ложь», т. е. $P_i = 0$ ($\forall_i \in N_n$). Это означает, что при прохождении последовательности от оператора «Вход» к оператору «Выход» ни одному из блоков S_1, \dots, S_n , управления передано не будет, т. е. не будет обращения ни к одному из модулей пакета. При включении пакета в решение по матрице кодов исходной информации для некоторых $i = i_1, \dots, i_n$ будет выполняться $P = 1$; при этом блоки S_1, \dots, S_n получат управление и обратятся к соответствующим модулям.

Описание алгоритмов. При наличии необходимой информации программа «Планировщик» обращается к программе «Формирователь», которая преобразует исходную информацию в опорную в виде массива

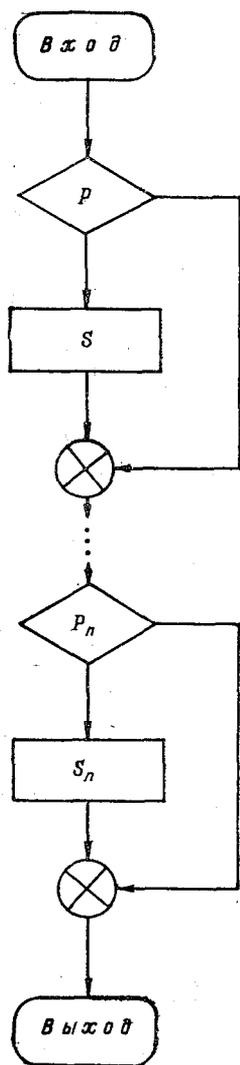


Рис. 2. Блок-схема программы «Планировщик решения».

вов математических ожиданий MO и средних квадратических отклонений $СКО$ изменений погрешности СИ по всей траектории процесса с дискретностью T_0 , равной периоду допуска на перепроверку СИ $\tau_{пп}$. Алгоритм программы левой ветви решения состоит в следующем.

1. Из совокупности массивов изменений параметров погрешности во времени по каждому СИ формируется массив выборок изменений параметров с дискретностью $T_0 = \tau_{пп}$, что обеспечивает независимость, однородность и сопоставимость измерений погрешности СИ в пределах каждой выборки и в целом по всей траектории процесса изменения параметров погрешности СИ во времени, а следовательно, статистическую независимость и однородность будущей модели дрейфа параметров по партии СИ.

Идея подобного формирования основана на том, что в пределах незначительного промежутка времени $\tau_{пп}$ погрешность СИ или их параметры по физическим причинам не могут измениться больше, чем допуск на перепроверку АДК, т. е. в пределах $\tau_{пп}$ изменения параметров чисто случайны, а следовательно, однородны и сопоставимы, что и позволяет сформировать из массивов изменений параметров отдельных СИ, имеющих различные моменты измерений массив выборок (временных сечений процесса), каждая из которых включает в себя данные только в пределах $\tau_{пп}$, что и обеспечивает в целом однородность исходной информации.

2. Полученный массив однородных выборок, а точнее временных сечений процесса дрейфа параметров пропускается через систему фильтров ошибок, что обеспечивает частичное исключение грубых промахов в данных и снижает уровень шумов:

$$|MO(I) - X(I)| \leq 3 \times СКО(I), \quad (1)$$

$$|MO(I) - X(I)| \leq \Delta ДК, \quad (2)$$

$$(3 \times СКО(I) - X(I)) > 0, \quad (3)$$

$$(\Delta ДК/3 - СКО(I)) > 0, \quad (4)$$

где $X(I)$ — исходный массив данных в I -м сечении.

Фильтр (1) обеспечивает фильтрацию грубых промахов и ошибок в исходных данных, фильтр (2) обеспечивает однородность и равноточность исходных данных в пределах одного временного сечения — физический фильтр, фильтр (3) обеспечивает случайность исходных данных в пределах одного временного сечения, т. е. в пределах $\tau_{пп}$, что должно соблюдаться по физическим причинам, фильтр (4) обеспечивает нижнюю границу фильтрации, ниже которой уровень шумов фильтроваться не должен из допуска на перепроверку и по физическим причинам.

3. По каждому временному сечению процесса дрейфа погрешности параметров СИ во времени, представленному однородными выборками случайных в пределах $\Delta ДК$ величин (а поэтому и со-

поставимых), рассчитываются МО и СКО изменений погрешности, совокупность которых по всем временным сечениям процесса дрейфа является опорной информацией для построения обобщенной модели дрейфа для типа СИ. Выходные параметры программы «Формирователь», представленные в виде массивов МО (t) и СКО (t) служит исходной информацией одновременно для двух программ: левой ветви решения — для программы «Обобщенная модель дрейфа погрешности» (GMDE — *General model drift error*) и средней ветви решения — для программы «Моделирование потока метрологических отказов» (FPM — *Failure parametrical model*), для которой дополнительно рассчитывается еще семь исходных параметров.

Построение модели дрейфа осуществляется методом наименьших квадратов в виде полинома n -й степени ($n < 10$), причем учитывается наличие у каждой реализации (выборки) своих весов. Основная задача при построении опорной обобщенной модели дрейфа заключается в оценке значения дрейфа $Y_d(t)$ за T с точностью $dY_d(t)$, что определяет возможность использования модели для целей прогнозирования и оптимального управления дрейфом погрешности СИ. Без учета модели дрейфа погрешности СИ во времени невозможно построить оптимального управления состоянием СИ.

Будем характеризовать точность характеристик стабильности дисперсией $\hat{\alpha}_i$ оценок $\hat{\alpha}_i$ параметров α_i зависимости $Y_d(t)$ дрейфа погрешности СИ вида

$$Y_d(t) = \sum_{i=1}^n \alpha_i t^{i-1}, \quad (5)$$

(где $Y_d(t)$ — модель дрейфа, α_i — параметры модели, t — время) дисперсией $dY_d(\theta)$ оценок значений $Y_d(t)$ в заданной точке (их) прогноза $t = \theta$. Точность измерения дрейфа погрешности будем характеризовать дисперсией σ^2 . Поскольку дрейф погрешности представляется в виде массивов МО (t) и СКО (t), то необходимо оценить дисперсию σ^2 по всей траектории дрейфа.

Возможность простой связи между соответствующими дисперсиями обусловлена тем, что оценка $\hat{\alpha}_i$ и зависимость $\hat{Y}_d(t)$ являются линейными преобразованиями от результатов измерений $\hat{y}(t_i)$, $i = \overline{1, n}$, $t \in [0, 1]$ при методе наименьших квадратов, который используется для нахождения (коэффициентов модели).

В соответствии с теоремой о наилучших линейных оценках [2], если среднее (регрессия) $Y_d(t) = E[\hat{Y}(t)]$ является линейной зависимостью от неизвестных параметров

$$E[\hat{Y}(t)] = \alpha^T \bar{f}(t), \quad (6)$$

где $\bar{f}^T(t) = \|f_1(t), f_2(t), \dots, f_m(t)\|$ — известные функции, $\alpha^T(t) = \|\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m\|$ — неизвестные параметры, и в точках t_i ($i = \overline{1, n}$) проведены независимые измерения $\hat{y}(t_i)$ с дисперсиями σ_i^2 , $i = \overline{1, n}$, (что обеспечивает программа «Формирователь»),

то наилучшими линейными оценками $\hat{\alpha}$ в смысле малости дисперсии оценок $\hat{\alpha}_i$, $i = \overline{1, n}$ являются

$$\hat{\alpha} = M^{-1}Y, \quad (7)$$

где

$$M = \sum_{i=1}^n w_i f(t_i) \bar{f}^T(t_i) \quad (8)$$

— неособенная матрица $\{m \times n\}$,

$$Y = \sum_{i=1}^n W_i g(t_i) \bar{f}^T(t_i), \quad W_i = \sigma_i^2. \quad (9)$$

Дисперсионная матрица оценок $\hat{\alpha}$ равна

$$D(\hat{\alpha}) = \{ \text{cor}[\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_j] \}_{i, j = \overline{1, m}} = M^{-1}. \quad (10)$$

Если в каждой точке t_i (в каждом сечении процесса дрейфа) проведено r_i наблюдений, то формулы остаются верны при $W_i = r_i / \sigma_i^2$, а вместо $g(t_i)$ используют

$$\hat{g}(t_i) = \sum_{k=1}^{r_i} g_k(t_i) / r_i, \quad \sum_{i=1}^n r_i = N. \quad (11)$$

Очевидно, что при равнооточных измерениях $\sigma_i^2 = \sigma^2$ имеет место

$$D(\hat{\alpha}) = \left[\sum_{i=1}^n r_i \bar{f}(t_i) \bar{f}^T(t_i) \right]^{-1} \sigma^2. \quad (12)$$

При равнооточных измерениях также проста связь $dY_d(t)$ и σ^2 :

$$d\hat{Y}_d(t) = \bar{f}^T(t) \left[\sum_{i=1}^n r_i f(t_i) \bar{f}^T(t_i) \right]^{-1} f(t) \sigma^2. \quad (13)$$

Таким образом, математический аппарат наилучшего линейного оценивания результатов измерений дрейфа дает простую связь между дисперсиями оценок параметров модели и дисперсиями измерений метрологических характеристик (погрешности) СИ. Это позволяет использовать ее в основе алгоритма программы GMDE.

Если в уравнениях (5—13) задаться требуемыми значениями коэффициентов матрицы $D(\hat{\alpha})$ или значениями $d\hat{Y}_d(t)$ в задаваемой точке (ах) прогноза $t = \theta$, то при любых конкретных условиях измерений погрешности в пределах $\tau_{\text{ин}}$, т. е. при любых множествах $\{t_i\}_{i=\overline{1, n}}$ и $\{r_i\}_{i=\overline{1, n}}$ функций $\{f_i(t)\}_{i=\overline{1, m}}$ можно легко определить необходимое значение σ^2 .

Блок-схема программы GMDE с указанием функционального назначения блоков приведена на рис. 3. Более полно алгоритм

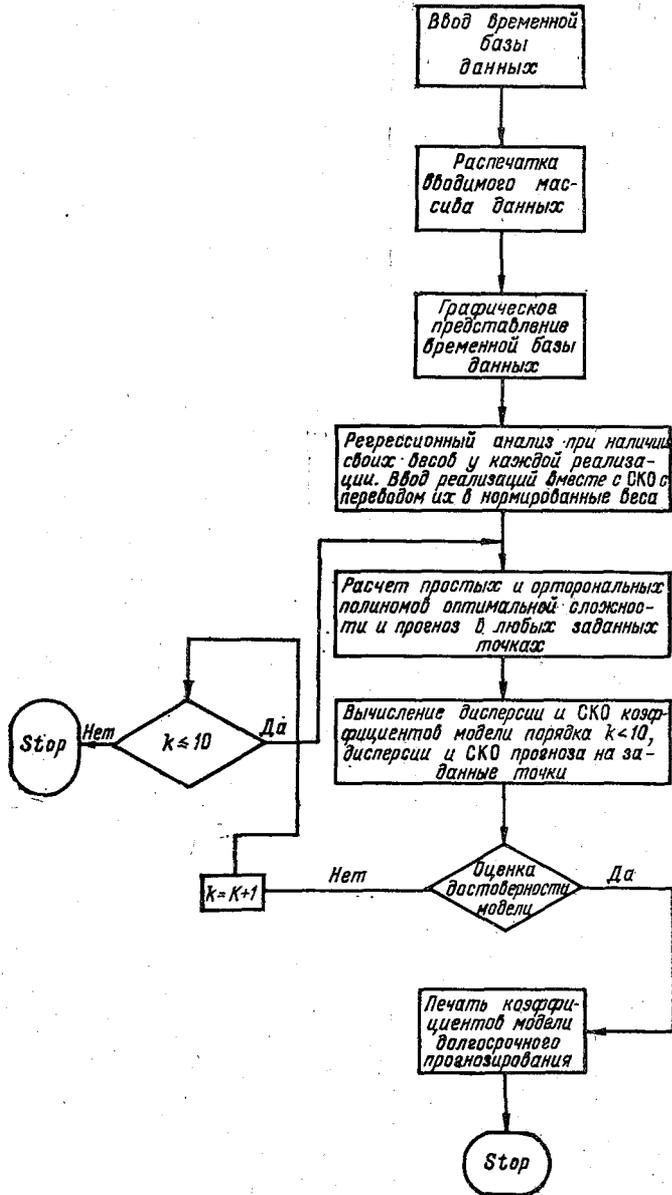


Рис. 3. Блок-схема программы «GMDE».

регрессионного анализа, используемого в программе, изложен в работе [3].

Программа осуществляет выбор оптимальной сложности опорной модели дрейфа по следующему критерию:

$$\min \frac{Q(i)}{(m-i-1)}, \quad (14)$$

где $0 < i < k$, $Q(i)$ — сумма квадратов отклонений по k -й модели, k — степень полиномов, m — предельное значение степени полиномов.

В целом критерий может быть сформулирован как критерий минимума доли необъясненной вариации в исходных данных. Выбор оптимальной модели дрейфа показан на рис. 4. Проверка до-

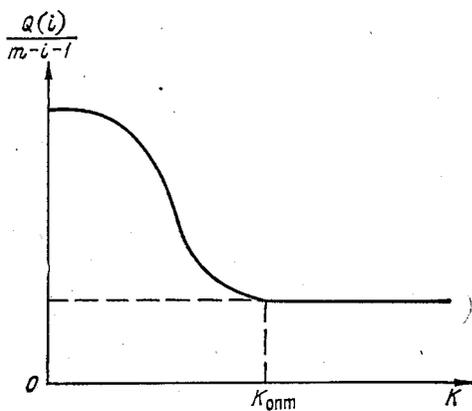


Рис. 4. Выбор оптимальной сложности модели дрейфа.

стоверности оптимальной модели дрейфа осуществляется по физическому критерию:

$$Y_d(t) \geq 0, \quad t \in \Omega_{\text{TPRED}}, \quad (15)$$

где TPRED — предельный ресурс СИ, t — время.

Критерий формулируется следующим образом: абсолютные изменения погрешности СИ оцениваются по модели дрейфа и должны быть больше нуля на протяжении всего ресурса СИ, что обеспечивает отсечение моделей, не пригодных для долгосрочного прогнозирования, т. е. моделей, не позволяющих прогнозировать процесс изменения абсолютной погрешности СИ во времени.

Программа GMDE строит простые полиномы по степеням x^i :

$$p(k, x) = \sum_{i=0}^k P_i x^i \quad (16)$$

и ортогональные полиномы

$$P_{N, x} = \sum_{i=0}^k S_{i+1} PH_i(i, x), \quad (17)$$

$$\sum_{j=1}^M W_j PH(i, x_j) * PH(l, x_j) = 0, \quad i \neq l, \quad (18)$$

$$Q(k) = \sum_{i=1}^M W_i [P(k, x_i) - f_i]^2. \quad (19)$$

Функциональное назначение отдельных блоков программы приведено на рис. 3 и не требует особых дополнений.

Вследствие возможного наличия шумовых влияний при измерениях параметров дрейфа СИ и при их сильной дисперсии опорная модель дрейфа может быть не оптимально достоверной. Это может быть, например, при наличии грубых промахов операторов или экстремальных данных, не характерных для описания физического состояния СИ в данный момент времени.

Метод наименьших квадратов, естественно, минимизирует квадраты отклонений всех данных, учитывая и ошибочные (браки поверки I и II рода), что приводит к некоторому смещению траектории модели от истинной траектории. Для моделей, используемых для долгосрочного прогнозирования, подобная ситуация недопустима, так как даже небольшие колебания в начале траектории (именно в этой части проявляется наибольшее влияние шумов из-за малости действительного изменения погрешности) приводят к физической недостоверности описания процесса дрейфа в конце ресурса СИ, т. е. к возникновению чрезмерной погрешности, превышающей все физические границы.

Задача поиска и выбора оптимальной прогностической модели решается следующим образом: в основе алгоритма этой задачи положен критерий минимума «допустимого уровня шумов». Идея критерия состоит в следующем: известно что при поверках СИ неизбежны браки поверки I и II рода, уровень которых зависит от соотношения образцовых иверяемых СИ. В нашем случае, исходными данными для модели дрейфа являются как раз результаты поверок, а следовательно, они и содержат определенную долю шумовых данных вызванную браками поверки I и II рода. Следовательно, оптимальной или истинной моделью дрейфа будет та модель, которая содержит минимальную долю шума, вызванную браками поверки I и II рода:

$$\min_{t \rightarrow TPRED} E[P_{I, II}(t)], \quad (20)$$

где TPRED — предельный ресурс СИ, $P_{I, II}$ — вероятности браков поверки, t — время.

С целью выбора оптимальной прогностической модели дрейфа по критерию (14) (допустимого уровня шумов) опорная модель дрейфа расщепляется с дискретностью T_0 на веер моделей в пределах $\pm 3\text{ЗКО}(t_i)$ коэффициентов модели. Описанную процедуру осуществляет программа «Расщепление». Алгоритм этой программы состоит в следующем.

1. В пределах $\pm 3\text{СКО}(t_i)$ каждый коэффициент модели $[\alpha_i + 3\text{СКО}, \alpha_i - 3\text{СКО}]$ с заданной дискретностью T_0 расщепляется на совокупность коэффициентов.

2. Массив коэффициентов представляет собой массив анализируемых моделей, которые нумеруются в порядке возрастания.

3. Каждая из анализируемых моделей дрейфа (методом полного перебора) тестируется по обучающей выборке, сформированной программой «Формирователь», т. е. каждому временному сечению процесса дрейфа соответствует выборка измерений (поверок СИ).

4. В пределах выборки результатов поверок ($\tau_{\text{шт}}$) сравнением прогнозируемого значения $E_{\text{шт}}$ по модели с фактическими данными определяется эмпирическое значение $P_{I, II}(t)$ по условию

$$|E_{\text{шт}} - x_i| \leq \Delta \text{ДК}. \quad (21)$$

Неравенство (21) означает, что прогнозируемое по анализируемой модели значение математического ожидания погрешности СИ $E_{\text{шт}}$ данным временным сечением не должно отличаться больше, чем допуск на перепроверку ДК от фактически наблюдаемых значений погрешности x , для этого же временного сечения процесса, в противном случае фиксируется наличие брака перепроверки I или II рода. Отношение числа случаев браков поверки I или II рода к общему числу поверок дает значение $P_{I, II}(t)$ по всем временным сечениям процесса.

Очевидно, модель, содержащая минимальное значение $E[P_{I, II}(t)]$, будет наиболее ценной с прогностической точки зрения, что и обеспечивается условием (20).

Выигрыш по сравнению с методом наименьших квадратов в выборе оптимальной модели дрейфа состоит в том, что предложенный метод учитывает наличие в исходных данных ошибок, которые не могут быть полностью отфильтрованы.

Оптимальная прогностическая модель дрейфа, выбранная по критерию минимума допустимого уровня шумов, будет проходить через центры тяжести временных сечений процесса, не включая определенную долю исходных данных, вызванных браками поверки I и II рода, что, очевидно, повысит достоверность модели и ее прогностическую ценность.

Критерием поиска и выбора минимума допустимого уровня шумов служит теоретическое значение $P_{I, II \text{ теор}}$, которое рассчитывается в соответствии с [6]. Очевидно, если найденная модель обладает уровнем шумов, меньшим или равным теоретически допускаемому при данном соотношении образцовых и поверяемых СИ, то она оптимальна. Если при расщеплении оптимальной модели не будет обнаружено, это означает, что исходная опорная информация содержит уровень шумов больше чем допустимый, или опорной информации недостаточно для выделения моделей, пригодных для прогнозирования. В этом случае возникает задача формирова-

ния опорной информации путем последовательного агрегатирования счетного множества грубых моделей.

Основные идеи агрегатирования информации, накопленной в конечном числе грубых моделей, изложенные в работе [7], положены в основу алгоритма программы «Синтезатор». Алгоритм этой программы следующий.

1. По выбранной модели дрейфа, содержащей минимум шумов, вызванных браками поверки I и II рода, из всех анализируемых моделей (программа «Расщепление») производится расширение опорной информационной базы данных в виде включений одной или нескольких дополнительных точек прогноза на первое временное сечение процесса в исходные данные этого же временно-го сечения.

2. Пересчет опорной модели дрейфа (программа GMDE) начинается при условии изменения математического ожидания (МО) или среднего квадратического отклонения (СКО) от МО данных любого временного сечения процесса дрейфа:

$$\begin{cases} \text{МО}_i - \text{МО}_{i+1} > 0, \\ \text{СКО}_i - \text{СКО}_{i+1} > 0. \end{cases} \quad (22)$$

3. Второй и последующие шаги дополнения исходных данных производятся уже по новым моделям, полученным расщеплением измененных опорных моделей. На втором и последующих шагах дополнение информационной базы осуществляется последовательным наращиванием данных в каждом временном сечении процесса. На первом шаге дополняется первое временное сечение, на втором шаге (уже по более точной модели) дополняются первое и второе временное сечения и т. д. Описанная процедура обеспечивает агрегатирование информации, полученной от счетного числа грубых моделей дрейфа, постепенным приближением их к оптимальной модели.

4. Процесс дополнения исходной информационной базы путем агрегатирования информации прекращается при условии постоянства коэффициентов опорной модели, что означает сбалансированность модели и независимость ее от дополнительных данных, т. е. пригодность модели к прогнозу на длительный период

$$\begin{cases} \alpha_i - \alpha_{i+1} \leq \varepsilon, \\ \dots \dots \dots \\ \alpha_n - \alpha_{n+1} \leq \varepsilon. \end{cases} \quad (23)$$

5. Процесс поиска оптимальной модели может быть закончен быстрее, если модель используется для краткосрочного прогноза, в этом случае величина ε может быть значительно увеличена.

Критерием качества прогностической оптимальной модели дрейфа выбирается отношение

$$x = \Delta / \sqrt{D_y(\theta)}, \quad (24)$$

где Δ — половина установленного или требуемого поля допуска

$\pm\Delta$ на параметр y каждого типа СИ ($\kappa=5\ldots 10$), θ — заданная точка прогноза погрешности, $D_y(\theta)$ — дисперсия оценки дрейфа погрешности параметров для типа СИ

$$\hat{Y}(\theta) = \frac{1}{\kappa} \sum_{j=1}^{\kappa} Y_{dj}(\theta), \quad (25)$$

где κ — количество исследуемых СИ.

Критерий качества модели дрейфа κ — это показатель точности прогноза погрешности метрологического параметра СИ, который может быть задан априорно в зависимости от назначения модели прогнозирования. Соответствие требуемого и расчетного (по модели) показателей точности характеризуют качество выбранной оптимальной модели дрейфа

$$\kappa_{\text{мод}} - \kappa_{\text{доп}} \geq 0, \quad (26)$$

где $\kappa_{\text{мод}}$ — показатель точности прогноза по оптимальной модели дрейфа на момент времени θ , $\kappa_{\text{доп}}$ — задаваемое значение точности прогноза на момент времени θ .

6. В случае отсутствия оптимальной прогностической модели требуемой точности по лучшей из всех моделей дрейфа определяется количество СИ, необходимое для проведения дополнительных испытаний на долговременную стабильность с целью получения информативной базы, или снижаются требования к точности прогноза и лучшая из всех моделей дрейфа принимается за оптимальную. Количество СИ, необходимое для обеспечения требуемой точности прогноза дрейфа погрешности, рассчитывается по следующим соотношениям:

$$D_{\hat{y}}(\theta) = \left(\frac{\Delta}{\kappa}\right)^2 = [D_{\text{п}}(\theta) + D_{\text{н}}(\theta)]/\kappa, \quad (27)$$

$$\kappa = [D_{\text{п}}(\theta) + D_{\text{н}}(\theta)] \left(\frac{\kappa}{\Delta}\right), \quad (28)$$

где $D_{\text{н}}(\theta)$ — дисперсия индивидуального прогноза дрейфа на основе модели дрейфа, зависящая от дисперсии погрешности измерений и вида модели плана испытаний ϵ_N , $D_{\text{п}}(\theta)$ — дисперсия $\hat{Y}_{dj}(\theta)$ по типу СИ на момент θ , зависящая от разброса истинных значений $Y_{di}(\theta)$ в партии

$$D_{\hat{y}}(\theta) = D_j(\theta)/\kappa, \quad (29)$$

$$D_j(\theta) = D_{\text{п}}(\theta) + D_{\text{н}}(\theta), \quad (30)$$

где $D_j(\theta)$ — суммарная дисперсия $\hat{Y}_{dj}(\theta)$.

Дисперсия $D_{\hat{y}}(\theta)$ оценки $\hat{Y}_{\text{д}}(t)$ характеризует качество оценки $Y_{\text{д}}(t)$. Выбор и проверка оптимальности моделей прогнозирования по изложенным выше критериям осуществляется программой «Анализатор».

После получения оптимальной модели проводится прогнозирование погрешности СИ за весь период их ресурса, полученная

информация в результате экстраполяции поступает в исходную информационную базу и процесс повторяется. Анализатор устанавливает сбалансированность моделей дрейфа (независимость от новых данных) по изложенным выше критериям и передает оптимальную модель для расчета и поиска алгоритмов управления процессом изменения метрологической надежности СИ. В случае несбалансированности модели дрейфа на всем периоде ресурса СИ выбирается такой период эксплуатации, на котором обеспечивается баланс и прогнозирование, в дальнейшем расчеты алгоритмов управления осуществляются только на этот период.

По оптимальным моделям рассчитывается алгоритм управления (последовательность неравных межповерочных интервалов) [16], а также оценки наработки на метрологический отказ для тина СИ. Алгоритм расчета можно представить в следующем виде.

Из второго неравенства Чебышева имеем:

$$P = \{|Y_d(t) - M_{Y_d(t)}(t)| \geq K_{гр}(t) \sigma_{Y_d(t)}(t)\} \leq \frac{1}{K_{гр}^2(t)}, \quad (31)$$

$$K_{гр}(t) = \frac{|M_{Y_d(t)}(t) - a_{гр}|}{\sigma_{Y_d(t)}(t)}, \quad (32)$$

$$a_{гр} = \begin{cases} a_v & \text{при } M_{Y_d}(t) \geq 0, \\ a_n & \text{при } M_{Y_d}(t) \leq 0. \end{cases} \quad (33)$$

Здесь a_v и a_n — верхняя и нижняя границы поля допуска предельно допускаемой погрешности СИ;

$$Q(t) = \frac{1}{K_{гр}^2(t)}, \quad (34)$$

откуда

$$Q(t) - \alpha = 0 \quad (35)$$

уравнение невыхода модели дрейфа за установленные границы. Задав уровень доверительной вероятности α выхода модели дрейфа за установленные границы, рассчитываем из уравнений (35) алгоритм управления (алгоритм МПИ):

$$Y_d(t) \leq \frac{1}{K_{гр}^2(t)} - \alpha. \quad (36)$$

Наработку на метрологический отказ находим из уравнения оптимальных моделей методом последовательной прогонки с шагом дискретности T_0 , равным требуемой точности расчета.

В том случае, если имеется несколько оптимальных моделей, проводится агрегатирование алгоритмов управления и расчетов наработки на метрологический отказ по всем моделям. Выходной информацией в этом случае являются математическое ожидание

и СКО алгоритмов управления и наработки на метрологический отказ. В случае необходимости по распределению погрешности СИ во времени определяется вид закона распределения.

В основе алгоритма программы «Идентификатор» (ТИР) положено идентифицирование видов закона распределения по семейству распределений Пирсона [10], а также широко применяемые для более узкого класса распределений критерии Колмогорова и Смирнова [11]. Алгоритм программы можно представить в следующем виде.

Каждое семейство распределения Пирсона может быть получено как решение дифференциального уравнения для случайной величины x , имеющей плотность распределения $f(x)$

$$\frac{df(x)}{dx} = \frac{(x+b)f(x)}{C_0 + C_1x + C_2x^2}, \quad (37)$$

где C_0, C_1, C_2 — константы. Они могут быть выражены через центральные моменты [7] M_2, M_3, M_4 :

$$b = \frac{M_3(M_4 + 3M_2^2)}{A}, \quad (38)$$

$$C_0 = \frac{-M_2(4M_2M_4 - 3M_3^2)}{A}, \quad (39)$$

$$C_1 = -B, \quad (40)$$

$$C_2 = -\frac{(2M_2M_4 - 3M_3^2 - 6M_2^3)}{A}, \quad (41)$$

$$A = 10M_2M_4 - 18M_2^3 - 12M_3^2. \quad (42)$$

По значениям моментов находят показатели β_1 и β_2 . Пара значений β_1 и β_2 определяет критерий, выбранный на основании решения уравнения $C_2x^2 + C_1x + C_0 = 0$. Значение критерия

$$x = \frac{C_1}{4C_0C_2} = \frac{\beta_1(\beta_2 + 3)^2}{4(4\beta_2 - 3\beta_1)(2\beta_2 - 3\beta_1 - 6)} \quad (43)$$

соответствуют семи типам распределений Пирсона (I—VII).

Области в плоскости параметров β_1 и β_2 соответствуют различным типам распределения Пирсона и известным теоретическим распределениям [11], что обеспечивает выбор аппроксимирующих распределений. Для идентификации нормального и экспоненциального распределений используется стандартная подпрограмма KOLMO [1].

Выходная информация программы ТИР, представленная в виде параметров закона распределения погрешности СИ, а по возможности, и в виде закона распределения наработки на метрологический отказ поступает в среднюю ветвь решения. Кроме этого, агрегированная информация, полученная по оптимальным моделям

дрейфа в виде МО и СКО наработки на метрологический отказ, а также в виде МО и СКО алгоритмов управления (МПИ), поступает в среднюю ветвь решения.

Средняя ветвь решения представляет собой независимый модуль, обеспечивающий решение при наличии минимума экспериментальной информации, представленной двумя или более временными выборками изменения погрешности партии СИ, т. е. двумя и более временными сечениями случайного процесса изменения погрешности во времени, которые могут быть получены из результатов типовых испытаний на надежность или из результатов испытаний на долговременную стабильность, проводимых на заводах-изготовителях СИ.

По заданию программы «Монитор» программа «Классификатор» анализирует вводимую для решения по средней ветви информацию и в закодированном виде передает ее программе «Планировщик», которая выбирает определенный вариант решения.

Программа «Формирователь» (аналогична программе левой ветви решения) готовит опорную информацию для статистического моделирования потоков метрологических отказов, осуществляемого программой FPM (*Failure parametrical model*).

Основу программы FPM составляет моделирование методом Монте-Карло [4] следующих величин: скорости изменения случайной V_s и систематической составляющих погрешности V_D , начальных значений случайной D_s и систематической погрешности DD .

Метод Монте-Карло позволяет получить модели и начальное состояние указанных величин, обладающих большей устойчивостью по сравнению с моделями, подбираемыми непосредственно по данным наблюдений [13].

Априорные виды закона распределения указанных величин, а также их эволюция во времени задаются либо на основе информации по левой ветви решения, либо на основе физико-статистического анализа процессов, вызывающих метрологические отказы конкретных типов СИ. Согласно [5], в качестве базового вида закона распределения может быть принят нормальный закон распределения, а в случае неизвестного вида закона — равномерный.

В соответствии с априорно задаваемым видом закона распределения указанных величин с помощью генератора случайных чисел производится моделирование начальных значений указанных выше величин. Модели изменения систематической и случайной погрешности СИ в общем случае приняты линейными, а при наличии информации по левой ветви решения о моделях дрейфа задаются в виде полиномов n -й степени.

Моделирование начальных значений случайной и систематической составляющих проводится в границах предельно допустимых значений этих составляющих. Время наступления метрологического отказа для каждого СИ вычисляется по формуле

$$T(I) = (DDPR - S \times DD - |D_s|) / (V_s + |V_D|), \quad (44)$$

где $DDPR$ — предел допустимой систематической погрешности СИ,

$$DD = SDD + R \times RDD,$$

$$D_s = RDS \times R,$$

$$V_s = SVS + R \times RVS,$$

$$V_D = SVD + R \times RVD,$$

SVS — математическое ожидание (МО) скорости изменения случайной погрешности, RVS и SVD — соответственно СКО и МО скорости изменения случайной погрешности, RVD и SDD — СКО и МО скорости изменения систематической погрешности, RDD — СКО систематической погрешности, R — случайное число, S — вспомогательная переменная, генерирующая знак величины.

Моделируя описанным методом выборку из 100 и более СИ, получаем распределение массива времени наступления метрологического отказа и оцениваем параметры полученного распределения. Программа FPM выдает первые 4 момента распределения и график эмпирического распределения плотности вероятности, а программа TIR, работающая после нее, выдает вид закона распределения наработки на метрологический отказ.

При необходимости дополнительно рассчитывается плотность вероятности наработки на метрологические отказы и параметры ее аналитического выражения по достаточно универсальной формуле, полученной в работе [13] и способной описывать равномерное, нормальное и двойное экспоненциальные распределения, а также их промежуточные формы

$$f(T, K, \lambda) = [2(2\lambda^2)^{1/K} \Gamma(1 + 1/K)]^{-1} \exp(-|T|^{K/2\lambda^2}), \quad (45)$$

где λ и K — искомые постоянные, Γ — гамма-функция, T — наработка на метрологический отказ.

По значению $f(T, K, \lambda)$ определяется вероятность $R(t)$ безотказной работы СИ:

$$R(t) = 1 - f(t). \quad (46)$$

Значение $R(t)$ может быть использовано для оценки качества конструкции СИ на этапе их опытной эксплуатации или разработки.

Полученная информация о надежности СИ по средней ветви решения «агрегируется», по возможности, с результатами расчетов аналогичных величин по левой и правой ветви решения, которые заносятся в таблицу стандартных величин и вызываются из нее при необходимости. Информация уже более высокого уровня обобщения поступает в программу «Формирователь алгоритмов управления» (FAU), которая в соответствии с выбранной стратегией управления формирует вектора алгоритмов. На первом шаге решения вектора формируются или задаются в виде равномерной последовательности межповерочных интервалов с заданной дискретностью T_0 , на последующих шагах формируются вектора ме-

тодом Монте-Карло относительно уже найденного оптимального равномерного алгоритма управления (постоянного МПИ), который задается в виде МО и СКО параметра генерации неравномерных алгоритмов управления по траектории эксплуатации.

В случае функционирования левой и правой ветвей решения детерминированные алгоритмы управления метрологической надежностью поступают непосредственно в программу FAU для дальнейшей проверки их оптимальности и достоверности, что значительно повышает сходимости поиска оптимального алгоритма управления.

Основу пакета NUPOM составляет программа «Моделирование процессов эксплуатации» (MPO, *modelling process operation*). Эта программа осуществляет: формирование пространства состояний СИ и его эволюцию в процессе эксплуатации средств измерений; анализ состояний СИ (систем, комплексов и сложных объектов) на протяжении их ресурса с шагом дискретности T_0 ; стохастический поиск (в пространстве состояний) оптимальных алгоритмов управления состоянием СИ; численный прогноз метрологической и технической надежности СИ на период их ресурса; графическую интерпретацию результатов расчетов в виде таблиц, графиков, моментов распределений и видов закона распределения макросостояний СИ.

Моделирование процесса эксплуатации СИ осуществляется на основе моделирования временных траекторий рекомбинации макросостояний СИ в процессе их эксплуатации. Алгоритм программы MPO реализуется в соответствии с методом численного прогнозирования и оптимального управления метрологической надежностью СИ [8].

Формирование начального пространства состояний СИ и его эволюции в процессе их эксплуатации осуществляется по структурной модели процесса эксплуатации, представленной в работе [8] в виде ориентированного вероятностного графа. В работе [8] приводится также матрица смежности, т. е. матрица взаимных переходов макросостояний.

Алгоритм программы MPO можно представить в следующем виде.

1. На первом шаге решения по задаваемым программой FPM (или по данным левой или правой ветвей решения) видам законов распределения наработки на метрологические и технические отказы генераторами случайных равномерно и нормально распределенных чисел моделируется (методом Монте-Карло) время перехода макросостояний структурной модели.

2. Моделируется начальная структура пространства состояний СИ, т. е. исходное состояние структурной модели.

3. На следующем шаге моделируется переход СИ из состояний работоспособности в любое достижение макросостояние структурной модели, имеющее минимальное время до перехода (в соответствии с временной логикой, задаваемой матрицей смежности).

4. Аналогично п. 3 моделируется переход СИ из состояния метрологического отказа.

5. Моделируется переход СИ из состояния поверки в соответствии с анализируемым на оптимальность алгоритмом управления (последовательностью межповерочных интервалов).

6. Моделируется переход СИ из состояния ремонта в соответствии с задаваемой вероятностью неправильного ремонта (брака после ремонтной поверки).

7. Моделируются результаты поверки и ремонта в соответствии с задаваемыми браками поверки I, II рода и вероятностью неправильного ремонта.

8. Анализируются массивы макросостояний на протяжении задаваемого ресурса СИ с шагом дискретности T_0 . Определенные за T_0 значения долей СИ, находящихся в анализируемых макросостояниях в виде математического ожидания и среднего квадратического отклонения, образуют временную траекторию процесса эксплуатации СИ, т. е. эволюцию состояний СИ в процессе их эксплуатации.

9. Стохастический поиск оптимальных алгоритмов управления осуществляется методом Монте-Карло [4]. На первом шаге решения ищется оптимальный вектор управления с равномерным алгоритмом управления, обеспечивающей сжатие пространства поиска оптимального вектора с неравным алгоритмом управления, поиск которого осуществляется на втором шаге решения.

Поиск осуществляется методом прогонки в пространстве состояний СИ, сформированном структурной моделью процесса эксплуатации.

Начальная точка поиска определяется по данным о математическом ожидании (МО) и среднем квадратическом отклонении (СКО) наработки на метрологические отказы или по детерминированным алгоритмам управления, полученным по левой или правой ветвям решения, которые задаются как в виде последовательности неравных алгоритмов управления (МПИ), так и в виде постоянных алгоритмов управления.

10. По результатам статистического моделирования процесса эксплуатации СИ осуществляется численный прогноз метрологической надежности СИ в виде функций распределения долей СИ $\alpha_S(t)$, находящихся в каждом из выделенных макросостояний, и их оценок в виде $E[\alpha_S(t)]$ и $D\alpha_S(t)$ по траектории процесса эксплуатации, а также параметрами закона распределения плотности вероятности прогнозируемых макросостояний СИ, соответствующих найденному оптимальному вектору управления их состоянием.

11. Полученный оптимальный алгоритм управления тестируется на оптимальность. Тест-проверка состоит в увеличении объема анализируемых вариантов в 5—10 раз. Очевидно, что если полученный из 100 вариантов алгоритм управления оптимален [13], то его оптимальность будет неизменна при любом увеличении числа вариантов, в противном случае процесс поиска будет продол-

жен (см. рис. 1). Как показали эксперименты, для выбора оптимального равномерного алгоритма управления достаточно 100 вариантов и при дальнейшем увеличении их числа не возникает более оптимальных алгоритмов. (Этот результат был получен при 10-кратном увеличении вариантов т. е. для 1000 вариантов.)

12. При наличии проверочной выборки (тест-выборки) эмпирических данных о распределении $\alpha_S(t)$ для типа СИ погрешность прогнозирования оценивается по формуле

$$\Delta(t) = E[\alpha_S(t) - \alpha_{эмп}(t)] + 3СКО, \quad (47)$$

где E — математическое ожидание систематического расхождения прогноза и эмпирических данных, СКО — среднее квадратическое отклонение (или случайная составляющая прогноза).

Кроме этого, качество прогноза оценивается по принадлежности прогнозируемого и эмпирического распределений $\alpha_S(t)$ одной и той же генеральной совокупности при заданном уровне значимости. Эта процедура реализована тест-программой на основе критерия Уилкоксона [11].

Очевидно, что если входные параметры задачи выбраны правильно (т. е. левая и правая ветви решения дают точный расчет исходных данных для средней ветви решения) при одинаковых алгоритмах управления метрологической надежностью эмпирическое (тест-выборка) и прогнозируемое распределения $\alpha_S(t)$ должны иметь один и тот же закон распределения, т. е. должны быть идентичны. В противном случае процесс выбора и уточнения исходных параметров для программы МРО продолжается в направлении уточнения вида закона распределения наработки на метрологические отказы, задаваемого априорно-эмпирической функцией вида:

$$F(x) = \omega F_a(x) + (1 - \omega) F_э(x), \quad (48)$$

где ω — уровень достоверности априорной информации относительно вида $F_a(x)$, задается программой ТПР; $F_a(x)$ — априорная функция распределения случайной величины x , задается программой ТПР; $F_э(x)$ — эмпирическая функция распределения случайной величины x ; $F(x)$ — априорно-эмпирическая функция распределения, содержащая два распределения — априорно задаваемого программой ТПР и эмпирического, задаваемого либо тест-выборкой, либо правой ветвью решения.

Аналитический способ определения $F(x)$, реализуемый программой «Идентификатор», заключается в оценке моментов априорно-эмпирической функции [2]:

$$\bar{x} = \omega \bar{x}_a + (1 - \omega) \bar{x}_э, \quad (49)$$

$$\mu_{2x} = \omega(\mu_{a2} - \nu_{a1}^2) + (1 - \omega)(\mu_{э2} - \nu_{э1}^2), \quad (50)$$

где \bar{x}_x — начальный момент, μ_{2x} — дисперсия.

Для сравнительной оценки оптимальности полученных по левой, правой и средней ветвям решения алгоритмов управления

разработана специальная тест-программа «Анализатор оптимальности», которая является модификацией программы FPM.

Как указывалось выше, программа FPM моделирует потоки метрологических отказов СИ, которые фактически существуют. Однако, как известно [6], не все метрологические отказы могут быть выявлены при поверках и аттестациях СИ из-за браков поверки I и II рода. Этот факт и использован при разработке алгоритма программы.

Очевидно, что оптимальным алгоритмом управления будет алгоритм, обеспечивающий минимальное различие между фактическим и наблюдаемым (выявленным) потоками метрологических отказов. Минимально допустимое значение разницы параметров фактического и наблюдаемого потоков метрологических отказов задается значением браков поверки I и II рода, определяемым соотношением образцовых и поверяемых СИ. Это значит, что некоторый уровень отказов будет существовать даже при оптимальном алгоритме управления (МПИ).

Алгоритм программы «Анализатор оптимальности» состоит в следующем.

1. Моделируется систематическая и случайная погрешности методом Монте-Карло по задаваемому левой ветвью закону распределения систематической и случайной погрешности.

2. Аналогично программе FPM моделируется скорость изменения систематической и случайной погрешности.

3. Моделируется дрейф систематической погрешности СИ по линейному закону, на который оказывает влияние случайный стационарный процесс с $MO=0$, $CKO \neq 0$, накладывающийся на линейный дрейф.

4. Определяется время наступления метрологического отказа выход дрейфа за установленные границы), т. е. фактический поток метрологических отказов СИ.

5. Наблюдаемый поток отказов формируется путем расщепления фактического потока метрологических отказов по одному из следующих условий:

а) если момент фактического отказа совпадает с моментом поверки, то отказ является наблюдаемым; и из таких отказов формируется поток наблюдаемых отказов, т. е. моделируется результат поверки;

б) параметры фактического потока метрологических отказов могут быть заданы из программы FPM и не моделироваться по результатам поверки.

6. Независимо от программы оптимальным алгоритмом управления фактическим потоком метрологических отказов будет такой алгоритм, который обеспечит максимум их выявления, т. е. минимальное отличие параметров фактического и наблюдаемого потоков метрологических отказов. Это позволит тестируемый оптимальный алгоритм ввести в программу и получить параметры потоков и по их соотношению оценить эффективность алгоритмов управления.

Левая ветвь решения задачи функционирует при наличии информации о потоках метрологических отказов СИ.

Программа «Формирователь», аналогичная левой и средней ветвям решения, формирует исходные массивы о распределении потока метрологических отказов во времени, которые поступают в программу «Идентификатор», осуществляющую выбор априорного вида распределения, а при необходимости и описание распределения априорно-эмпирической функцией [12]. Параметры закона распределения наработки на метрологический отказ и код вида закона передаются в среднюю ветвь решения.

Теоретическую основу разработки алгоритмов левой ветви решения представляет физико-статистический подход оценки метрологической надежности, заключающийся в исследовании физических закономерностей возникновения метрологических отказов на основе анализа временного ряда потоков метрологических отказов, описывающего эволюцию состояний СИ в процессе их эксплуатации. Поток метрологических отказов во времени, полученный по выборке из N средств измерений ($N \geq 100$) представляет собой нестационарный случайный процесс изменения метрологической надежности СИ в процессе их эксплуатации. При этом поток метрологических отказов, полученный по результатам проверок или аттестаций, является наблюдаемым, а не фактическим, а оценки метрологической надежности по этим данным носят приближенный характер, в большей степени отражающий эффективность существовавшего алгоритма управления.

Изложенное выше не позволяет непосредственно из оценок параметров закона распределения наработки на метрологический отказ получить представление о целесообразной периодичности управления надежностью (МПИ). Для решения поставленной задачи необходимо по потоку метрологических отказов выявить структуру переходов состояний СИ, т. е. рекомбинацию состояний. Для этого поток метрологических отказов во времени представляется в виде функции

$$F(t) = \frac{n_{\text{мо}}(t)}{N(t)}, \quad (51)$$

где $n_{\text{мо}}(t)$ — количество СИ, метрологически отказавших в момент времени t ; $N(t)$ — количество СИ, находящихся в эксплуатации в момент времени t .

Очевидно, что нестационарность потока метрологических отказов отражает изменение состояния СИ, а моменты возникновения неоднородности соответствуют моментам перехода в новое состояние. Поэтому, представив поток метрологических отказов в виде квазистационарного участка временного ряда, можно описать структуру переходов макросостояний СИ в процессе их эксплуатации. По структуре переходов макросостояний формируется модель изменения метрологической надежности СИ, уже не зависящая от существовавшего алгоритма управления, так как уровень

обобщения модели лежит выше исходной информационной базы о потоках отказов СИ.

Алгоритм программы, осуществляющий выделение макроструктур или классов состояний СИ по временному ряду потока отказов, можно представить в следующем виде.

1. Члены временного ряда, представленного в виде:

$$F(t) = a(t) + \xi \sigma(t), \quad (52)$$

где $F(t)$ — доля СИ, находящихся в состоянии метрологического отказа в момент времени t ; $a(t)$ и $\sigma(t)$ — соответственно математическое ожидание и СКО доли СИ, метрологически отказавших в момент времени t . От 1 до N с интервалом дискретности T_0 последовательно нумеруются и располагаются по градациям, которые соответствуют макросостояниям СИ.

2. При $a(t) = \text{const} = a$, $\sigma(t) = \text{const} = \sigma$ вследствие стационарности; номера значений случайной величины ξ , которая имеет физический смысл в виде браков поверки I и II рода, стационарно генерирующие поток метрологических отказов соответствующие им значения $F_i(t)$, должны распределяться так же, как и их номера, что и позволяет представить меру отличия макросостояний СИ в виде расхождений между распределениями $d_{F(t)}$ и d_ξ в j -м макросостоянии:

$$D_i = \max |F(d_{ij})_{F(t)} - F(d_{ij})_\xi, \quad (53)$$

где $i = 1, \dots, (m_j - \text{последний номер в } j\text{-м макросостоянии})$, F — функция распределения значений величин $d_{F(t)}$ и d_ξ , $d_{F(t)}$ и d_ξ — распределение расстояний соответствующих номеров значений величины в том же макросостоянии.

3. Идентификация распределений $F(d_{ij})_{F(t)}$ и $F(d_{ij})_\xi$ сводится к проверке различий между $(d_{ij})_{F(t)}$ и $(d_{ij})_\xi$ для несопадающих номеров с помощью критерия Колмогорова:

$$\frac{\lambda_i N}{\sqrt{m_j}} = |(d_{ij})_{F(t)} - (d_{ij})_\xi|, \quad (54)$$

где λ_i — статика Колмогорова, m_j — число членов ряда в макросостоянии. При $a(t) = \text{const}$ и $\sigma(t) = \text{const}$, что соответствует закону Пуассона, должно выполняться неравенство

$$(d_{ij})_{F(t)} < d_{ij \text{ кр}}. \quad (55)$$

В результате получим структуру переходов макросостояний (ряд статистически однородных участков) и выделим моменты переходов в новые состояния. Далее можно рассчитать наработку на первый метрологический отказ, второй и т. д., которые соответствуют времени перехода в рекомбинирующие макросостояния.

4. Последовательно сравниваем d_{ij} в каждом макросостоянии с $d_{\text{кр}}$. В каждом макросостоянии находим $N_{ij \text{ пред}}$, после которого следует разрыв номеров на величину, большую $d_{\text{кр}}$. Средняя значения $N_{ij \text{ пред}}$ для всех макросостояний, получим номер года, когда произошел переход в новое макросостояние. Утверждение о пе-

переходе в новое макросостояние СИ не является категоричным, а имеет заранее установленную доверительную вероятность (0,95, 0,99).

5. Процедура поиска последующего перехода повторяется в пределах всего ряда, начиная с осредненного номера

$$\bar{N}_{ij} = N_{\text{пред}} = \frac{\sum_{i=1}^N N_{ij \text{ пред}}}{l}, \quad (56)$$

где l — число макросостояний, в которых можно выявить $N_{ij \text{ пред}}$ за M_0 (точка отсчета). Это позволяет получить макроструктуру процесса изменения метрологической надежности СИ в виде траектории квазистационарных макросостояний СИ и их рекомбинаций.

В границах стационарных участков временного ряда или в границах макросостояния поток метрологических отказов подчиняется закону Пуассона, что позволяет сформировать общую квазистационарную модель изменения состояний СИ в виде рекомбинации макросостояний, а также провести идентификацию распределения в границах макросостояния СИ и осуществить генерацию макросостояний по всей траектории эксплуатации СИ, т. е. прогенерировать наработку на метрологические отказы, соответствующую каждому макросостоянию

$$T = S \times \ln(R) / \ln(0,5), \quad (57)$$

где S — среднее время до перехода в последующее макросостояние, R — случайное равномерно распределенное число, $0 < R < 1$. Полученный поток метрологических отказов по всем макросостояниям будет характеризовать переходы микросостояний СИ. Эту процедуру осуществляет программа «Анализатор микроструктур». Далее осуществляется идентификация вида закона распределения метрологических отказов (программа «Идентификатор»).

В границах макросостояний по эмпирическому потоку метрологических отказов рассчитывается статистическая вероятность метрологических отказов

$$P^* = 1 - \varepsilon(t), \quad (58)$$

где

$$\varepsilon(t) = n_{\text{МО}}(t) / N, \quad (59)$$

$n(t)$ — количество метрологически отказавших СИ за время t (в границах макросостояния), N — общее количество СИ, находящееся в эксплуатации в этот период. И далее, согласно [14], вектор управления (исследовательность МПИ) рассчитывается по формуле

$$t_{\text{МПИ } i} = \frac{T_i \ln P_{\text{доп}}}{\ln P^*}, \quad (60)$$

где T_i — i -й стационарный период (макросостояние), $P_{\text{доп}}$ — допустимая вероятность безотказной работы СИ за $t_{\text{МПИ}}$.

Формирование оптимального алгоритма управления метрологической надежностью из полученного расчетного алгоритма осуществляется по следующему критерию качества:

$$t_{\text{мпи } i} \leq T_i. \quad (61)$$

Очевидно, что достоверность i -го расчетного алгоритма управления определена границами существования конкретного макросостояния, а вне его границ приоритет имеет другой алгоритм управления, соответствующий другому макросостоянию.

Таким образом, проанализировав траекторию переходов макросостояний СИ от конечного до начального, можно найти оптимальную последовательность управления.

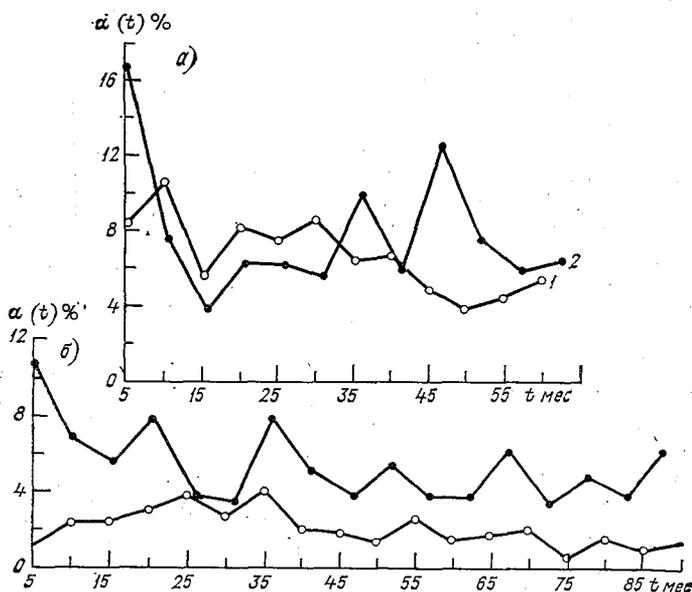


Рис. 5. Численный прогноз метрологической надежности пиранометров (а) и актинометров (б) и его соответствие эмпирическим данным.

Полученный алгоритм управления и информация о параметрах и виде закона распределения метрологических отказов поступает в среднюю ветвь решения для дальнейшей обработки и проверки. Для удобства работы с пакетом программы левой и правой ветвей решения объединены в единые модули, а средняя ветвь объединена частично, за исключением блока тест-программ и программы «Идентификатор», (FPM). Общий объем пакета прикладных программ около 4 тыс. п/к. Полное решение задачи занимает около 6 ч машинного времени при расчете на ЭВМ типа ЕС-1020. Для различных целей задачи машинное время может быть увеличено или уменьшено за счет расхода времени на тест-программы, осо-

бенно на оценку оптимальности алгоритма управления, которая по времени в несколько раз может превышать весь объем расчетов.

Для иллюстрации возможностей пакета NUPOM на рис. 5 приводятся графики численного прогноза метрологической надежности средств измерений потоков солнечной радиации (пиранометров и актинометров). На рис. 5 показано также соответствие результатов прогноза (см. кривую 2) эмпирическим данным (см. кривую 1), полученным из УГКС.

Результаты расчетов оптимальных алгоритмов управления метрологической надежностью СИ давления, температуры и потоков солнечной радиации приведены в работе [9].

Внедрение пакета прикладных программ позволит получить значительный экономический эффект от оптимизации управления надежностью СИ и ее прогнозирования.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Виленькина С. Я. Сборник научных программ на Фортране. — М.: Статистика, 1974, вып. 1, 314 с.
2. Демаков И. П. Об одном методе прогнозирования в условиях неопределенности. — Труды ВНИИМ, 1975, вып. 173 (233), с. 106—111.
3. Дрейнер П., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. — М.: Статистика, 1973. — 460 с.
4. Ермаков С. М. Метод Монте-Карло и смежные вопросы. — М.: Наука, 1975, с. 36—119.
5. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем. — М.: Мир, 1980, с. 21—73.
6. Ми 83-76. Методика определения параметров поверочных схем. — М.: изд-во стандартов, 1978. — 27 с.
7. Пешель М. Моделирование сигналов и систем. — М.: Мир, 1981. — 300 с.
8. Окоренков В. Ю. Новый подход к решению многоцелевых задач оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений. — См. наст. сб., с. 10—24.
9. Окоренков В. Ю., Фатеев Н. П. Оптимальные межповерочные интервалы для метеорологических приборов. — См. наст. сб., с. 3—10.
10. Плещунов В. И., Вороина Е. Д. Теоретические основы организации и анализа выборочных данных в эксперименте. — Л.: изд. ЛГУ, 1979. — 230 с.
11. Смирнов Н. В., Дудин-Барковский И. В. Курс теории вероятности и математической статистики для технических приложений. — М.: Наука, 1965. — 510 с.
12. Резник К. А. Математико-статистический анализ систем передачи размеров единиц физических величин от государственных эталонов рабочим средствам измерений. — Автореф. дисс. на соиск. уч. ст. — Л.: изд. ВНИИМ, 1974. — 29 с.
13. Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика. — М.: Наука, 1979, с. 298—331.
14. Судаков В. М. Статистика отказов средств измерений и экономический критерий выбора МПИ. — Метрология, 1977, № 1, 80 с.
15. Справочник по типовым программам моделирования/А. Г. Ивахненко, Ю. В. Конла, В. С. Степашко и др. Под ред. А. Г. Ивахненко — Киев: Техника, 1980. — 184 с.
16. Тюков Б. В. Некоторые способы оценивания временных изменений метрологических характеристик в заданных пределах. — Труды ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, 1975, вып. 173 (233), с. 79—82.
17. Федоров В. В. Теория оптимального эксперимента. — М.: Наука, 1971. — 450 с.

РАСЧЕТНЫЙ МЕТОД КОНТРОЛЯ ПОГРЕШНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Метеорологические средства измерения (СИ) эксплуатируются в сложных условиях и в широком диапазоне измерений. При поверке средств измерений в стационарных условиях реальные условия эксплуатации обычно не воспроизводятся, поэтому их фактические погрешности не определяются. Кроме этого, поверка СИ по всему диапазону измерений очень трудоемка, а в некоторых случаях вообще невозможна из-за отсутствия необходимого поверочного оборудования или невозможности транспортировки поверяемых СИ в Бюро поверки.

Все это требует разработки новых принципов и методов поверки СИ на месте эксплуатации. В основе предлагаемого расчетного метода контроля погрешности СИ положена модель дрейфа [1, 2] нормируемых метрологических характеристик (НМХ) СИ, приспособленная к конкретному СИ и фактическим условиям эксплуатации. Алгоритм расчетного метода может быть записан следующим образом.

1. По результатам аттестаций СИ конкретного типа, полученных по всей совокупности условий эксплуатации и диапазону измерений, формируется опорная временная выборка, отражающая изменение систематической погрешности СИ во времени и характеризующая в дискретных моментах времени математическим ожиданием и СКО математической погрешности измерения.

2. По сформированной указанным способом опорной информации рассчитывается оптимальная прогностическая модель дрейфа СИ, производится ее оценка и прогноз НМХ на требуемый период.

3. Задавая предельно допускаемую погрешность СИ и вводя ее в полученную модель дрейфа, определяем математическое ожидание и СКО времени наработки до метрологического отказа, а также изменение систематической погрешности за период до метрологического отказа, т. е. поправка СИ и ее оценка в виде МО и СКО.

4. Для применения модели к конкретному СИ и условиям его эксплуатации в общую (для типа СИ) модель дрейфа НМХ необходимо ввести конкретные (для поверяемого СИ) значения систематической погрешности (историю), а также последнее изменение погрешности для 1-й точки, т. е. ввести начальные параметры дрейфа, что позволит использовать модель процесса дрейфа НМХ применительно к конкретному СИ и обеспечит адаптацию модели к конкретным условиям эксплуатации.

5. По полученной модели дрейфа, а при необходимости и по прогнозу погрешности СИ на требуемый период расчетным путем находятся значения систематической и случайной составляющих погрешности СИ и соответствующие им корректирующие поправки.

Достоинства этого метода:

а) отсутствие погрешностей, связанных с субъективными качествами и квалификацией поверителей;

б) упрощение поверки, возможность поверки-контроля и расчета НМХ СИ в одной точке диапазона, так как общая модель построена по всей совокупности возможных изменений систематической погрешности и всему фактическому возможному диапазону измерений;

в) возможность поверки средств измерений без образцовых СИ расчетным путем;

г) возможность корректировки погрешности СИ в любой требуемый момент эксплуатации.

Экспериментальная проверка расчетного метода чрезвычайно проста и эффективна. Она позволяет без затрат и абсолютно надежно проверить эффективность и достоверность разработанного метода.

Идея экспериментальной поверки заключается в расчете поправок, например, для чашечных барометров для конкретного куста станций с последующей фактической поверкой этих же приборов традиционным методом непосредственного сличения с образцовыми.

Очевидно, что если полученные оценки систематической и случайной составляющих погрешности СИ расчетным методом и методом непосредственных сличений не отличаются на величину более допуска на переповерку СИ, т. е. допуска на введение поправки определенного с заданной доверительной вероятностью, то метод позволяет получить требуемую надежность результатов поверки.

Практическая реализация расчетного метода контроля погрешности СИ может быть осуществлена как на базе автоматизированных систем поверки, включающих в себя мини-ЭВМ, систему автоматического наблюдения и систему автоматической коррекции погрешности СИ, так и на основе табличной коррекции результатов измерений, проводимой оператором. Расчет индивидуальных моделей дрейфа для каждого СИ может быть осуществлен в базовой метрологической организации по типовым программам, разработанным в отделе метрологии ГГО им. А. И. Воейкова. Результаты расчетов в виде таблиц и поправок могут быть разосланы потребителям.

Для СИ, эксплуатирующихся автономно, без обслуживающего персонала, предлагается более перспективная модификация расчетного метода, в основу которой положен принцип динамического контроля группового дрейфа метрологических характеристик двух СИ различного принципа действия, один из которых используется в качестве индикатора различия дрейфа.

Для обеспечения стратегии управления СИ по замкнутому контуру предлагается использовать тестирующую модель дрейфа метрологических параметров СИ, описывающую начальное состояние СИ и позволяющую проводить коррекцию его путем срав-

нения текущих моделей дрейфа, описывающих эволюцию состояний СИ в процессе их эксплуатации.

С этой целью для каждого из поверяемых СИ создается прибор-индикатор дрейфа (СИ, отличное по принципу действия), который может позволять регистрировать различие их метрологических параметров.

Совокупность данных о различии метрологических параметров прибора-индикатора и самого СИ, полученная во всем диапазоне измерений и в условиях, реально наблюдаемых на месте эксплуатации СИ, способна характеризовать начальное состояние СИ, а дрейф различия метрологических параметров, полученный в аналогичных условиях, способен описывать эволюцию состояний СИ в процессе его эксплуатации.

Таким образом, получив опорную информацию о дрейфе различия погрешностей «СИ—индикатор», можно построить по ней тестирующую, или эталонную модель дрейфа, которая будет характеризовать начальное состояние СИ. По мере накопления информации о дрейфе в процессе эксплуатации «СИ—индикатор» рассчитываются текущие модели дрейфа. Эти модели будут характеризовать эволюцию состояний, т. е. отличаться от эталонной модели дрейфа, что и может быть положено в основу расчетного метода проверки. В этом случае алгоритм расчетного метода проверки средств измерений заключается в следующем.

1) Формируется опорная информационная база данных о дрейфе метрологических параметров по партии СИ.

2. По опорной информационной базе строится оптимальная сбалансированная прогностическая модель дрейфа (по каждому параметру), представляющая собой эталонную модель.

$$y_d(t) = \sum_{i=1}^m a_i t^{i-1}. \quad (1)$$

3. В процессе эксплуатации СИ в дискретные моменты времени опорная информационная база данных пополняется текущей информацией и производится последовательный расчет текущих моделей дрейфа.

4. Момент изменения начального состояния СИ фиксируется при превышении разницы предельных погрешностей СИ, полученных по эталонной и текущей моделям дрейфа предела допуска на перепроверку СИ, т. е. при изменении качества опорной информации:

$$y_{д.эт}(t) - y_{д.т}(t) = \Delta \text{ДП}. \quad (2)$$

5. Начиная с момента изменения начального состояния СИ (качества опорной информации) наступает переходный период СИ в состояние метрологического отказа. В этот период производится постоянное дополнение опорной информационной базы текущими значениями, расчет и сравнение с эталонной моделью дрейфа текущих моделей дрейфа.

6. При наличии тенденции к изменению начального состояния СИ более чем на величину допуска на перепроверку в показания приборов начиная с момента изменения начального состояния вводится поправка.

7. Значения поправок определяются с дискретностью погрешности отсчета по эталонной и текущей моделям дрейфа:

$$y_{д.эт}(t) - y_{д}(t) = \Delta_i(t),$$
$$\Delta_i - \Delta_{i+1} \geq \varepsilon,$$

где ε — погрешность отсчета, Δ_i — значение текущей поправки (систематическая погрешность), вводимой с обратным знаком.

8. Надзор за метрологическим состоянием СИ осуществляется системой критического контроля результатов измерений, обеспечивающей выявление неоднородности поступающей информации.

9. При наличии неоднородности встроенный индикатор дрейфа СИ направляется в поверку и эталонная модель дрейфа пересчитывается с учетом новой поправки индикатора, т. е. проводится поверка СИ.

10. При удовлетворительном результате контроля, определяемом по соответствию начальной и последующей эталонных моделей дрейфа в пределах требуемой точности результатов измерений, цикл текущей коррекции состояния СИ возобновляется.

Экспериментальная проверка метода может быть осуществлена изложенным выше способом.

Практическая реализация метода дает возможность решать ряд важных вопросов метрологического обеспечения автоматических станций, необслуживаемых систем и других СИ, требующих поверки на месте их эксплуатации. Этот метод позволяет также повысить точность измерений без существенных экономических затрат.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Дрейпер, Смит. Прикладной регрессионный анализ.— М.: Мир, 1973.— 370 с.
2. Федоров В. В. Теория оптимального эксперимента.— М.: Наука, 1975.

Ю. В. Роголев, Н. П. Фатеев, В. Ф. Фомин

ПОВЕРКА СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ СКОРОСТИ ВЕТРА НА МЕСТЕ ЭКСПЛУАТАЦИИ ПО МЕТОДУ «ДОСТАТОЧНОГО ЭКСПЕРИМЕНТА»

В настоящее время одной из важнейших задач метрологического обеспечения метеорологических средств измерений (СИ) является обеспечение их поверки на месте эксплуатации. Такая

поверка часто необходима в экспедиционных условиях, когда вероятность метрологического отказа, т. е. выход допускаемой погрешности за пределы нормированного допуска, возрастает. Кроме того, транспортировка приборов и использование их в сложных климатических условиях может также привести к появлению скрытого отказа. Для сложных и дорогостоящих информационно-измерительных систем также требуется поверка на месте эксплуатации и периодический контроль их метрологических характеристик, так как часто отсутствуют образцовые средства поверки или представляются значительные технические трудности по доставке к месту установки систем.

Во всех этих случаях должны проводиться измерения в естественных условиях, которые следует отнести к классу динамических измерений [9]. При этом конечный результат измерения метеорологического параметра будет зависеть от его пространственно-временной структуры и инерционных свойств поверяемого и образцового СИ.

В данной статье рассматривается методика поверки в естественных условиях средств измерений наиболее сложной и изменчивой метеорологической характеристики — скорости ветра.

При сличении этих СИ всегда необходимо учитывать динамические характеристики поверяемого и образцового приборов, а также структуру поля ветра, от которого зависит расположение поверяемых и образцовых СИ. Исходя из этого погрешность результата измерений здесь рассматривается как реализация случайного процесса в некоторый момент времени и в конечном итоге будет складываться из статистической $\Delta_{ст}$ и динамической $\Delta_{дин}$ составляющих погрешностей, как для поверяемых, так и для образцовых СИ:

$$\Delta_{из} = (\Delta_{дин} + \Delta_{ст})_{пов} + (\Delta_{дин} + \Delta_{ст})_{об}. \quad (1)$$

При количественной оценке сопоставимости результатов измерений и сведения к минимуму $\Delta_{из}$ может быть несколько вариантов: применение однотипных приборов, но с различными моментами инерции для образцового $\tau_{об}$ и поверяемого $\tau_{пов}$ при тождественных аэродинамических профилях чувствительных элементов (ветроприемников); подбор пары сличаемых приборов с одинаковыми τ и проведение сличений разнотипных приборов, причем в качестве образцового выбирается группа однотипных СИ (условно «групповое» образцовое СИ).

Из ранее выполненных попыток таких сличений следует отметить ряд работ [1, 3, 4, 6], где приводятся результаты сравнения ветроизмерительных приборов в естественных условиях и делается попытка обосновать возможность таких сличений, но только для обеспечения обработки длиннопериодных климатических рядов и их нарушения при переходе на другие типы СИ скорости ветра на сети метеорологических станций. Анализ показал, что методический подход при подобных сличениях не всегда обоснован как при выборе образцового СИ, так и для количества сличаемых

мых приборов, а также для методики обработки результатов сличений.

Ниже приводится обоснование подобных сличений с целью проведения поверки СИ скорости ветра на месте эксплуатации.

В основе предлагаемого метода лежит понятие «достаточного эксперимента» [2, 5], в соответствии с которым для получения достоверной информации об измеряемой физической величине вовсе не обязательно многократное ее измерение одним прибором. Сущность метода заключается в том, что при помощи нескольких (двух-трех) однотипных с поверяемым прибором, не используемых для постоянных наблюдений, оценивается (с заданной вероятностью) метрологическое состояние поверяемого СИ и дается однозначная рекомендация его дальнейшего применения. Причем точность измерений в этом случае будет не хуже, чем обратная задача многократного измерения скорости ветра одним прибором. Это свойство «достаточного эксперимента» особенно полезно, когда нестабильность во времени и пространстве поля скорости ветра становится соизмеримой с погрешностью измерений непосредственно применяемого СИ. Методически проведение измерений заключается в том, что рядом с поверяемым СИ скорости ветра устанавливаются два-три однотипных с поверяемым прибором, которые заранее должны быть аттестованы в аэродинамической трубе (АТ). Далее производятся серии синхронных отсчетов показаний поверяемого СИ и каждого из образцовых СИ. Интервал осреднения результатов измерений скорости v как по образцовым, так и по поверяемому СИ составляет 10 мин.

Серия измерений считается пригодной для дальнейшего анализа при условии, что дисперсия показаний группы образцовых СИ в 3 раза меньше заданной дисперсии для данного типа поверяемого СИ, т. е.

$$\sum_{i=1}^n D_i^2 < 3 \left| D_{\text{тип}}^2 \right. \quad (2)$$

В противном случае полученная серия измерений бракуется. Практически необходимо иметь не менее 15 серий измерений, удовлетворяющих условию (2).

В каждой серии определяется среднее значение скорости \bar{v}_k по трем образцовым приборам:

$$\bar{v}_k = \sum_{i=1}^3 \frac{v_{ki}}{3}, \quad (3)$$

где v_{ki} — показания i -го образцового прибора в i -й серии, \bar{v}_k — среднее значение в k -й серии измерений.

Для дальнейшего суждения о метрологическом состоянии поверяемого прибора необходимо оперировать величинами \bar{v}_k и $\bar{v}_{k(n)}$

($v_{k(n)}$) — показания поверяемого прибора в k -й серии измерений) и затем определить разность между ними:

$$\xi = \bar{v}_k - v_{k(n)}. \quad (4)$$

Методами математической статистики определяем математическое ожидание $M[\bar{\xi}_k]$ и СКО σ_{ξ_k} по формулам

$$M[\bar{\xi}_k] = \sum_{k=1}^n \frac{\xi_k}{n},$$

$$\sigma_{\xi_k} = \sqrt{\frac{\sum (\bar{\xi}_k - \xi_k)^2}{n-1}}. \quad (5)$$

Здесь n — число серий измерений.

Поверяемый прибор признается годным, если

$$\frac{M[\bar{\xi}_k]}{\sigma_{\xi_k} \sqrt{n}} < t, \quad (6)$$

В формуле (6) значение t выбирается из таблиц квантилей распределения Стьюдента при доверительной вероятности $P=0,9$ и числе степеней свободы $n-1$ (для нашего случая $n=15$), значения $M[\bar{\xi}_k]$ и σ_{ξ_k} берутся из формулы (5).

Если после проведенных измерений и обработки полученных результатов по приведенной выше программе можно судить о пригодности поверяемого СИ в ограниченной области скоростей ветра, то дальше возникает задача по обоснованию и экстраполяции полученных результатов на весь измеряемый данным типом СИ диапазон скорости ветра. С этой целью проводятся (с максимальной частотой) синхронные измерения мгновенных значений скорости ветра в течение интервала осреднения по поверяемому и образцовому (в нашем случае это групповое образцовое СИ) средствам измерений.

Методами математической статистики можно получить распределение некоторого группового средства измерений, которое получилось бы в случае, если бы мы имели один прибор с теми же метрологическими характеристиками, что и каждый из приборов в группе образцовых СИ. Далее строится доверительный интервал, который с заданной вероятностью превышает все значения показаний поверяемого СИ при сохранении им метрологических характеристик.

В качестве действительного измеряемого значения скорости ветра принимаем среднее выборочное значение по n образцовым СИ, а в качестве оценки дисперсии — распределение наблюдений более точного группового СИ, чем точность прибора, который мы поверяем. Задав интервал для показаний поверяемого СИ в виде $\bar{\Delta} \pm 2D^2$, мы с доверительной вероятностью $P=0,95$ можем получить интервал, в который должны попадать данные измерений по поверяемому СИ.

По значениям мгновенной скорости ветра $v_{\text{МГ}}$, измеренным в интервале осреднения по поверяемому и групповому СИ, строятся две гистограммы, приняв за диапазон изменения метеопараметра значения $v_{\text{МГ. макс}}$ и $v_{\text{МГ. мин}}$. Гистограмма строится по общепринятой в теории математической статистики методике и определяется вероятность попадания показаний СИ по значениям $v_{\text{МГ}}$ на каждый участок (зону) для группового $P_{\text{об}}^i$ и поверяемого $P_{\text{п}}^i$ средств измерений.

По гистограммам, симметричным для каждой из зон, находится разность значений $v_{\text{МГ}}$, затем проверяется соответствие полученных разностей следующим условиям:

$$\sum_{i=1}^n |P_{\text{об}}^i - P_{\text{п}}^i| < \varepsilon, \quad (7)$$

$$\left| \sum_{i=1}^n P_{\text{об}}^i \log P_{\text{об}}^i - \sum_{i=1}^n P_{\text{п}}^i \log P_{\text{п}}^i \right| < \varepsilon.$$

Здесь n — число участков разбиения диапазона по $v_{\text{МГ}}$ для группового и поверяемого СИ.

Поверяемое СИ скорости ветра может быть признано годным с вероятностью $P=0,9$ во всем диапазоне измерений, если выполняется условие $\varepsilon \leq 0,033$.

В качестве примера рассмотрим методику статистической обработки результатов эксперимента для случая обоснования методики для ограниченного участка диапазона сличений (по одной точке). В табл. 1 приведены данные серии измерений по трем образцовым и одному поверяемому СИ скорости ветра $v_{k(n)}$.

В табл. 2 приведены результаты статистической обработки данных скорости ветра, полученных по трем образцовым СИ: математическое ожидание $M[v_i]$, дисперсия D^2 и значения среднего квадратического отклонения (СКО) σ .

Приведенные в табл. 2 значения D^2 удовлетворяют условию (2). Математическое ожидание, т. е. среднее значение скорости, измеренной по трем образцовым СИ \bar{v}_k , рассчитывались по формуле (3).

В табл. 3 представлены результаты расчетов, проведенных по формулам (3), (4) и (5) для 15 серий измерений.

В табл. 3 использовались значения $v_{k(n)}$ из табл. 1. Рассчитаем значение СКО по формуле (5), используя данные, приведенные в табл. 3:

$$\sigma_{\xi_k} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\bar{\xi}_k - \xi_k)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{0,4679}{14}} = \sqrt{0,033} = 0,18. \quad (8)$$

Подставив значения статистических параметров в формулу (6), получим неравенство $0,09 < 1,77$, которое показывает, что поверяемый прибор для измерения скорости ветра может быть при-

Результаты измерений скорости ветра (м/с) по трем образцовым и одному поверяемому СИ

Параметр	Номер серии														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
$v_{k(n)}$	10,5	10,8	9,9	10,1	10,1	9,9	9,8	10,0	10,1	10,3	10,1	9,9	10,1	10,2	10,0
$v_{1(05)}$	9,9	10,8	10,0	9,7	10,2	10,0	9,9	9,9	10,0	10,0	9,9	10,0	9,8	9,0	10,1
$v_{2(06)}$	10,3	10,2	9,5	9,9	10,0	10,3	9,9	9,8	10,1	10,1	10,3	9,8	10,2	10,1	10,3
$v_{3(06)}$	10,0	10,1	10,7	9,9	10,2	10,2	10,0	10,1	9,9	10,1	10,1	9,8	10,0	10,1	10,3

Статистические параметры, рассчитанные по данным измерений скорости ветра по трем образцовым СИ

Параметр	Номер серии														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
$M[v_i]$	10,4	10,4	10,1	9,8	10,1	10,2	9,9	9,9	10,0	10,1	10,1	9,9	10,0	10,0	10,2
D^2	0,21	0,15	0,37	0,02	0,02	0,03	0,05	0,03	0,01	0,005	0,04	0,42	0,04	0,02	0,02
σ	0,46	0,38	0,60	0,12	0,12	0,16	0,10	0,16	0,10	0,10	0,20	0,64	0,20	0,12	0,12

знан годным для дальнейшей эксплуатации (до следующего срока поверки по установленному межповерочному интервалу).

Изложенная выше методика является экспериментальной и требует проверки.

В заключение следует отметить, что предлагаемая методика не заменяет первичную поверку СИ скорости ветра, а также поверку после капитального ремонта. Она позволяет лишь оценить метеорологическое состояние прибора в условиях эксплуатации.

Таблица 3

Данные расчета характеристик скорости ветра по формулам (3), (4) и (5)

Номер серии	$\bar{v}_{k(об)}$	$\bar{v}_{k(об)} - v_{k(п)} = \xi_k$	$\bar{\xi}_k - \xi_k$	$(\bar{\xi}_k - \xi_k)^2$
1	10,1	-0,4	0,36	0,1296
2	10,4	-0,4	0,36	0,1296
3	10,1	0,2	-0,26	0,0676
4	9,8	-0,3	0,24	0,0576
5	10,1	0,1	-0,16	0,0256
6	10,2	0,3	-0,36	0,1296
7	9,9	0,1	-0,16	0,0256
8	9,9	-0,1	0,04	0,0016
9	10,0	-0,1	0,04	0,0016
10	10,1	-0,2	0,14	0,0196
11	10,1	0,0	-0,06	0,0036
12	9,9	0,0	-0,06	0,0036
13	10,0	-0,1	0,04	0,0016
14	10,0	-0,2	0,14	0,0196
15	10,2	0,2	-0,26	0,0676
		$M[\bar{\xi}_k] = -0,06$	$\Sigma = 0,6840$	$(\Sigma)^2 = 0,4679$

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Беспалов Д. П., Тимановская Р. Г. Результаты сравнения стандартной метеорологической аппаратуры в период экспедиции АТЭП-73.— Метеорология и гидрология, № 6, 1975, с. 101—106.
2. Закс Ш. Теория статистических выводов.— М.: Мир, 1975, 776 с.
3. Каулии И. Я. Об измерении скорости ветра приборами с различными периодами осреднения.— Труды ГГО, вып. 129, 1962, с. 111—117.
4. Керимов А. А., Исраилов А. А. Сравнение результатов измерений скорости ветра, осуществленных различными приборами.— Метеорология, и гидрология, № 11, 1970, с. 102—104.
5. Орнштейн Д. Эргодическая теория случайности и динамические системы.— М.: Мир, 1978, 166 с.

6. Смирнов С. А. Сравнительные характеристики скорости и направления ветра, определенные приборами с различными интервалами осреднения.— Труды ГГО, вып. 174, 1965, с. 135—148.
7. Тимановская Р. Г., Любельский В. А. Методика проведения сравнительных наблюдений при отсутствии на судне образцовых средств измерения.— Труды ГГО, вып. 435, 1980, с. 120—124.
8. Фатеев Н. П. Поверка метеорологических приборов.— Л.: Гидрометеоиздат, 1971.
9. Широков К. П., Аругюнов В. О., Грановский В. А. и др. Основные понятия теории динамических измерений.— Измерительная техника, № 12, 1975, с. 9—13.

В. Ф. Фомин

МЕТОД ПОВЕРКИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРИБОРОВ В ЕСТЕСТВЕННЫХ УСЛОВИЯХ

В данной статье предлагается один из путей реализации метода поверки приборов в естественных условиях и его обоснование.

В основе технической реализации этого метода лежит понятие «достаточного эксперимента». В работе [1] приводится следующее определение достаточного эксперимента: «Пусть E_1 — эксперимент, в результате которого наблюдается случайная величина X_1 , а E_2 — эксперимент, в результате которого наблюдается случайная величина X_2 . Если, наблюдая X_1 и используя таблицу случайных чисел, можно генерировать случайную величину, распределенную как X_2 , то эксперимент E_1 называется достаточным для E_2 . Соответственно, если эксперимент E_1 достаточен для эксперимента E_2 , то нет необходимости осуществлять E_2 ».

Оказывается, если рассмотреть два эксперимента, первый из которых предполагает n независимых измерений случайной величины одним прибором, а второй эксперимент состоит в измерении случайной величины однотипными приборами, число которых n , только один раз, то второй эксперимент является достаточным для первого. Причина этого состоит в том, что дисперсия математического ожидания первого эксперимента больше, чем дисперсия математического ожидания случайной величины второго эксперимента [2].

В связи с этим для поверки прибора предлагается устанавливать рядом несколько приборов. Пусть это будет n приборов, пригодных к применению, т. е. их метрологические характеристики соответствуют требованиям нормативных документов. Кроме того, эти приборы должны быть того же типа, что и поверяемый прибор. При таких измерениях в соответствии с изложенным выше среднее арифметическое значение показаний n приборов есть оценка математического ожидания метеопараметра, полученная по результатам последовательных измерений в данный момент. Следует отметить также, что вследствие природы метеорологиче-

ских процессов, никакая другая схема эксперимента не позволяет многократно измерять значение метеопараметра в данный момент. Кроме того, дисперсия математического ожидания, или иначе результата измерений метеопараметра, будет в n раз меньше, чем при единичном измерении.

Подобная схема измерений использовалась при аттестации установок, образующих государственный специальный эталон единицы ускорения при ударном движении [5]. Однако в работе [5] обработка результатов измерений значительно сложнее, так как проводилась аттестация, т. е. прежде всего определялись метрологические характеристики приборов. Наша задача другая, а именно: используя несколько однотипных рабочих приборов для синхронных измерений метеопараметра, сделать заключение, пригоден ли поверяемый прибор для дальнейшей работы.

После проведения измерений, мы получаем следующие данные:

Показание поверяемого прибора в i -й серии P_i ;

Оценка математического ожидания метеопараметра, полученная многократным измерением

$$O_i = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n a_{ik}, \quad (1)$$

где a_{ik} — показание k -го прибора в i -й серии.

Оценка дисперсии, полученная в i -й серии,

$$\sigma_{0i} = \frac{\sum_{k=1}^n (O_i - a_{ik})^2}{n - 1}. \quad (2)$$

После проведения m серий измерений с помощью методов математической статистики можно проверить, дают ли основание полученные данные подтвердить гипотезу о том, что значения поверяемого прибора и O_i не различаются на приемлемом уровне доверительной вероятности.

Эти методы могут быть как параметрическими, так и непараметрическими. Они широко известны [1, 3, 7] и в данной статье не рассматриваются.

Рассмотрим теперь вопрос, сколько же нужно установить приборов рядом с поверяемым, чтобы сделать заключение о его пригодности.

Результаты измерений есть случайные величины. Оценка случайной величины может быть точечная, т. е. оценивается математическим ожиданием, либо интервальная. При измерениях пользуются интервальной оценкой, иначе невозможно было бы сравнивать показания приборов. При этом интервал можно получить, оценив фактическую и задав доверительную вероятность. Можно получить интервальную оценку с фиксированной шириной интервала. В этом случае выбирается фиксированный интервал 28

и оценка случайной величины должна лежать в интервале $[\bar{X}-\delta, \bar{X}+\delta]$ с заданной вероятностью.

Очевидно, что при проведении поверки по предлагаемой схеме, мы должны оценивать O_i интервалом заданной (фиксированной) величины. Оказывается, что по выборке фиксированного (заданного) объема, если дисперсия неизвестна, невозможно построить доверительный интервал фиксированной ширины для O_i [1].

Такое построение возможно только в случае, если величина выборки есть также случайная величина. Для таких оценок в работе [1] предложена двухступенчатая выборочная процедура, которая обеспечивает доверительный интервал фиксированной величины.

Стадия 1. Берется выборка фиксированного объема n_1 , $n_2 \geq 2$ и находятся достаточные статистики

$$\bar{X}_{n_1} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_i, \quad Q_{n_1} = \sum_{i=1}^{n_1} (\bar{X}_{n_1} - X_i)^2. \quad (3)$$

Стадия 2. Берется дополнительная выборка случайного объема

$$N_2 \geq \max \left[0, \left(F_{\gamma}[1, n_1 - 1] \frac{S_{n_1}^2}{\sigma^2} - n_1 \right) \right], \quad (4)$$

где

$$S_{n_1}^2 = Q_{n_1} / (n_1 - 1)$$

является γ -квантилью $F[1, n_1 - 1]$ распределения.

Обозначим через δ половину заданной ширины доверительного интервала. Доверительным интервалом, определяемым после 2-й стадии выборочной процедуры, является

$$I_0(X_N) = [\bar{X}_N - \delta \bar{X}_N + \delta],$$

где $N = n_1 + N_2$. Заметим, что N_2 — объем выборки 2-й стадии — случайная величина, которая может принимать нулевое значение с положительной вероятностью. Если $N_2 = 0$, то процесс выбора прекращается после 1-й стадии. Доказано, что $P_{\mu, \sigma} \{N_2 < \infty\} = 1$ для всех μ, σ . Это значит, что N_2 — обязательно конечное число.

Число приборов, устанавливаемых для поверки, определяется на основании выражения (4). При этом задаются следующие величины:

$$N_2 = 0, \quad S_{n_1}^2 = \sigma_{0i}^2;$$

σ^2 определяется из паспортных данных приборов или путем предварительных исследований применяемых приборов (этот способ наилучший); значение квантиля γ также задается. Из формулы (4) определяется n_1 .

При поверке все величины, в том числе и n_1 , заданы, кроме $S_{n_1}^2$. Отбраковка каждой серии производится по значению отно-

шения $S_{\text{пл}}^2/\sigma^2$. При доверительной вероятности 0,9 для трех поверяемых приборов это отношение не должно превышать $1/3$.

По результатам проведенных исследований можно сделать заключение, что показания поверяемого прибора (с установленной допускаемой погрешностью) соответствуют действительному значению метеопараметра в данной точке или в небольших пределах диапазона измерения.

Для того чтобы сделать заключение о пригодности прибора во всех диапазонах измерений, необходимо изменить схему сравнения. Прежде всего введем несколько новых понятий и попытаемся объяснить, что они обозначают [2].

Пусть T — взаимно однозначное преобразование, заданное на вероятностном пространстве (Ω, F, P) . Принято считать, что T — сохраняющее меру преобразование, если $P(TA) = P(A)$, где $A \in F$.

Очевидно, что любой прибор без явного отказа осуществляет сохраняющее меру преобразование, если бы это было не так, то некоторые показания прибора появлялись бы чаще, чем другие, независимо от состояния метеопараметра. Такие отклонения легко определяются при эксплуатации, и подобный прибор нет необходимости поверять. Но если этот прибор подвергается поверке, то он бракуется уже на первом этапе.

Пусть T_1 и T_2 — сохраняющие меру преобразования, определенные на вероятностных пространствах (Ω_1, F_1, P_1) и (Ω_2, F_2, P_2) соответственно. Преобразования T_1 и T_2 изоморфны, если существует отображение φ пространства Ω_1 на Ω_2 такое, при котором:

- 1) φ взаимно однозначно,
- 2) если $A_2 = \varphi A_1$, то $A_1 \in F_1$ в том и только в том случае, когда $A_2 \in F_2$, при этом $P_2(A_1) = P_2(A_2)$;
- 3) равенство $\varphi T_1 \omega = T_2 \varphi \omega$ выполняется для всех ω .

Условие 3 требует, чтобы φ переводило T_1 в T_2 : один и тот же результат получается независимо от того, каким из двух путей совершается переход верхнего левого Ω_1 к нижнему правому Ω_2 диаграммы

$$\begin{array}{ccc} \Omega_1 & \xrightarrow{T_1} & \Omega_1 \\ \varphi \downarrow & & \downarrow \varphi \\ \Omega_2 & \xrightarrow{T_2} & \Omega_2 \end{array}$$

Если рассматривать Ω_1 и Ω_2 как вероятностные пространства состояний метеопараметра, T_1 и T_2 — как преобразования, осуществляемые двумя приборами, установленными так, чтобы Ω_1 и Ω_2 были совпадающими, то φ есть тождественное отображение. В этом случае поверка прибора заключается в поиске ответа на вопрос, изоморфны ли T_1 и T_2 . Если T_1 и T_2 изоморфны, то поверяемый прибор пригоден, в противном случае прибор не пригоден к работе.

Известно [4], что сдвиги Бернулли с одинаковой энтропией изоморфны. В работе [4] доказывается следующая теорема: геодезический поток на компактной C^3 -поверхности отрицательной кривизны изоморфен потоку Бернулли.

Результаты измерений мгновенных значений метеопараметра, очевидно, будут представлять собой геодезический поток на римановом многообразии отрицательной кривизны. В качестве риманова многообразия рассматривается пространство, где в качестве координат взяты координаты измеряемого параметра в пространстве и параметры дифференциальных уравнений, полностью описывающих поведение прибора. Трудно сказать, сколько измерений будет иметь многообразие в результате. Но для наших целей это и не нужно, поскольку мы только сравниваем заведомо годный прибор с поверяемым.

Из определения геодезической линии как кратчайшей, соединяющей две точки многообразия, следует, что результаты измерений мгновенных значений представляют собой геодезический поток, а отрицательная кривизна следует из устойчивости показаний прибора.

Так как изоморфизм обладает свойством транзитивности [2], то равенство энтропий двух преобразований, осуществляемых приборами, обеспечивает их изоморфизм, а следовательно, достоверность показаний поверяемого прибора.

В работе [4] доказывается следующая теорема: пусть T — сдвиг Бернулли (с конечной энтропией) и P — конечное разбиение. Тогда (P, T) — конечно определенный процесс.

Если за время наблюдения принять интервал, инвариантный относительно преобразования T , а меру множества мгновенных значений параметра принять за единицу и произвести разбиение размаха значений параметра на конечное число равных отрезков с соответствующей вероятностью попадания значений параметра в каждый отрезок, то получим конечно определенный процесс.

Согласно [4], это означает, что если процессы (P_1, T_1) и (P_2, T_2) удовлетворяют на рассматриваемом интервале следующим условиям:

$$|P_1| = |P_2|, \quad (5)$$

$$|E(P_1, T_1) - E(P_2, T_2)| < \delta, \quad (6)$$

$$d(\{P_1, T_1\}, \{P_2, T_2\}) < \delta, \quad (7)$$

то на любом интервале d не будет больше 3δ , т. е. $d < 3\delta$. Здесь $|P_1|$, $|P_2|$ — число отрезков разбиения для первого и второго приборов соответственно, $E(P_i, T_i)$ — энтропия i -го процесса:

$$E(P_i, T_i) = - \sum_{j=1}^k m(P_i^j) \log m(P_i^j), \quad (8)$$

где $m(P_i^j)$ — мера значений, попавших в j -й отрезок, d — расстояние между процессами:

$$d = m \left(X - \bigcup_{j=1}^k P_1^j \cap P_2^j \right), \quad (9)$$

X — общее число измерений i -м прибором, P_1^j — число измерений, попавших в j -й отрезок, m — символ меры.

Условие $d < 3\delta$, означает, что при измерении двумя приборами мгновенных значений на любом интервале вероятность совпадения значений этих последовательностей будет не меньше $1 - 3\delta$. То есть при приемлемом значении δ поверяемым прибором можно пользоваться.

Изложенный выше метод используется, в частности, для проверки ветроизмерительных приборов [6].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Закс Ш. Теория статистических выводов.— М.: Мир, 1975.— 776 с.
2. Биллингслей П. Эргодическая теория и информация.— М.: Мир, 1969,— 238 с.
3. Кокс Д., Хинкли Д. Теоретическая статистика.— М.: Мир, 1978.— 560 с.
4. Орнштейн Д. Эргодическая теория, случайность и динамические системы.— М.: Мир, 1972.— 166 с.
5. Пеллинец В. С. Метод аттестации исходных средств измерений с помощью измерительных устройств со слабокоррелированными погрешностями.— М.: Изд-во стандартов, 1981.— 20 с.
6. Рогалев Ю. В., Фатеев Н. П., Фомин В. Ф. Проверка средств измерения скорости ветра на месте эксплуатации по методу достаточного эксперимента.— См. наст. сб., с. 70—77.
7. Фомин В. Ф. К вопросу контроля точности измерения содержания загрязнения в атмосфере.— Труды ГГО, 1981, вып. 432, с. 117—120.

Б. Л. Кожевников

ВЛИЯНИЕ АТМОСФЕРНОГО ДАВЛЕНИЯ НА НАДЕЖНОСТЬ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Серийные метеорологические средства измерений (СИ) эксплуатируются в разных климатических районах. Установлены одинаковые для всех районов интервалы между поверками отдельных типов СИ. В сложных климатических условиях СИ быстро расходуют свой запас точности, и до следующей поверки дают измерительную информацию пониженного качества. В районах, благоприятных по климатическим условиям, СИ направляются на поверку с неизрасходованным метрологическим ресурсом. Таким образом, для оптимизации метрологического обслуживания парка СИ необходимо найти соответствующие коэффициенты к межповерочным интервалам, которые позволяли бы учитывать влияние атмосферных условий в районах эксплуатации приборов.

В ряде исследований [2, 6, 7, 8] для описания деградации внутренней структуры изделий используются математический аппарат и методы термодинамики. В отличие от традиционного «энтропийного» подхода в работе [1] изложена идея количественной оценки меры необратимости термодинамических процессов через так называемую величину термического заряда диссипации Θ . Наглядность и применимость этого подхода для анализа широкого спектра природных явлений и определили выбор его для решения вышеизложенной задачи. Цель данной статьи — применение этого подхода для оценки вклада изменений атмосферного давления в «агрессивность» воздушной среды.

Для повышения сохранности свойств государственных эталонов, условия, при которых они хранятся, строго стабилизированы. В реальных условиях эксплуатации изделия и средства измерений подвергаются влиянию отклонений параметров среды от нормальных значений, а влиянию дополнительных факторов — скорости ветра, солнечной радиации и др. В результате этого нарушается термодинамическое равновесие между средой и СИ. Возникший в результате этого энергообмен между средой и СИ, зависит не только от количества энергии, но и от скорости процесса. При небольшой скорости процесса обмен даже большого количества энергии сохраняется постоянным, что позволяет относить эти процессы к обратимым. При бурном протекании процесса из-за «трения» движущихся энергетических зарядов о неподвижные значительное количество обмениваемой энергии рассеивается в окружающем пространстве в виде термического заряда диссипации. Часть рассеиваемой энергии представляет собой «полезную» энергию изделия, заложенную в него при изготовлении. Убыль этой части энергии ведет к деградации структуры изделия, к потере его качества.

Если всю рассеиваемую энергию отнести к полезной, то скорость производства термического заряда диссипации будет, по существу, максимально возможной скоростью разрушения изделия. В этом случае интеграл скорости по времени отражает предельно возможную сумму разрушений изделия или СИ, т. е. общую агрессивность атмосферных условий за исследуемый период.

Скорость производства термического заряда Θ при энергообмене определяется по формуле

$$\dot{\Theta} = \left| \frac{P'' - P'}{P'} \right| \frac{\dot{W}}{\bar{T}N}, \quad (1)$$

где \dot{W} — скорость энергообмена между термодинамической системой и средой; P'' , P' — потенциалы, возбуждающие обмен, причем $P'' > P'$; \bar{T} — средняя температура обмена; N — количество вещества системы.

Количество энергии и состав зарядов, вовлекаемых в обмен при климатических воздействиях, а также интенсивность протекания этого процесса индивидуальны для каждого типа изделий. В таких условиях сопоставимость результатов при оценках агрес-

сивности может быть достигнута только нормированием обмена. С этой целью для анализа используется модель изделия в виде моля воздушной смеси стандартного состава [3]. Исходное нормальное ее состояние характеризуется параметрами: давление 1013,25 гПа, температура 25 °С, 298,15 К, относительной влажностью наполняющего воздуха 62 % [4]. Представительность модели обеспечена тождественностью природы окружающей природной среды и самой модели. Модель обладает всеми степенями свободы и ансамблями форм движения, посредством которых среда может воздействовать на изделие. Для парциальной мольной величины термического заряда диссипации $\dot{\theta}$, применимой к такой модели, выражение (1) можно преобразовать к виду:

$$\dot{\theta} = \left| \frac{P'' - P'}{P'} \right| \frac{|d\omega|}{T d\tau}, \quad (2)$$

где ω — парциальная мольная энергия, вовлеченная в обмен, τ — время.

Если во взаимодействии модели и среды участвует заряд одного вида, не связанный с другими формами движения, то в этом случае модель обладает одной степенью свободы для осуществления влияний. К таким случаям относятся влияние ветра и солнечной радиации. Однако чаще воздействия приводят в движения заряды, связанные с другими. В результате движется целый ансамбль зарядов. Так, для выбранной газовой модели изделия характерна взаимосвязь термической и механической форм движения. Если рассматривать поток теплоты как работу термического заряда, то уравнение закона сохранения энергии для такой термомеханической системы можно представить в виде

$$du^{T^v} = d\omega_T + d\omega_v = T d\theta + (-pdv_m), \quad (3)$$

где u^{T^v} — внутренняя энергия мольной системы, ω_T — термическая энергия, ω_v — механическая энергия, θ — ее термический заряд системы, p и v_m — давление и объем системы.

В условиях атмосферы изменения давления происходят независимо от изменения температуры воздуха. Это позволяет изучать последствия влияний отклонения давления, рассматривая протекающие процессы как изотермические в некоторых временных интервалах. отождествляя воздух модели с идеальным газом, подчиняющимся уравнению состояния Клайперона, для изотермических обратимых процессов имеем

$$d\omega_T = d\omega_v, \quad du^{T^v} = 0,$$

Для необратимых процессов равенства не выполняются из-за описанного выше рассеивания части энергии при обмене в условиях трения. В этом случае, полагая $d\omega = du^{T^v}$, из формул (2) и (3) находим, что

$$\dot{\theta}_{T^v} = \left| \frac{P'' - P'}{P'} \right| \frac{|d\omega_T| + |d\omega_v|}{T d\tau}. \quad (4)$$

Сумма в числителе означает, что оба вида заряда вовлечены в обмен, и часть каждого из них превращается в термический заряд диссипации.

Для механической энергии, перераспределяемой при обмене, справедлива формула

$$dW_v = P_v dE_v = -pdV = -pd(nv_m), \quad (5)$$

где W_v — механическая энергия термодинамической системы, P_v и E_v — потенциал и заряд этой формы движения, n и V_m — число молей системы и ее объем. Уравнение состояния, связывающее величины p , v_m , T идеального газа, имеет вид:

$$pv_m = R_m T, \quad (6)$$

где R_m — универсальная газовая постоянная, равная 8,31396 Дж/(моль·К).

Учитывая, что для модели $n=1$ из формул (5) и (6) получим, что

$$d\omega_v = -pd(R_m T/p) = R_m T dp/p.$$

Причем для описания процесса перехода модели из состояния 1 в состояние 2 последнее выражение принимает вид

$$(\omega_v)_2 - (\omega_v)_1 = \int_{p_1}^{p_2} R_m T dp/p = R_m T \ln p_2/p_1.$$

Если подразумевать под состоянием 1 нормальные условия, при которых $(\omega_v)_1 = 0$ и давление равно нормальному, т. е. $p_1 = p_n = 1013,25$ гПа [3], тогда, опуская индекс при p , из последнего соотношения получим:

$$\omega_v = R_m T \ln p/p_n. \quad (7)$$

Для термической формы движения существует аналог формулы (5):

$$dW_T = P_T dE_T = T d\Theta, \quad (8)$$

где P_T и E_T — потенциал и заряд термической формы.

Величина термомеханической формы движения, вовлекаемой в энергообмен между моделью и средой при изотермических отклонениях давления, равна ω_v , но противоположна ей по знаку, $\omega_v = -\omega_T$.

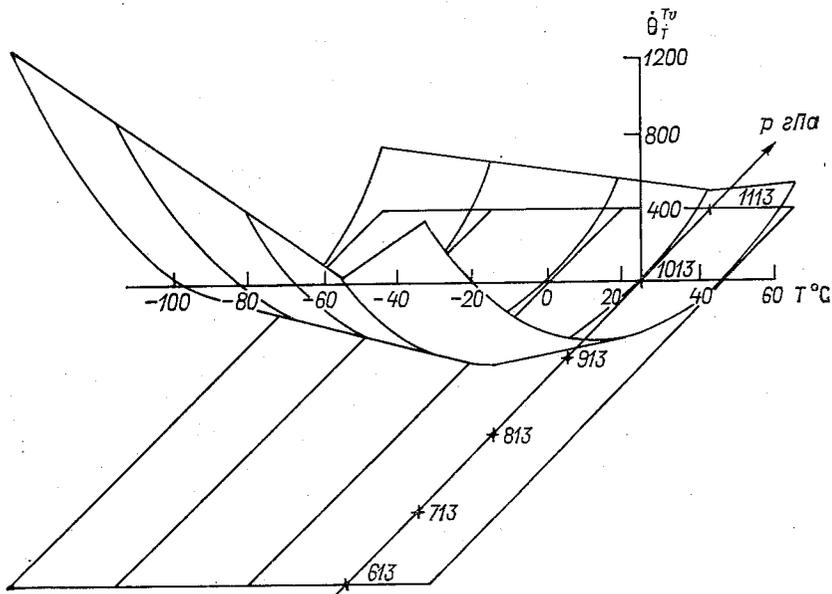
Принимая во внимание независимый характер вкладов в диссипацию обоих зарядов и, учитывая, что в формуле (8) $P_T = T$, из выражений (4), (7) и (8) для величины $\theta_T^{T\psi}$ при переходе из состояния 1 в состояние 2 получим, что

$$(\theta_T^{T\psi})_2 - (\theta_T^{T\psi})_1 = \left| \frac{p'' - p'}{p'} \right| \left| \frac{R_m}{\Delta \tau} \right| \left| \ln \frac{p}{p_n} \right| + \left| \frac{T'' - T'}{T'} \right| \left| \frac{R_m}{\Delta \tau} \right| \left| \ln \frac{p}{p_n} \right|.$$

Полагая входные потенциалы $p''=p$ и $T''=T$, а выходные $p'=p_n$ и $T'=T_n$ (p и T — текущие значения, а p_n и T_n — значения этих параметров в нормальных условиях) и принимая для нормальных условий $(\dot{\theta}_T^{T^v})=0$ и опуская индекс, последнее соотношение приведем к окончательному виду:

$$\dot{\theta}_T^{T^v} = \left[\left| \frac{p - p_n}{p_n} \right| + \left| \frac{T - T_n}{T_n} \right| \right] \frac{R_M}{\Delta \tau} \left| \ln \frac{p}{p_n} \right|. \quad (9)$$

Поверхность, изображающая функцию $\dot{\theta}_T^{T^v} = f(p)$ при разных, но постоянных температурах, представлена на рисунке. Как следует из рисунка максимальная скорость разрушения составляет



Зависимость скорости производства термического заряда диссипации $\dot{\theta}_T^{T^v}$ (мВт/(моль·К)) от давления p в изотермических процессах при разных значениях температуры T .

2894 мВт/(моль·К) и развивается при отклонениях давления 613 гПа и температуре -64°C . Такое же изотермическое отклонение давления при температуре 25°C вызывает скорость накопления термического заряда, равную 1648 мВт/(моль·К). По мере приближения давления к нормальному величина $\dot{\theta}_T^{T^v}$ уменьшается и достигает нуля при нулевом отклонении давления, т. е. при отсутствии воздействия.

В табл. 1 приводятся средние значения скорости производства термического заряда диссипации для различных отклонений давления при экстремальных (для каждого района) годовых значе-

Таблица 1

Средние значения скорости производства термического заряда диссипации (мВт/(моль·К)) при разных изотермических отклонениях давления от нормального в условиях экстремальной температуры для разных климатических районов

Характеристика района	Обозначение района	Т, °С T _{мин} T _{макс}		Отклонение давления от нормального, гПа									
				5	10	20	30	40	50	100	200	300	400
				Очень холодный	I а	-64 38	12 2	25 4	53 10	82 18	113 28	146 39	343 123
Холодный	I б	-52 40	11 2	22 5	46 12	72 20	100 30	129 42	308 129	833 453	1618 1011	2726 1858	
Умеренно холодный	II а	-44 37	10 2	20 4	42 10	65 17	91 27	118 38	285 120	784 434	1540 982	2614 1816	
Умеренно холодный влажный	II а, в	-31 37	8 2	16 4	34 10	54 17	76 24	100 38	248 120	704 434	1412 982	2432 1816	
Умеренно теплый	II б	-30 38	8 2	16 4	34 10	53 18	75 28	98 39	245 123	698 441	1410 991	2418 1830	
Умеренно теплый влажный	II б, в	-35 36	8 2	17 4	37 9	58 17	81 26	105 36	259 117	729 428	1452 972	2488 1802	
Умеренно теплый	II б	-30 38	8 2	16 4	34 10	53 18	75 28	98 39	245 123	698 441	1410 991	2418 1830	
Умеренно теплый влажный	II б, в	-35 36	8 2	17 4	37 9	58 17	81 26	105 36	259 117	729 428	1452 972	2488 1802	
Теплый влажный	III	-15 39	6 2	12 5	26 11	41 19	58 30	77 40	201 126	606 447	1256 1001	2208 1844	
Жаркий сухой	IV а	-30 45	8 3	16 6	34 15	53 24	75 36	98 49	245 143	698 483	1410 1060	2418 1928	
Жаркий умеренно влажный	IV а, в	-13 36	5 2	11 4	24 9	39 17	56 26	74 36	195 117	594 428	1236 972	2180 1802	
Очень жаркий сухой	IV б	-26 74	7 3	15 7	32 16	50 26	70 38	93 52	233 149	674 496	1364 1080	2332 1956	

ниях температуры воздуха. Первый диапазон отклонений давления 5—50 гПа характерен для случаев формирования и прохождения барических систем. Из табл. 1 следует, что в этих случаях скорость разрушения не превышает 146 и 52 мВт/(моль·К) соответственно при минимальных и максимальных значениях

температуры. Диапазон 100—400 гПа введен для оценки тех случаев, когда средства измерений и приборы эксплуатируются в условиях высокогорья или на борту воздушных судов [3, 5]. Естественно, что в этих условиях скорость разрушения значительно больше и достигает соответственно 1956 и 2894 мВт/(моль·К) при минимальных и максимальных значениях температуры воздуха.

Для обобщенной оценки агрессивности условий эксплуатации и хранения приборов и изделий используется значение суммы термического заряда диссипации, произведенного за исследуемый период времени. Эта величина определяется по формуле

$$\Delta \Theta = \Delta \Theta_{\text{н}} + \int_{t_{\text{н}}}^t \dot{\Theta}(\tau) d\tau, \quad (10)$$

где $\Delta \Theta_{\text{н}}$ — накопленный термический заряд диссипации к началу периода исследования, $t_{\text{н}}$ и t — моменты времени начала и окончания исследования.

При $\Delta \Theta_{\text{н}} = 0$ из выражения (10) имеем

$$\Delta \Theta = \int_{t_{\text{н}}}^t \dot{\Theta}(\tau) d\tau = \bar{\dot{\Theta}}(t - t_{\text{н}}). \quad (11)$$

Здесь $\bar{\dot{\Theta}}$ — среднее значение скорости производства термического заряда диссипации от $t_{\text{н}}$ до t . Из выражения (11) для термомеханической мольной системы модели получим:

$$\Delta \theta_T^{T^v} = \sum_1^m (\bar{\dot{\theta}}_T^{T^v})_m t_m, \quad (12)$$

где $\bar{\dot{\theta}}_T^{T^v}$ — среднее значение величины $\dot{\theta}_T^{T^v}$ в течение периода $t - t_{\text{н}} = t_m = 1$ с.

По формуле (12) были определены значения суммы $\Delta \theta_T^{T^v}$ для различных климатических районов, накапливаемые за год, т. е. при $m = 31,536 \cdot 10^6$. Найденные значения были также сведены в таблицу. Расчеты проводились для изотермических процессов, протекающих при средней температуре воздуха за год для каждого района [5]. Оказалось, что максимальный разрушительный эффект при формировании и прохождении барических систем имеет место в очень холодном районе 1а и при отклонении давления 50 гПа достигает 2,4 МДж/(моль·К). Эффект уменьшается по мере повышения средней годовой температуры воздуха в районах очень жаркого и сухого климата IVб при отклонении давления 50 гПа не превышает 1,0 МДж/(моль·К). Для другого диапазона отклонений (100—400 гПа) эффект значительно больше. Так, например, при отклонении давления 400 гПа сумма термического заряда достигает 68,8 и 55,8 МДж/(моль·К) соответственно для районов очень холодного (1а) и жаркого сухого (IVб) климата.

Эти значения превышают аналогичный годовой эффект от влияния солнечной радиации (14 и 23 МДж/(моль·К) соответственно).

Таким образом, в заключение можно сделать следующие выводы:

1) термодиссипативный способ позволяет получить оценки влияния отклонений давления, которые не противоречат сложившимся представлениям об агрессивности тех или иных условий;

2) скорость разрушения и ее годовой эффект максимальны в районах очень холодного климата и с увеличением отклонений давления от нормального возрастают.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Вейник А. И. Термодинамика. — Минск: Вышэйшая школа, 1968. — 464 с.
2. Гойхман Б. Д., Мощенский А. Д., Селезнева Л. В. К вопросу об оценке сроков хранения полимерных материалов по тепловому старению. — Каучук и резина, 1968, № 4, с. 49—50.
3. ГОСТ 4401-73. Стандартная атмосфера. Параметры. — М.: Изд-во стандартов, 1978. — 117 с.
4. ГОСТ 15150-69. Машины, приборы и другие технические средства. Исполнения для различных климатических районов. Категории, условия хранения, эксплуатации и транспортирования в части воздействия климатических факторов внешней среды. — М.: Изд-во стандартов, 1979. — 20 с.
5. ГОСТ 16350-70. Климат СССР Районирование и характеристики климатических параметров для промышленных изделий. — М.: Изд-во стандартов, 1978. — 40 с.
6. Переверзев Е. С. Об одном термодинамическом принципе теории эквивалентных испытаний. — Надежность и качество, 1979, № 8, с. 13—17.
7. Петров Б. Н., Уланов Г. М., Гольденблат И. И., Ульянов С. В. Теория моделей в процессах управления. Информационные и термодинамические аспекты. — М.: Наука, 1976, с. 23—57.
8. Трейер В. В. Об одной закономерности взаимодействия физических систем с внешней средой. — Надежность и качество, 1980, № 12, с. 20—26.

Б. Л. Кожевников

ВЛИЯНИЕ ТЕМПЕРАТУРНЫХ ВОЗДЕЙСТВИЙ АТМОСФЕРЫ НА НАДЕЖНОСТЬ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРИБОРОВ

В работе [4] изложены основные положения термодиссипативного принципа оценки влияния условий эксплуатации метеорологических средств измерений применительно к отклонениям атмосферного давления. На основе этого принципа в данной статье оценивается влияние температуры воздуха.

Максимально возможную скорость разрушения для мольной модели изделия находят, согласно работе [4], по формуле

$$\dot{\theta}^{T^v} = \left| \frac{P'' - P'}{P'} \right| \left| \frac{d\omega_T}{Td\tau} + \frac{d\omega_v}{\tau} \right|, \quad (1)$$

где $\dot{\theta}^{T^v}$ — скорость производства термического заряда диссипа-

ции, возникающего при обмене термическим и механическим зарядами между газовой моделью изделия и средой; P'' , P' — потенциалы, возбуждающие обмен, причем $P'' > P'$; \bar{T} — средняя температура обмена; τ — время; ω_T и ω_v — мольная термическая и механическая энергии.

По условиям постановки задачи [4] внутренняя энергия как термодинамическая функция состояния определяет качество изделия или прибора. Естественно, что при оценке агрессивных свойств воздушной среды с помощью газовой модели изделия эта функция является ее главной характеристикой. Запишем уравнение закона сохранения энергии для мольной термомеханической системы относительно этой функции

$$du^{Tv} = d\omega_T + d\omega_v = Td\theta + (-pdv_M). \quad (2)$$

Здесь u^{Tv} — внутренняя энергия системы, θ — ее термический заряд, p и v_M — давление и объем системы.

В соответствии с [1] из уравнения (2) следует, что в отношении величины u^{Tv} потенциалами, возбуждающими энергообмен термическим и механическим зарядами, являются величины T и p . С учетом этого перепишем выражение (1) в виде

$$\dot{\theta}^{Tv} = \left| \frac{T - T_H}{T_H} \right| \left| \frac{d\omega_T}{Td\tau} \right| + \left| \frac{p - p_H}{p_H} \right| \left| \frac{d\omega_v}{Td\tau} \right|, \quad (3)$$

где T и p — текущие значения температуры и давления в атмосфере и в модели, T_H и p_H — нормальные значения этих параметров, согласно [2], равные 298, 15 К (25°C) и 1013, 25 гПа.

В работе [4] для изучения влияния изменений атмосферного давления на изделия и приборы был использован прием описания реального энергообмена между моделью и средой с помощью изотермических обратимых процессов. В соответствии с первым законом термодинамики для этих процессов характерно равенство $\omega_v = -\omega_T$. Причем каждый из этих зарядов независимо друг от друга вносил вклад в необратимость процесса энергообмена путем превращения части заряда в термический заряд диссипации в работе по преодолению трения о неподвижные заряды.

Принимая условие независимости хода температуры воздуха и атмосферного давления, воспользуемся аналогичным приемом и используем математический аппарат описания изобарических обратимых процессов для оценки вклада в агрессивность отклонений температуры от нормального значения. В отличие от изотермических для изобарических процессов обмена последнее равенство не соблюдается. Приходящий в движение термический заряд, хотя и вовлекает в обмен механический заряд, но в другом соотношении. Для изобарического процесса изменения состояния газа модели изделия, при котором $p = \text{const}$, $dp = 0$, связь между температурой и объемом описывается законом Гей-Люссака

$$v_M/T = R_M/p = \text{const}, \quad (4)$$

где R_M — универсальная газовая постоянная, равная, согласно [5], 8,31396 Дж/(моль·К).

Из формулы (2) с учетом выражения (4) следует:

$$d\omega_v = -pdv_m = -R_M dT.$$

Причем для процесса перехода модели из состояния 1 в состояние 2 последнее выражение запишем в виде

$$(\omega_v)_2 - (\omega_v)_1 = - \int_{T_1}^{T_2} R_M dT = \int_{T_2}^{T_1} R_M dT = R_M(T_1 - T_2). \quad (5)$$

Сопоставляя выражение (2) с известным уравнением первого начала термодинамики обратимых процессов $du^{T^v} = (C)_M dT + +(-pdv_m)$, для изобарических условий имеем:

$$d\omega_T = Td\theta = (C_p)_M dT,$$

где $(C_p)_M$ — мольная теплоемкость при постоянном давлении.

Для процесса перехода модели из состояния 1 в состояние 2 из последнего выражения получим:

$$(\omega_T)_2 - (\omega_T)_1 = \int_{T_1}^{T_2} (C_p)_M dT = (\overline{C_p})_M (T_2 - T_1). \quad (6)$$

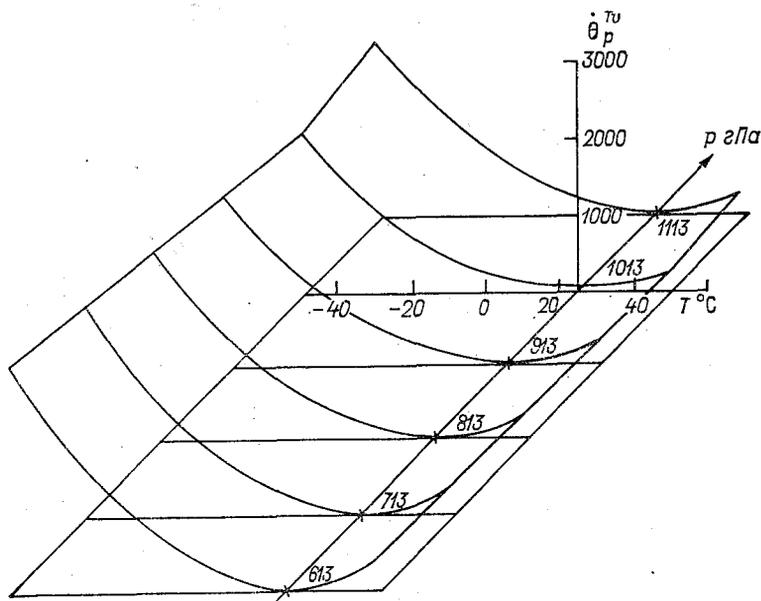
Подразумевая под состоянием 1 состояние модели в нормальных условиях, полагая, что в них $(\theta_p^{T^v})_1 = 0$, опуская индексы, из выражений (3), (5) и (6) в конечных разностях окончательно имеем:

$$\dot{\theta}_p^{T^v} = \left| \frac{T - T_n}{T_n} \right| \frac{|(\overline{C_p})_M (T - T_n)|}{\overline{T} \Delta \tau} + \left| \frac{p - p_n}{p_n} \right| \frac{|R_M (T_n - T)|}{\overline{T} \Delta \tau}. \quad (7)$$

Поверхность, изображающая функцию $\dot{\theta}_p^{T^v} = f(T)$ при разных, но постоянных давлениях, представлена на рисунке. При построении поверхности использовались значения величины $(C_p)_M$, приведенные в работах [5, 6]. Из графика следует, что максимальная скорость разрушения составляет 3068 мВт/(моль·К) и развивается в процессах энергообмена при отклонениях температуры -50°C при атмосферном давлении около 613 гПа. При таком же значении изобарического отклонения температуры и при давлении 1013 гПа скорость накопления термического заряда диссипации составляет 2107 мВт/(моль·К). По мере приближения температуры к нормальному значению величина $\dot{\theta}_p^{T^v}$ уменьшается и достигает нуля в точках касания поверхности оси давления при нулевом отклонении температуры, т. е. при отсутствии влияния температуры.

В табл. 1 приведены средние значения скорости производства термических зарядов диссипации в изобарических процессах при экстремальных температурах [3] для разных климатических районов. При отклонении давления в диапазоне 5—50 гПа мощность

процесса разрушения под влиянием отклонений температуры составляет 652—4149 мВт/(моль·К) при минимальной температуре воздуха и 57—190 мВт/(моль·К) при максимальной. В другом диапазоне отклонений давления (100—400 гПа), характерных для случаев эксплуатации и хранения изделий и приборов в условиях высокогорья, значения $\dot{\theta}_p^{T^v}$ для соответствующих экстремальных значений температуры лежат в пределах 711—5208 и 73—404 мВт/(моль·К).



Зависимость скорости производства термического заряда в диссипации $\dot{\theta}_p^{T^v}$ (мВт/(моль·К)) от температуры T в изобарических процессах при разных значениях давления p .

В табл. 2 приведены оценки агрессивности условий климатических районов по сумме термического заряда диссипации, производимого за год при изобарических отклонениях температуры, в зависимости от средней годовой температуры района. Значения суммы термического заряда получены по формуле

$$\Delta \theta_p^{T^v} = \sum_1^m (\dot{\theta}_p^{T^v})_m t_m,$$

где $\dot{\theta}_p^{T^v}$ — среднее значение мощности процесса разрушения в течение единичного периода $t_m=1$ с, m — количество единичных периодов, равное одному году, т. е. $m=31,536 \cdot 10^6$.

Из данных табл. 2 следует, что максимальный разрушитель-

Таблица 1

Средние значения скорости производства термического заряда диссипации (мВт/(моль·к)) при изобарических отклонениях температуры воздуха от нормального значения в условиях экстремальной температуры для разных климатических районов

Характеристика района	Обозначение района	Т _{мин} , °С	Т _{макс} , °С	Отклонение давления от нормального, гПа										
				5	10	20	30	40	50	100	200	300	400	
Очень холодный	I а	-64		4013	4028	4057	4388	4118	4149	4301	4603	4906	5208	
Холодный	I б	-52		2858	2870	2896	2922	2947	2973	3101	3356	3612	3867	
Умеренно холодный	II а	40	-44	78	80	85	89	93	97	118	160	202	244	
		37		51	53	56	59	63	65	83	117	151	184	
Умеренно холодный влажный	II а, в	-31		1395	1404	1422	1440	1458	1476	1565	1743	1921	2100	
		37		51	53	56	59	63	66	83	117	151	184	
Умеренно теплый	II б	-30		1341	1350	1367	1373	1385	1420	1507	1682	1857	2031	
		38		60	61	65	69	72	76	94	131	167	204	
Умеренно теплый влажный	II б, в	-35		1577	1586	1605	1624	1643	1662	1758	1946	2136	2326	
		36		43	45	48	51	54	57	73	104	134	166	
Теплый влажный	III	-15		669	675	687	700	712	724	785	910	1033	1157	
		39		69	70	74	78	82	86	106	145	184	224	
Жаркий сухой	IV а	-30		1341	1350	1367	1373	1385	1420	1507	1682	187	2031	
		45		136	139	144	150	155	161	189	244	300	355	
Жаркий умеренно влажный	IV а, в	-13		599	605	617	629	640	652	711	827	944	1061	
		36		43	45	48	51	54	57	73	101	134	166	
Очень жаркий сухой	IV б	-26		1136	1144	1160	1176	1192	1208	1289	1450	1610	1771	
		47		163	166	172	178	184	190	221	282	343	404	

ный эффект от изменений температуры при отклонениях давления от 5 до 50 гПа имеет место в очень холодном климатическом районе Ia и составляет 20 МДж/(моль·К). Эта величина на порядок превышает разрушительный эффект от изотермических отклонений давления в тех же условиях [4]. По мере приближения параметров к нормальным значениям суммарный эффект уменьшается и составляет 1,2 МДж/(моль·К) для давления 1013 гПа

Таблица 2

Значения суммарного годового количества термического заряда диссипации (МДж/(моль·К)), произведенного при различных изобарических отклонениях температуры от нормального значения в условиях средних температур, для разных климатических районов

Климатический район	$\bar{T}_{\text{Год}} \text{ } ^\circ\text{C}$	Отклонение давления от нормального, гПа					
		0	5	10	20	30	40
I а	-12,5	18,19	18,38	18,56	18,92	19,28	19,65
I б	-1,5	8,69	8,81	8,94	9,19	9,44	9,69
II а, II а, в	4,5	5,09	5,18	5,28	5,47	5,66	5,83
II б	9,5	2,86	2,93	3,00	3,14	3,29	3,43
II б, в	6,0	4,35	4,43	4,52	4,70	4,88	5,06
III, IV а, в	14,5	1,29	1,34	1,39	1,48	1,58	1,68
IV а	13,5	1,55	1,60	1,66	1,76	1,87	1,97
IV б	16,5	0,84	0,88	0,91	0,99	1,07	1,15

Климатический район	Отклонение давления от нормального, гПа				
	50	100	200	300	400
I а	20,01	21,84	25,47	29,10	32,74
I б	9,94	11,21	13,72	16,24	18,75
II а, II а, в	6,05	7,02	8,94	10,86	12,79
II б	3,58	4,30	5,74	7,19	8,63
II б, в	5,23	6,13	7,91	9,68	11,47
III, IV а, в	1,78	2,26	3,23	4,20	5,17
IV а	2,08	2,61	3,68	4,74	5,80
IV б	1,23	1,62	2,40	3,18	3,96

в условиях очень жаркого климатического района IVб при средней годовой температуре воздуха 16,5°С. В условиях устойчивого пониженного давления (при отклонениях давления 100—400 гПа) разрушительный эффект сказывается значительно больше. Так, при среднем давлении 613 гПа сумма термического заряда диссипации, выработанного за год, из-за изменений температуры составляет 33 МДж/(моль·К) для климатического района Ia и 4 МДж/(моль·К) для района IV б. Эти значения меньше, чем

аналогичный суммарный эффект от изотермических отклонений давления. Суммы заряда последнего составляют соответственно 69 и 56 МДж/(моль·К) [4].

Таким образом, проведенные исследования показали, что скорость разрушения изделий и приборов от изменений температуры возрастает в изобарических процессах по мере отклонения значений давления и температуры от нормы. Максимальный суммарный эффект от влияния температуры отмечается в условиях очень холодного климата при минимальном давлении.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Вейник А. И. Термодинамика.— Минск: Вышэйшая школа, 1968.— 464 с.
2. ГОСТ 15150-69. Машины, приборы и другие технические средства. Исполнения для различных климатических районов. Категории, условия эксплуатации, хранения и транспортирования в части воздействия климатических факторов внешней среды.— М.: Изд-во стандартов, 1979.— 20 с.
3. ГОСТ 16350-70. Климат СССР. Районирование и характеристики климатических параметров для промышленных изделий.— М.: Изд-во стандартов, 1978.— 40 с.
4. Кожевников Б. Л. Влияние атмосферного давления на надежность метеорологических средств измерений.— См. наст. сб., с. 82—89.
5. Международные метеорологические таблицы. Серия I, II./Подготовлены С. Летестю и рабочей группой ВМО по Международным метеорологическим таблицам/ВМО № 188 ТР94. Перевод Л. Н. Аксюка под ред. А. Х. Хргиана— Обнинск: Фабрика офсетной печати. ВНИИГМИ-МЦД, 1975.— 254 с.
6. Чиркин В. С. Теплофизические свойства материалов.— М.: Физматгиз, 1959.— 356 с.

Б. Л. Кожевников

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ФАЗОВЫХ ПЕРЕХОДОВ АТМОСФЕРНОЙ ВЛАГИ НА МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИЕ ПРИБОРЫ

В работе [5] изложен термодинамический способ оценки агрессивности атмосферы по отношению к промышленным изделиям и приборам и определен вклад в агрессивность изотермических изменений атмосферного давления. В статье [6] аналогичным способом определен вклад в агрессивность изобарических изменений температуры воздуха. Известно [1, 2, 9], что увлажнение воздуха и поверхностей изделий и приборов существенно усиливает агрессивные свойства атмосферных условий. Естественно, что количественная оценка этого усиления представляет практический интерес. Однако в одной статье охватить все многообразие механизмов воздействия влаги невозможно. Основная цель данной статьи — вывод выражений для определения вклада фазовых переходов воды в агрессивность атмосферы и их применение для оценки случаев формирования и рассеивания туманов.

Согласно [5, 6], интенсивность разрушения изделий под влиянием атмосферы определяется скоростью производства термиче-

ского заряда диссипации. Для выбранной газовой модели изделия, обладающей при энергообмене в изобарических условиях двумя степенями свободы, согласно [6], имеем

$$\dot{\theta}_p^{Tv} = \left| \frac{p - p_n}{p_n} \right| \frac{|\omega_v|}{T \Delta \tau} + \left| \frac{T - T_n}{T_n} \right| \frac{|\omega_T|}{T \Delta \tau}, \quad (1)$$

где $\dot{\theta}_p^{Tv}$ — скорость производства термического заряда диссипации, возникающего при энергообмене среды и мольной модели термическим и механическим зарядами; \bar{T} — средняя температура обмена; τ — время; T и p — текущие значения температуры и давления модели, равные значениям этих параметров в среде; T_n и p_n — нормальные значения температуры и давления, равные 298,15 К (25°C) и 1013,25 гПа; ω_T и ω_v — мольные величины термической и механической энергии, вовлеченные в обмен.

В случаях когда происходят фазовые переходы воды в модели, для абсолютных значений величин мольных энергий, можно записать

$$|\omega_v| = |\omega_v|^g + |\omega_v|^l + |\omega_v}'' + |\omega_v}^{жк} + |\omega_v|^t, \quad (2)$$

$$|\omega_T| = |\omega_T|^g + |\omega_T|^l + |\omega_T}'' + |\omega_T}^{жк} + |\omega_T|^t, \quad (3)$$

где $|\omega_v|^g$, $|\omega_T|^g$, $|\omega_v}^{жк}$, $|\omega_T}^{жк}$, $|\omega_v|^t$, $|\omega_T|^t$ — энергии, обмениваемые моделью при газообразном (г), жидком (ж) и твердом (т) состояниях воды, содержащейся в ней,

$|\omega_v}''$, $|\omega_T}''$, $|\omega_v}''$, $|\omega_T}''$ — энергии обмениваемые моделью при фазовых переходах воды.

Известно [6], что

$$d\omega_v = -pdv_m = -R_m dT, \quad (4)$$

$$d\omega_T = Td\theta = (C_p)_m dT, \quad (5)$$

где V_m — объем моля модели, R_m — универсальная газовая постоянная, равная 8,31396 Дж/(моль·К), $(C_p)_m$ — мольная теплоемкость при постоянном давлении, θ — мольный термический заряд.

Интегрирование выражений (4) и (5) по температуре позволяет получить формулы для первых двух слагаемых уравнения (2) и (3):

$$|\omega_v|^g = |R_m(T_n - T)|, \quad (6)$$

$$|\omega_T|^g = |(C_p)_m(T - T_n)|. \quad (7)$$

Здесь $(C_p)_m$ — среднее значение мольной теплоемкости влажного воздуха в пределах отклонения температуры от нормального значения.

Известно [3], что абсолютный минимум температуры на территории СССР составляет -71°C ; при этом значение величины $|\omega_v|^g$ равно 798 Дж/(моль·К). По сравнению с этим первым членом остальные слагаемые в выражении (2) малозначимы. Так, например, водяной пар в моле воздуха, насыщенном влагой при

35°С и 1050 гПа занимает объем $1,4 \cdot 10^{-3} \text{ м}^3$, а при конденсации — всего 1 мл. Из выражения (4) следует, что $|\omega_v|' = p[(v_m)_1 - (v_m)_2]$ и для нашего случая значение $|\omega_v|'$ равно около 0,15 Дж/(моль·К). Еще меньшие значения вкладов в величину $|\omega_v|$ дают изменения объемов воды и льда модели, связанные с изменениями ее влажности и температуры. Как правило, этот вклад составляет менее 1% вклада перехода пар — жидкость. Учитывая изложенное, было решено в дальнейших выводах пренебрегать всеми членами выражения (2), кроме первого, т. е.

$$|\omega_v| \approx |\omega_v|' = |R_m(T_n - T)|. \quad (8)$$

В уравнении (7) значение $(C_p)_m$ для влажного воздуха в диапазоне от -40 до 50°C и давлении от 1050 до 600 гПа лежит в пределах 29,104—30,000 Дж/(моль·К). Принимая во внимание, что большинство изделий и приборов, имеющих наземное исполнение, работают на высоте не выше 1000 м, где, согласно [4], $p = 840$ гПа, а условия полного насыщения воздуха бывают достаточно редко [3], для расчетов было принято $(C_p)_m = 29,200$ Дж/(моль·К).

Второе слагаемое $|\omega_T|'$ в уравнении (3) играет не менее важную роль, чем первое, так как при фазовых переходах жидкость — пар в движение приходит большое количество энергетических зарядов. Значение этого слагаемого находится по формуле

$$|\omega_T|' = Ln, \quad (9)$$

где L — скрытая теплота испарения воды, согласно [8], в диапазоне температур от 0 до 35°C $L = 44,32 \pm 0,72$ кДж/моль; n — количество молей воды, вовлеченное в превращение жидкость — пар.

Для случаев фазовых переходов такого рода, вызванных изменениями температуры насыщенного воздуха при постоянном давлении, справедливо выражение

$$|\omega_T|' = L \int_{N'(T_2)}^{N'(T_1)} dN'(T) = \left| \frac{L}{p} [E'(T_2) - E'(T_1)] \right|, \quad (10)$$

где $N'(T)$ — молярная доля влаги, т. е. молярный титр насыщенного водяным паром воздуха по отношению к плоской поверхности чистой воды при температуре T ; T_1 и T_2 — температура начала и конца фазового перехода; $E'(T_1)$ и $E'(T_2)$ — давление насыщенного водяного пара, находящегося в равновесии с плоской поверхностью чистой воды, при T_1 и T_2 ; p — атмосферное давление.

В случае когда воздух модели насыщен влагой при 35°C , при его выхолаживании до 0°C и $|\omega_T|' \approx 2,6$ кДж/моль. Подобный случай для естественных условий маловероятен. В реальных процессах, например при формировании туманов, значения $|\omega_T|'$ гораздо меньше, и по данным, приведенным в работе [7], при туманах, трудно ожидать превышение $|\omega_T|'$ на $0,5$ кДж/моль.

Слагаемое $|\omega_T|''$ в уравнении (3) по своей природе аналогично $|\omega_T|'$, но несколько сложнее. Оно характеризует энергию, об-

мениваемую молекул модели при фазовом переходе вода — лед содержащейся в нем влаги. Аналогично выражению (9) запишем

$$|\omega_T|'' = L'n' + L''n'', \quad (11)$$

где L' и L'' — скрытая теплота замерзания (таяния) и сублимации (возгонки), согласно [8], $L' = 6,01$ кДж/моль, $L'' = 51,043 \pm \pm 0,098$ кДж/моль в диапазоне от 0 до -90°C ; n' и n'' — количество молекул жидкой воды и водяного пара, вовлеченных в переход вода — лед.

Если эти фазовые превращения вызваны понижением температуры воздуха модели при постоянном атмосферном давлении, то для величины $|\omega_T|''$ можно записать

$$\begin{aligned} |\omega_T|'' &= L' \int_{N'(T_1)}^{N'(T_0)} dN'(T) + L'' \int_{N''(T_0)}^{N''(T_2)} dN''(T) = \\ &= \left| \frac{L'}{P} [E'(T_0) - E'(T_1)] \right| + \left| \frac{L''}{P} [E''(T_2) - E''(T_0)] \right|, \quad (12) \end{aligned}$$

Здесь $N'(T_0)$ — молярная доля влаги в воздухе при температуре 0°C , $N''(T_0)$ и $N''(T_2)$ — молярные доли влаги или молярные титры насыщенного влажного воздуха по отношению к плоской поверхности чистого льда при T_0 и T_2 .

В случае когда воздух модели насыщен влагой при 35°C и 840 гПа, значение $|\omega_T|''$ при его выхолаживании до -80°C равно около 730 Дж/моль.

Два последних слагаемых выражения (3) $|\omega_T|^{II}$ и $|\omega_T|^{III}$ имеют ограниченное значение, ибо их появление связано только со случаями, когда фазовые переходы вызваны изменениями температуры. Величины $|\omega_T|^{II}$ и $|\omega_T|^{III}$ позволяют учесть вклад в энергообмен изменений теплоемкости жидкой и твердой фазы при изменении их температуры:

$$|\omega_T|^{III} = \int_{T_1}^{T_0} \overline{N'(T)} \overline{(C'_p)_m} dT, \quad (13)$$

$$|\omega_T|^{II} = \int_{T_0}^{T_2} [\overline{N'(T)} + \overline{N''(T)}] \overline{(C_p)_m} dT, \quad (14)$$

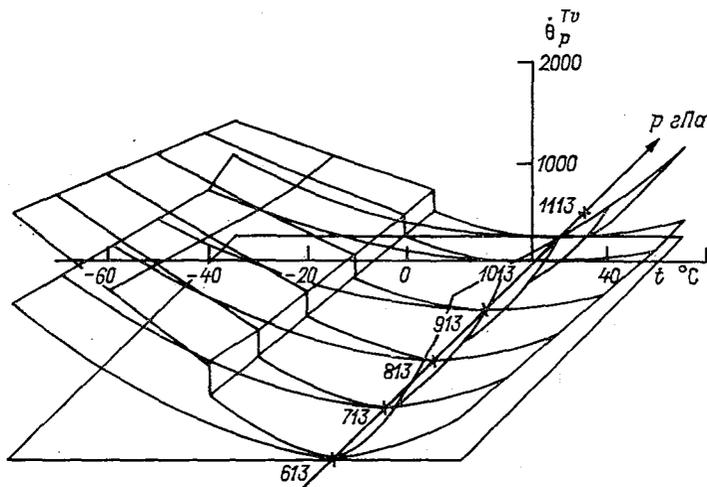
где

$$\overline{N'(T)} = [N'(T_1) - N'(T_0)]/2 = [E'(T_1) - E'(T_0)]/2,$$

$$\overline{N''(T)} = [N''(T_0) - N''(T_2)]/2 = [E''(T_0) - E''(T_2)]/2.$$

$(\overline{C'_p})_m$ и $(\overline{C''_p})_m$ — соответственно средняя молярная теплоемкость воды и льда в пределах интегрирования, согласно [8], эти величины равны: $75,63 \pm 0,36$ Дж/(моль·К) для интервала температуры $35 \dots 0^\circ\text{C}$ и $51,04 \pm 0,10$ Дж/(моль·К) для интервала $0 \dots -80^\circ\text{C}$. В случае когда воздух модели насыщен влагой при температуре

35°C и давлении 840 гПа, величина $|\psi_T|^{ж}$ при выхолаживании воздуха до 0°C составляет около 159 Дж/моль, а при понижении температуры от 0 до -80°C величина $|\psi_T|^{л}$ составляет около 310 Дж/моль. В атмосферных процессах насыщение влажного воздуха происходит при более низкой температуре и естественное выхолаживание воздуха значительно меньше. Вследствие этого реальные значения $|\psi_T|^{ж}$ и $|\psi_T|^{л}$ уменьшаются и составляют 20—30 % от приведенных выше.



Зависимость скорости производства термического заряда диссипации $\dot{\theta}_p^{T^V}$ (мВт/(моль·К)) от температуры влажного воздуха t в изобарических процессах при фазовых переходах воды.

На рисунке показана область существования реальных значений скорости производства термического заряда диссипации $\dot{\theta}_p^{T^V}$ при изобарических изменениях температуры влажного воздуха. Необходимые расчеты проводились по данным [8] и по формуле, выведенной из уравнения (1) с учетом остальных выражений:

$$\begin{aligned} \dot{\theta}_p^{T^V} = & \left| \frac{p - p_H}{p_H} \right| \frac{|R_M(T_H - T)|}{T \Delta \tau} + \left| \frac{T - T_H}{T_H} \right| \frac{1}{T \Delta \tau} \times \\ & \times \left[(\overline{C_p})_M T - T_H \right] + \frac{L}{p} |E'(T_0) - E'(T_1)| + \frac{L'}{p} |E'(T_0) - E'(T_1)| + \\ & + \frac{L''}{p} |E''(T_2) - E''(T_0)| + \frac{(\overline{C_p}')_M}{2p} |E'(T_0) - E'(T_1)| |T_0 - T_1| + \\ & + \frac{(\overline{C_p}'')_M}{2p} |E'(T_0) - E'(T_1)| |T_0 - T_1| + \frac{(\overline{C_p}'')_M}{2p} |E''(T_2) - E''(T_0)| |T_2 - T_0|. \end{aligned} \quad (15)$$

Верхняя поверхность, показанная на рисунке, относится к предельному случаю, когда воздух модели, насыщенный водяным паром при 50°C , охлаждается до -40°C . Нижняя поверхность показана для сравнения и отражает изменения величины $\dot{\theta}_p^{T^v}$ в тех же пределах и в изобарических условиях для модели, наполненной абсолютно сухим воздухом. При расчетах предполагалось, что влага, претерпевшая фазовый переход, продолжает участвовать в энергообмене модели уже в новом виде. Именно это условие привело к появлению заметного скачка величины $\dot{\theta}_p^{T^v}$ при 0°C , вызванного переходом вода — лед. В реальных процессах, протекающих при меньших значениях молярных долей влаги в воздухе, этот скачок существенно меньше.

Анализ рисунка показывает, что увеличение влажности воздуха усиливает его агрессивность. Так, при изобарическом выхолаживании сухого воздуха при давлении 613 гПа до -40°C $\dot{\theta}_p^{T^v} = 1560$ мВт/(моль·К), а при выхолаживании влажного воздуха в тех же условиях это значение может достигать 2530 мВт/(моль·К).

Из рисунка также следует, что увеличение общего давления атмосферы уменьшает эффект влияния влаги. Так, при выхолаживании до -40°C воздуха модели, насыщенного паром при температуре 50°C и давлении 613 гПа, $\dot{\theta}_p^{T^v} = 1690$ мВт/(моль·К), а при давлении 1050 гПа $\dot{\theta}_p^{T^v}$ составляет только 900 мВт/(моль·К). Замерзание воды в модели с таким наполнением сопровождается процессом разрушения с парциальной мощностью 990 мВт/(моль·К) при давлении 613 гПа и 485 мВт/(моль·К) при давлении 1050 гПа. Совершенно очевидно, что точки, характеризующие значения $\dot{\theta}_p^{T^v}$ в реальных атмосферных процессах изменения температуры воздуха, будут смещаться по траекториям в пространстве, ограниченном двумя поверхностями, изображенными на рисунке.

Для практического применения выведенных выражений были проведены расчеты агрессивности атмосферы при фазовых переходах влаги в процессах формирования и рассеивания туманов.

Расчеты величины скорости производства термического заряда диссипации в туманах $\theta_p^{T^v}$ (\equiv) проводился по данным [3], в частности, по числу дней с туманами $\sum n_i$ и по их общей продолжительности $\sum l_i$ для разных климатических районов. Продолжительность туманов с различной температурой T (\equiv) определялась путем деления их общей продолжительности на интервалы, аналогично распределению числа часов существования 90—100 %-ной относительной влажности воздуха в сочетании с разной температурой в течение года, приведенному в работе [3]. Из-за отсутствия статистических данных о реальных изменениях температуры и влажности при формировании и рассеивании туманов предполагалось, что туманы образуются вследствие временного пересыщения воздуха водяным паром. Считалось также, что это пересыщение приводит к конденсации и к замерзанию частиц ту-

мана, если температура воздуха ниже 0°C , а рассеивание туманов происходит путем испарения или возгонки этих частиц. Число полных циклов формирования и рассеивания туманов определялось по формуле

$$2\gamma = \sum n_i / \sum l_i, \quad (16)$$

где γ — полуцикл.

Интенсивность туманов считалась умеренной и, согласно [7], их средняя водность α предполагалась равной $0,12 \text{ г/м}^3$. Водность модели определялась по формуле $\beta = \alpha R_m T (\equiv) / \rho$. Для определения величины $\theta_p^{T_v} (\equiv)$ использовалось выражение (15).

Вышеперечисленные условия позволяют при описании процессов формирования и рассеивания туманов сохранить в выражении (15) только два слагаемых:

$$\dot{\theta}_p^{T_v} (\equiv) = \left| \frac{T - T_H}{T_H} \right| \frac{\Delta N}{T \Delta \tau} (L + L'), \quad (17)$$

где $\Delta N = \Delta E / \rho = \beta$, а L и L' — выражены через удельные величины для удобства непосредственного использования значений, приведенных в [4]. Для определения значений в основных климатических районах, указанных в работе [5], выражение (17) с учетом соотношения (16) было записано в виде

$$\dot{\theta}_p^{T_v} (\equiv) = 2\gamma \left| \frac{T - T_H}{T_H} \right| \frac{\beta}{T \Delta \tau} (L + L'). \quad (18)$$

Общее количество термического заряда диссипации, произведенного за год при изобарических процессах формирования и рассеивания туманов, находилось путем интегрирования величины $\dot{\theta}_p^{T_v} (\equiv)$ по времени, в частности, по формуле

$$\Delta \theta_p^{T_v} (\equiv) = \sum_1^m \left[\dot{\theta}_p^{T_v} (\equiv) \right]_m t_m.$$

Здесь $\overline{\dot{\theta}_p^{T_v}} (\equiv)$ — среднее значение мощности процесса разрушения за единичный период $t_m = 1 \text{ с}$, m — количество единичных периодов, равное году, т. е. $m = 31,536 \cdot 10^6$.

Значения величин $\dot{\theta}_p^{T_v} (\equiv)$ и $\Delta \dot{\theta}_p^{T_v} (\equiv)$ для разных климатических районов представлены в таблице. Анализ данных таблицы показывает, что наибольшая мощность разрушительного процесса имеет место в районах очень холодного (Iа) и жаркого сухого климата (IVб). Это объясняется тем, что район Iа характеризуется большой общей продолжительностью туманов, а район IVб — большим числом дней (случаев) с туманами. Однако наиболее «агрессивными» в отношении влияния туманов на суммарный эффект оказались районы умеренно холодного влажного (IIа, в) и очень холодного (Iа) климата. В этих районах сумма термического заряда диссипации, произведенного за год, равна 83 и 60 кДж/(моль·К) соответственно. Эти районы характеризуются также наибольшей общей продолжительностью туманов.

Средние значения годовой скорости производства термического заряда диссипации $\dot{\theta}_p^{T\psi}(\equiv)$ и общее количество этого заряда $\Delta \theta_p^{T\psi}(\equiv)$, производимое за год, при процессах формирования и рассеивания туманов для разных климатических районов

Характеристика	Климатический район				
	Очень холодный I а	Холодный I б	Умеренно холодный II а	Умеренно холодный влажный II а, в	Умеренно теплый II б
	Якутск	Улан-Уде	Москва	Владивосток	Одесса
$\dot{\theta}_p^{T\psi}(\equiv)$ мВт/(моль·К)	25,88	8,21	12,34	22,63	20,68
$\Delta \theta_p^{T\psi}(\equiv)$ кДж/(моль·К)	60,36	2,63	7,76	83,07	31,14

Характеристика	Климатический район				
	Умеренно теплый влажный II б, в	Теплый влажный III	Жаркий сухой IV а	Жаркий умеренно влажный IV а, в	Очень жаркий сухой IV б
	Рига	Багуми	Ташкент	Астара	Ашхабад
$\dot{\theta}_p^{T\psi}(\equiv)$ мВт/(моль·К)	20,91	2,23	24,14	7,58	14,53
$\Delta \theta_p^{T\psi}(\equiv)$ кДж/(моль·К)	20,92	0,32	18,77	0,22	4,05

В заключение можно сделать следующие выводы:

- 1) увеличение влажности атмосферного воздуха усиливает его агрессивность при изобарических изменениях температуры;
- 2) уменьшение атмосферного давления увеличивает эффект влияния влаги;
- 3) годовой вклад фазовых переходов при образовании и рассеивании туманов в общую агрессивность атмосферы невелик и составляет $1/10$ вклада изменений атмосферного давления.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Благник Р., Занова В. Микробиологическая коррозия.— М.: Химия, 1965. — 107 с.
2. ГОСТ 9.039-74. Единая система защиты от коррозии и старения. Коррозионная агрессивность атмосферы.— М.: Изд-во стандартов, 1976.— 20 с.
3. ГОСТ 16350-70. Климат СССР. Районирование и характеристики климатических параметров для промышленных изделий.— М.: Изд-во стандартов, 1978.— 40 с.
4. ГОСТ 15150-69. Машины, приборы и другие технические средства. Исполнения для различных климатических районов. Категории, условия эксплуатации, хранения и транспортирования в части воздействия климатических факторов внешней среды.— М.: Изд-во стандартов, 1979.— 20 с.
5. Кожевников Б. Л. Влияние атмосферного давления на надежность метеорологических средств измерений.— См. наст. сб., с. 82—89.

6. Кожевников Б. Л. Влияние температурных воздействий атмосферы на надежность метеорологических приборов. — См. наст. сб., с. 89—95.
7. Матвеев Л. Т. Основы общей метеорологии. Физика атмосферы. — Л.: Гидрометеониздат, 1965. — 875 с.
8. Международные метеорологические таблицы. Серия I, П./Подготовлены С. Летестю и рабочей группой ВМО по Международным метеорологическим таблицам/ВМО, № 188 TR94. Перевод Л. Н. Аксюка под ред. А. Х. Хргиана — Обнинск: Фабрика офсетной печати. ВНИИГМИ—МЦД, 1975. — 254 с.
9. Тхоржевский В. П. Конструирование и изготовление приборов для стран с тропическим климатом. — М.: Машиностроение, 1971. — 123 с.

Б. Л. Кожевников, Н. П. Фатеев, В. Ф. Фомин

КОНТРОЛЬ МЕТРОЛОГИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ, ПРИМЕНЯЕМЫХ В АЭРОПОРТАХ

Метрологическое обеспечение метеорологических средств измерений (СИ), применяемых в аэропортах, имеет очень большое значение. Это объясняется исключительной важностью и оперативностью решений, принимаемых на основании получаемой от них измерительной информации, в частности, решений о закрытии аэропорта. Эти решения, с одной стороны, обеспечивают безопасность пассажиров, экипажа и груза, с другой — снижают экономическую эффективность работы воздушного транспорта. В качестве примера можно привести следующий расчет. Согласно расписания, за зимний период 1978-79 г. из аэропорта Домодедово планировалось выполнить 240 рейсов ежедневно, т. е. 10 рейсов за 1 ч. Допустим, что из-за погрешности средств измерений аэропорт закрывается на 2 ч. За это время 10 самолетов могли бы выполнить полный рейс в Ленинград и 10 самолетов — в Орел. Исходя из среднего количества посадочных мест и тарифа пассажирских перевозок следует, что убыток от несостоявшихся рейсов составит около 640 тыс. руб. Из этого следует, что к надежности и точности работы метеорологических СИ необходимо предъявлять повышенные требования. Удовлетворение этих требований достигается с помощью системы метрологического обеспечения и прежде всего — регулярной поверкой средств измерений [2, 3].

Поверка СИ выполняется специалистами-метрологами путем применения специального оборудования и образцовых средств измерения. Периодичность поверки регламентируется нормативно-техническими документами. Как правило, межповерочный интервал (МПИ) для этих СИ составляет один год.

Характерной особенностью метеорологических аэродромных СИ является их сложность и громоздкость и, как следствие, плохая транспортабельность. Для поверки подобных СИ разработана подвижная контрольно-поверочная лаборатория (ППМЛ) [4], обеспечивающая метрологическое обслуживание СИ непосредственно на месте эксплуатации.

Однако срок очередной проверки некоторых СИ может быть нарушен по ряду причин, например из-за плохих дорог. Такие СИ должны быть заменены другими, что не всегда возможно.

В связи с этим возникает задача поверки сохранности метрологических характеристик и продления срока действия поверочных свидетельств.

Совершенно очевидно, что в зависимости от условий эксплуатации и качества обслуживания ресурс каждого СИ расходуется неодинаково, и межповерочные интервалы (МПИ) могут быть заменены путем контроля сохранности метрологических характеристик СИ. Поэтому цель контроля метрологических характеристик можно сформулировать как обнаружение неизрасходованного ресурса метрологической надежности средств измерений и уточнений МПИ. Эта метрологическая операция может выполняться без участия метролога силами обслуживающего персонала. Методы и средства выполнения контроля должны быть разработаны и обоснованы в метрологических центрах. Для осуществления операций контроля понадобятся специальные средства и несложное оборудование, которое должно высылаться методическими центрами и храниться на месте эксплуатации рабочих СИ. Материалы контроля должны направляться для оценки в методический центр, который и принимает решение о возможности продления свидетельства о поверке.

Повышение надежности СИ возможно путем заблаговременного и многократного контроля метрологических характеристик до окончания действия свидетельства о поверке. Материалы такого контроля позволят представить процесс старения и износа СИ во времени и предсказать его поведение на ближайшее будущее с определенной вероятностью. Это дает возможность рассчитать метрологическую надежность и уточнить МПИ.

Дополнительной мерой повышения качества получаемых для оценки материалов может служить исключение субъективного фактора путем использования при контроле дополнительных СИ, характеристики которых известны только метрологическому центру.

Метрологический контроль может применяться как в статистических, так и в динамических условиях, т. е. в процессе измерений с использованием статистических методов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Володарский В. Я., Розенберг В. Я., Рубичев Н. А. Влияние на точность измерения несоответствия исследуемого объекта приписываемой ему модели.— Измерительная техника, 1969, № 7, с. 18—20.
2. ГОСТ 8.002-71. Организация и порядок проведения поверки и экспертизы средств измерений.— М.: Изд-во стандартов, 1976.— 46 с.
3. ГОСТ 1.25-76. Государственная система стандартизации. Метрологическое обеспечение. Основные положения.— М.: Изд-во стандартов, 1978.— 12 с.
4. Фатеев Н. П. Проект подвижной контрольно-поверочной метеорологической лаборатории для обслуживания автоматизированной сети станций.— Труды ГГО, 1971, вып. 260, с. 163—167.

ВЛИЯНИЕ ПОГРЕШНОСТИ ПРИБОРА НА РЕЗУЛЬТАТ ИЗМЕРЕНИЯ

В практике метрологического обеспечения метеорологических измерений встречаются случаи использования числовых характеристик стандартных аппроксимаций функций распределения (плотностей вероятностей) погрешностей средств измерения (СИ) в качестве количественных показателей точности самих измерений. Цель настоящей статьи — показать, что подобные действия, как правило, неправомерны и являются грубой ошибкой.

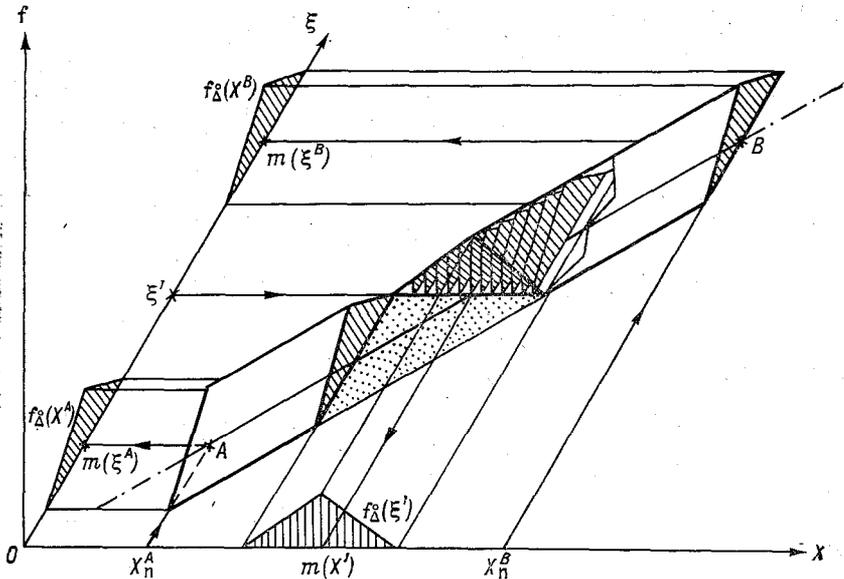
Прежде всего необходимо указать на различие между задачами поверки и задачами измерений. Поверка — исследование свойств СИ для установления пригодности его к применению [2]. Задача метеорологических измерений состоит в определении текущего состояния атмосферы. Основная статическая погрешность, определяемая в большинстве случаев при поверке, вызвана особенностями строения комплектующих СИ элементов и их взаимодействия между собой [4]. Погрешность измерений включает в себя, кроме основной, также дополнительную погрешность, динамическую и погрешность методики. Дополнительная погрешность СИ возникает из-за отклонения параметров электропитания и окружающей среды от нормальных значений. Динамическая погрешность вызывается временной изменчивостью измеряемого физического параметра, а методическая — отклонением полей метеорологических элементов от их расчетных модельных значений. Эта сложность и многокомпонентность суммарной погрешности измерений является главным доводом, подтверждающим невозможность сведения ее только к одной составляющей без дополнительных ограничений.

Следует отметить, что существует группа метеорологических СИ, которые работают в нормальных климатических условиях, измеряют мало меняющиеся во времени и в пространстве физические величины. К ним относятся приборы контроля метеорологических параметров в отапливаемых помещениях, на складах, в климатических испытательных камерах, поверочных установках, а также рабочие СИ атмосферного давления на аэродромных метеорологических станциях. У этих СИ дополнительные, динамические и методические погрешности можно считать пренебрежимо малыми. Но даже в том случае, когда суммарная погрешность измерения содержит практически только одну составляющую, использование числовых характеристик законов распределения, найденных при поверке, в качестве показателей точности измерений все же встречает ряд ограничений.

Для наглядности пояснения их существа обратимся к рисунку. По осям прямоугольной системы координат на рисунке отложены: измеряемая физическая величина (метеопараметр) X , сигнал измерительной информации на выходе СИ ξ , плотность распределе-

ния случайной величины f . В горизонтальной плоскости $OX\xi$ построена градуировочная характеристика AB условного СИ, которая отражает зависимость между значениями величин на входе и на выходе СИ. Для простоты при ее построении систематическая составляющая во внимание не принималась.

Обычно на практике данные для нахождения градуировочной характеристики определяют опытным путем: помещают СИ в среду с нормальными климатическими параметрами, обеспечивают штатное электропитание и воспроизводят на входе СИ значения измеряемой величины с тройным и более запасом точности. Такой



Гребень кривых функций распределения (плотности вероятности) случайной погрешности средства измерений.

запас точности позволяет не учитывать погрешность воспроизведения и графически отображать воспроизводимое значение величины на входе СИ одной точкой $X_{п}$. Для примера на рисунке показаны две такие точки, ограничивающие диапазон измерения СИ ($X_{п}^A$ и $X_{п}^B$), а стрелками показано направление построения.

Однако, несмотря на высокую точность воспроизведения входной величины, выходной сигнал СИ ξ из-за его внутренних свойств будет испытывать разброс значений в окрестностях некоторой точки, т. е. будет случайной величиной. Известно [1], что наиболее исчерпывающей характеристикой случайной величины является функция распределения (плотность вероятности), показанная на рисунке для точек $X_{п}^A$ и $X_{п}^B$ кривыми плотности распределения

$f_{\Delta}(\xi^A), f_{\Delta}(\xi^B)$. Эти кривые построены из предположения, что случайный разброс подчиняется закону Симпсона (закону треугольника), хотя для построения, в принципе, возможно использование любых других аппроксимирующих законов [3]. Для каждой кривой $f_{\Delta}(\xi)$ средней точкой рассеивания будет значение математического ожидания $m(\xi^A)$ и $m(\xi^B)$.

Вообще кривые $f_{\Delta}(\xi)$ можно построить для каждой точки диапазона измерения, тогда градуировочная характеристика AB будет геометрическим местом точек значений из математических ожиданий. Выполняя построение этих кривых $f_{\Delta}(\xi)$ непосредственно в точках характеристики AB и доводя их количество до бесконечности, получим в координатном пространстве при слиянии точек кривых поверхность гребня функций плотности распределения случайной погрешности СИ.

Слившиеся точки оснований кривых образуют вдоль градуировочной характеристики AB полосу неопределенности, ограниченную кривыми $f_{\Delta}(\xi^A), f_{\Delta}(\xi^B)$ и продольными линиями, образовавшимися при слиянии точек значений выбранных квантилей. Выбор квантилей зависит от требований, предъявляемых к надежности результатов измерений. Так, для обеспечения попадания случайного отклонения результата наблюдения в заданный интервал с вероятностью 0,95 должны быть выбраны квантили, ограничивающие интервал с 95 % точек случайного разброса выходного сигнала при поверке, т. е. 2,5 и 97,5 % квантили. Центральной линией полосы неопределенности является линия медианы, т. е. 50 % квантили. При симметричных аппроксимирующих законах распределения случайного разброса выходного сигнала СИ линия медианы совпадает с градуировочной характеристикой AB . При скошенности кривых распределения плотности вероятности эти линии не совпадают: их взаимное расположение в полосе неопределенности определяется коэффициентом асимметрии распределения случайных значений выходного сигнала при заданном входном $X_{\text{вх}}$.

Линия моды, образованная точками наиболее вероятных значений, при условиях симметричности и одномодальности законов распределения этой случайной величины также совпадает с градуировочной характеристикой AB . При трапецевидном законе ее распределения линия моды превращается в полосу равномодальных значений. Эта полоса совпадает с полосой неопределенности при равномерном аппроксимирующем законе распределения величины ξ .

Гребень функций распределения, а вместе с ним и его основание — полоса неопределенности — может быть раздвоен относительно градуировочной характеристики AB при антимодальных законах распределения величины ξ . В предельном антимодальном законе распределения плотности вероятности случайной погрешности выходного сигнала гребень вырождается в две ленты, расположенные вертикально на ребре на линии квантилей.

При наличии у СИ мультипликативных погрешностей расстояние между линиями квантилей, т. е. ширина полосы неопределенности оказывается переменной пропорционально измеряемой величине X .

Кроме того, возможны также изменения высоты гребня по длине; иными словами, возможен переменный эксцесс распределения. При измерениях, когда СИ применяется в качестве инструмента для нахождения значения искомой физической величины, его внутреннее строение, взаимодействие частей и их свойства в целом сохраняются. Отсюда следует возможность использования построенного на рисунке графического их отображения для последующего анализа.

При измерениях наблюдатель с помощью СИ «рассматривает» исследуемый объект — атмосферу — и по выходному сигналу пытается оценить значение интересующего параметра. Однако из-за несовершенства СИ искомое даже постоянное значение «расплывается» и приобретает свойства случайной величины. В качестве примера на рисунке показана точка, соответствующая выходному сигналу ξ' . При таком сигнале центром рассеивания возможных значений параметра будет точка математического ожидания $m(X')$ на оси X . Направление построения указано стрелками. Из рисунка следует, что вид кривой плотности распределения возможных случайных значений искомого параметра $f_{\Delta}^{\circ}(X)$ будет сечением гребня функций распределения случайной погрешности СИ $f_{\Delta}^{\circ}(\xi)$. На краях диапазона измерения построение сечений осложнено тем, что в соответствии с основным свойством плотности распределения полная площадь, ограниченная кривой распределения и плоскостью $OX\xi$, должна быть равна единице [1].

Таким образом, из выполненного построения констатируем, что числовые характеристики функций распределения случайных погрешностей средств измерений можно использовать в качестве количественных показателей точности измерений только при отсутствии всех видов погрешностей, кроме основной, и только при условии прямолинейности, равновысотности и симметричности сечения гребня кривых функций распределения плотности вероятности случайных погрешностей СИ и при исключении частей гребня, искаженных краями диапазона.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Венцель Е. С. Теория вероятностей.— М.: Наука, 1969.— 576 с.
2. ГОСТ 16263-70. Метрология. Термины и определения.— М.: Изд-во стандартов, 1972.— 53 с.
3. ГОСТ 8.011-72. Показатели точности измерений и формы представления результатов измерений.— М.: Изд-во стандартов, 1972.— 5 с.
4. Электрические измерения неэлектрических величин/Под ред. П. В. Новицкого.— Л.: Энергия, 1975, ч. 1.— 547 с.

ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЙ ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЬ ПУЛЬСАЦИЙ ВЛАЖНОСТИ ВОЗДУХА

Описываемый преобразователь пульсаций влажности воздуха является частью установки для измерения турбулентных потоков тепла, влаги и количества движения в приземном слое атмосферы. Конструкция преобразователя допускает также автономное его использование для других задач.

В настоящее время для измерения пульсаций влажности используется ряд методов, из которых следует отметить спектрометрический (инфракрасные и ультрафиолетовые пульсационные гигрометры). В данном устройстве используется сорбционный метод, к числу достоинств которого относятся простота первичного и вторичных преобразователей, высокая чувствительность. Некоторые из недостатков такого метода (нелинейность, влияние разброса параметров первичного преобразователя, непостоянство чувствительности по шкале средней влажности) исправляются схемным путем.

В качестве первичного измерительного преобразователя (ПИП) в устройстве используется гигристор с влагочувствительным покрытием в виде ионообменной смолы — полиакрилонитрила, разработанный в Агрофизическом институте. Первичный измерительный преобразователь представляет собой стеклянную пластинку с гребенчато выполненными серебряными электродами, поверх которых нанесена пленка термообработанного полиакрилонитрила толщиной несколько десятков микрон. Выходной параметр гигристора — проводимость G_d — в первом приближении связан с относительной влажностью r и температурой среды T зависимостью

$$G_d = G_0 \exp \left[B_r (r - r_0) + \varepsilon \frac{T - T_0}{TT_0} \right], \quad (1)$$

где G_0 — проводимость гигристора при относительной влажности r_0 и температуре T_0 ; B_r и ε — коэффициенты, $B_r = 10 \dots 15$, $\varepsilon \approx 100^\circ$. При реальных пульсациях температуры и влажности окружающей среды (принятые в аппаратуре диапазоны пульсаций относительной влажности и температуры составляют соответственно $\pm 10\%$ и $\pm 2,5^\circ$) вторым слагаемым в формуле (1) можно пренебречь.

Поскольку гигристор реагирует на относительную влажность на его поверхности, пульсации температуры последней, вызывающие изменение упругости насыщения, эквивалентны пульсациям абсолютной влажности q . С этой точки зрения целесообразна большая тепловая инерция конструкции датчика.

Учитывая, что поток влаги определяется пульсациями абсолютной влажности, а датчик реагирует на относительную влажность, получим, что масштабный коэффициент при расчете потока влаги существенно зависит от температуры. Эта зависимость соответствует функции от температуры упругости насыщения

$E(T)$. Поскольку колебания окружающей температуры за время одного измерения потока (10 мин — 1 ч) сравнительно невелики, компенсация указанной зависимости масштабного коэффициента от температуры в датчике нерациональна; достаточен учет средней окружающей температуры при обработке измерений потоков.

Зависимость $G_d(r)$ в формуле (1) при рабочем диапазоне пульсаций $\pm 10\%$ и $B_r = 10 \dots 15$ резко нелинейна. В устройстве использована предложенная в работе [3] схема измерений, обеспечивающая для ПИП с экспоненциальной характеристикой или близкой к ней линейризацию характеристик и постоянство чувствительности по шкале среднего значения параметра (средней влажности).

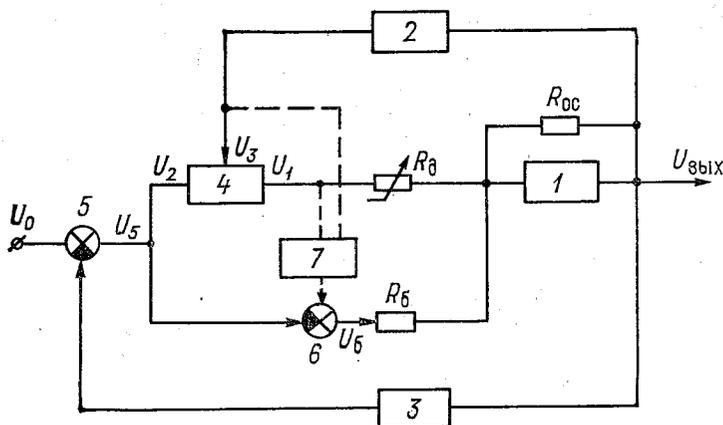


Рис. 1. Структурная схема измерительного преобразователя пульсаций влажности воздуха.

Структурная и упрощенная принципиальная схемы измерительного преобразователя показаны на рис. 1 и 2. Для измерения вариаций проводимости используется схема с заданием и регулированием постоянного среднего тока через сопротивление ПИП $R_d = G_d^{-1}$, являющееся входным сопротивлением операционного усилителя 1. Средний ток через ПИП поддерживается равным по величине и противоположным по знаку заданному току через другое подключенное ко входу усилителя сопротивление R_6 . Поддержание неизменным среднего тока через ПИП, т. е. изменение напряжения U_1 , питающего датчик, в соответствии со средней влажностью осуществляется с помощью канала инерционной обратной связи (ИОС) 2.

Достоинством данного способа уравнивания является то, что при экспоненциальной зависимости проводимости ПИП от влажности чувствительность датчика к пульсациям влажности остается постоянной по диапазону возможных средних значений r_0 , т. е. не зависит от значения G_0 , соответствующего среднему

значению влажности. Более того при смене ПИП разброс значений их сопротивлений также не имеет значения и не требует подгонки схемы; важен лишь коэффициент гигристора B_r .

С учетом того, что

$$G_d \approx G_0 e^{B_r \Delta r},$$

где $\Delta r = r - r_0$, напряжение на выходе операционного усилителя можно представить в виде

$$U_{\text{вых}} = -R_{\text{oc}}(U_1 G_0 e^{B_r \Delta r} + U_6/R_6). \quad (2)$$

Поскольку с помощью канала 2 напряжение U_1 устанавливается таким, что

$$U_1 G_0 \approx -U_6/R_6 = -I_0, \quad (3)$$

то

$$U_{\text{вых}} \approx U_6 \frac{R_{\text{oc}}}{R_6} (e^{B_r \Delta r} - 1) = I_0 R_{\text{oc}} (e^{B_r \Delta r} - 1). \quad (4)$$

Здесь $-I_0$ — задаваемый постоянный ток через ПИП. Как видно из (4), $U_{\text{вых}}$ не зависит от G_0 .

Регулирование напряжения питания гигристора U_1 производится при помощи звена с переменным коэффициентом передачи 4 (см. рис. 1). Линеаризация выходной характеристики (4) преобразователя достигается введением безынерционной обратной связи (БОС) на вход сумматора 5 (звено 3). Напряжение обратной связи вычитается из напряжения U_0 и изменяет напряжения питания U_1 и U_6 балансной схемы.

В принципиальной схеме (рис. 2) питание датчика во избежание поляризации [2] осуществляется переменным напряжением

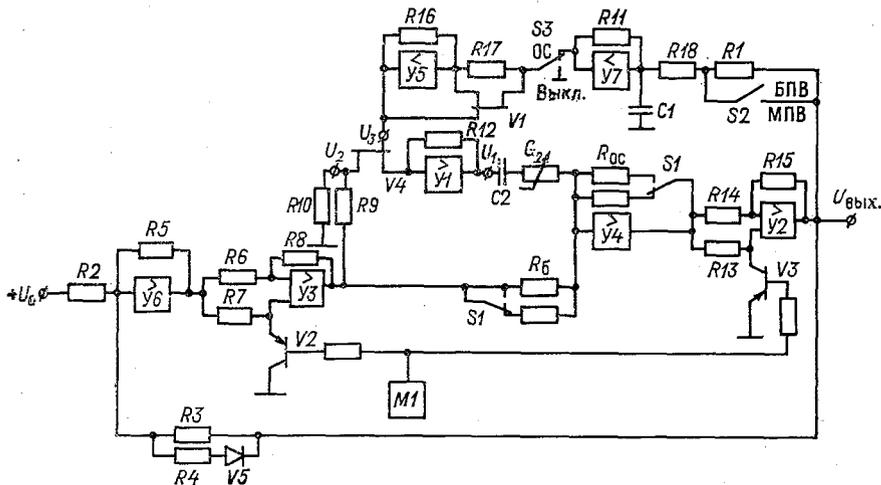


Рис. 2. Принципиальная схема измерительного преобразователя пульсаций влажности воздуха.

прямоугольной формы с частотой порядка 100 Гц. Поэтому усилительный тракт построен по схеме канала МДМ (модулятор — усилитель переменного тока — демодулятор). Двухтактные модулятор и демодулятор построены на операционных усилителях $У3$ и $У2$ и ключах на шунтирование на транзисторах $В2$ и $В3$. Сумматор 5 построен на усилителе $У6$. Питание балансной схемы осуществляется переменным напряжением с выхода модулятора. Переменное напряжение на ПИП передается через делитель $R9$, $R10$ и усилитель $У1$.

Усилитель прямого канала 1 включает усилитель $У4$, демодулятор ($У2$ и $В3$) и фильтр (на рис. 2 не показан). Цепь инерционной обратной связи 2 содержит RC -фильтр ($R1, R18, C1$) и усилители $У7, У5$. Устройство 4 состоит из усилителя $У1$ с полевым транзистором $В4$ на входе. Управление ключами модулятора и демодулятора осуществляется напряжением прямоугольной формы от генератора на основе микросхемы $М1$.

Прибор должен измерять пульсации при значениях средней относительной влажности r_0 от 40 до 100 %. Сопротивление первичного преобразователя при этом изменяется на 4 порядка (от единиц кОм при 100 % до десятков мОм при 40 %). Ввиду очевидных трудностей задания такого широкого перепада напряжения U_1 , питающего ПИП, в схему введены два поддиапазона измерения пульсаций: $r_0 > 60\%$ и $r_0 < 60\%$. Задание диапазона осуществляется посредством переключения сопротивлений R_{oc} и R_6 с помощью контактов $S1$, при этом коэффициент передачи R_{oc}/R_6 остается неизменным. Напряжение на датчике изменяется в пределах поддиапазона на два порядка (диапазон изменения зависит от значений B_r и G_0 конкретного ПИП). Предусмотрена возможность подключения на обоих поддиапазонах одного и того же или двух разных ПИП.

Анализ схемы показывает, что для линеаризации преобразователя характеристика блока 4 должна иметь вид

$$U_1 = U_2 f(U_3); \quad (5)$$

при этом к линейности блока 4 по входу U_3 (в отличие от U_2), так и к стабильности функции $f(U_3)$, особых требований не предъявляется. В устройстве, согласно схеме рис. 2, напряжение

$$U_1 \approx -U_3 \frac{R10}{R9 + R10} \cdot \frac{R12}{R_{c.н}},$$

где $R_{c.н}$ — сопротивление участка сток — исток транзистора $В4$.

Для выполнения условия (5) зависимость $I_{c.н} = f(U_{c.н})$ при различных напряжениях $U_{3.н}$ должна быть линейной. Как известно [1], диапазон линейности этой зависимости ограничен величиной $U_{c.н}^0 = U_{п} - U_{3.н}$, при превышении которой наступает насыщение. Здесь $U_{п}$ — пороговое напряжение, зависящее от типа транзистора (напряжение отсечки). Диапазон регулирования со-

противления $R_{с.и}$ возрастает с уменьшением $U_{с.и}$. Следует также отметить, что напряжение $U_{с.и}$, снимаемое с выхода модулятора через делитель R_9, R_{10} , является переменным. Линейный режим при переменном $U_{с.и}$ возможен при малых напряжениях $U_{с.и}$. В реальной схеме при $U_{вых} = 0$ (т. е. без учета цепи 3) $U_{с.и} = 50$ мВ.

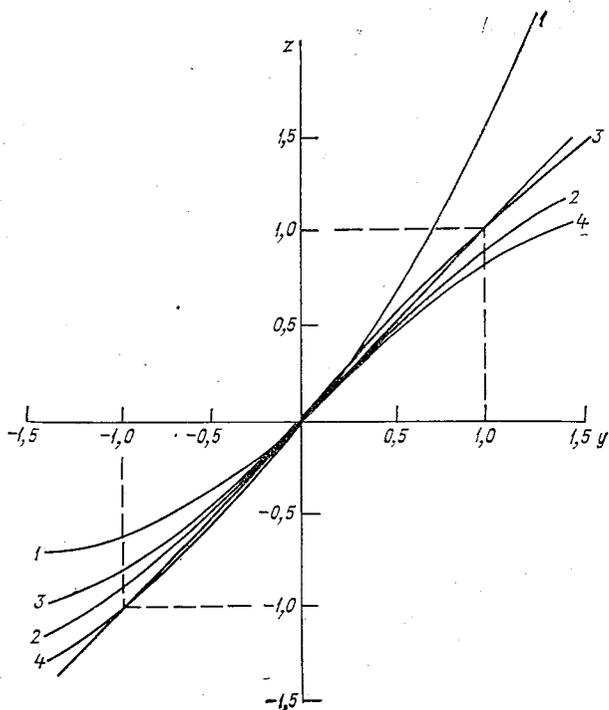


Рис. 3. Статические характеристики преобразователя при различных способах линейризации.

Разложим в формуле (4) $e^{B_r \Delta r}$ в ряд и введем следующие обозначения:

$$y = B_r \Delta r, \quad c = U_0 \frac{R_0 c}{R_6}.$$

Тогда

$$U_{вых} = cy \left(1 + \frac{y}{2} + \frac{y^2}{6} + \dots \right). \quad (6)$$

Зависимость (4) при $z = U_{вых}/c$ приведена на рис. 3 (кривая 1). Из (4) следует, что для реально встречающихся значений пульсаций влажности $\Delta r = \pm 0,1$ и $B_r < 15$ ($|y| < 1,5$) нелинейность характеристики преобразователя очень велика. В таблице

представлены погрешности нелинейности $\Delta(y) = \frac{U_{\text{вых}}(y) - cy}{c|y|_{\text{макс}}}$ для различных способов коррекции последней. Зависимость (4) соответствует $k_{o.c} = 0$.

При использовании линейной цепи БОСЗ для схемы, приведенной на рис. 1, получим

$$U_6 = -(U_0 - \beta U_{\text{вых}}).$$

Тогда с учетом (4) запишем

$$U_{\text{вых}} = c \frac{e^y - 1}{1 + k_{o.c}(e^y - 1)}, \quad (7)$$

где $k_{o.c} = \beta R_{o.c} / R_6$, β — коэффициент передачи цепи З.

При $k_{o.c} = 0,5$ будем иметь

$$U_{\text{вых}} = 2c \frac{e^y - 1}{e^y + 1} = 2c \operatorname{cth} \frac{y}{2} = cy \left(1 - \frac{y^2}{12} + \frac{y^4}{60} + \dots \right). \quad (8)$$

Полученная зависимость для конкретного ПИП с коэффициентом $B_F = 12,6$ приведена на рис. 3 (кривая 2) и в таблице. Кривая 2

Погрешность нелинейности Δu при разных способах линеаризации

$k_{o.c}$	y				
	-1,26	-0,63	0	0,63	1,26
0	43	13	0	19	100
0,5	11,4	1,6	0	-1,6	-11,4
0,408	19,7	4,2	0	1,3	-1,28
0,592	1,28	-1,3	0	-4,2	-19,7
$k_{o.c}^+ = 0,408$	1,28	-1,3	0	1,3	-1,28
$k_{o.c}^- = 0,592$					

симметрична относительно начала координат и имеет максимальную погрешность нелинейности на краях шкалы, равную $\pm 11,4\%$.

Для уменьшения погрешности нелинейности в [3] предложено использовать нелинейную цепь БОС (па рис. 2 — кусочно-линейный диодный преобразователь в этой цепи). В данном устройстве оказалось достаточным выбрать два участка аппроксимации с граничной точкой $U_{\text{вых}} = 0$, т. е. задать разные значения коэффициентов обратной связи $k_{o.c}$ (различные β) соответственно для положительных и отрицательных выходных напряжений. Это достигается с помощью сопротивлений R_3 , R_4 и диода V_5 .

Для экспоненциальной характеристики ПИП следует принять значения коэффициентов обратной связи $k_{o.c}^+$ и $k_{o.c}^-$ симметричными относительно значения 0,5, т. е.

$$k_{o.c}^+ = 0,5 - \gamma, \quad k_{o.c}^- = 0,5 + \gamma,$$

где $k_{o.c}^+$ и $k_{o.c}^-$ — коэффициенты обратной связи соответственно при $y > 0$ и $y < 0$.

При этом получим

$$U_{\text{вых}} = c \frac{2(e^{|y|} - 1) \operatorname{sign} y}{e^{|y|}(1 - 2\gamma) + 1 + 2\gamma}, \quad (9)$$

т. е. при указанном выборе значений $k_{0.c}$ выходная характеристика $U_{\text{вых}}(y)$ является симметричной. Представляя (9) в виде ряда по y , получим, что

$$U_{\text{вых}} \approx cy \left[1 + |y| \frac{\gamma}{2} - y^2 \left(\frac{1}{12} + \gamma^2 \right) + \dots \right]. \quad (10)$$

Погрешность нелинейности $\Delta(y)$ в формуле (9) для $y > 0$ имеет максимум при

$$y_1 = 2 \ln \frac{1 + 2\gamma}{1 - 2\gamma},$$

величина которого составляет

$$\left[\frac{8\gamma}{1 - 4\gamma^2} - 2 \ln \frac{1 + 2\gamma}{1 - 2\gamma} \right] / |y|_{\text{макс}}.$$

При выборе γ можно исходить, например, из условия $\Delta(y_1) = -\Delta(|y|_{\text{макс}})$. Такой расчет для $B_r = 12,6$ ($|y|_{\text{макс}} = 1,26$) дает значение $\gamma \approx 0,092$. При этом максимальная приведенная погрешность нелинейности составляет 1,3 %, т. е. по сравнению с кривой 2 (выражение (8)) уменьшена на порядок.

Кривые 3 и 4 рис. 3 соответствуют выражению (7) при $k_{0.c} = 0,4$ и $k_{0.c} = 0,6$ (см. также таблицу). Зависимость (9) при $\gamma = 0,1$ совпадает с положительной ветвью кривой 3 и отрицательной ветвью кривой 4 и, как указывалось выше, является симметричной. Из данных таблицы видно, что нелинейность зависимости $U_{\text{вых}}(y)$ существенно зависит от $k_{0.c}$. Стабильность в схеме достигается использованием точных сопротивлений и операционного усилителя с глубокой обратной связью (У6, R3, R4, R5).

Важно отметить, что настройка цепи линеаризирующей обратной связи не зависит от значения B_r , т. е. не изменяется при замене датчиков или переходе на другой поддиапазон.

Реальные датчики лишь приближенно соответствуют принятой выше экспоненциальной характеристике (1). При этом зависимость проводимости от измеряемого параметра $r = r_0 + \Delta r$ может быть представлена в виде

$$G_d(r) = G_d(r_0 + \Delta r) = G_2(r_0) G_1(r_0, \Delta r). \quad (11)$$

В этом случае выражение (7) для схемы рис. 1 может быть записано в виде

$$U_{\text{вых}} = c \frac{G_1(r_0, \Delta r) - 1}{1 \pm k_{0.c} [G_1(r_0, \Delta r) - 1]}. \quad (12)$$

Знак (+) или (−) в знаменателе зависит от знака коэффициента передачи β цепи БОС. Последний определяется характером

функции $G_1(r_0, \Delta r)$. Упрощенно функция $G_1(r_0, \Delta r)$ для гигрометра может быть представлена в виде $e^{B(r_0)\Delta r}$. При этом коэффициент преобразования прибора зависит от r_0 ; эту зависимость можно учесть при обработке измерений (параметры цепи БОС, как указывалось выше, изменения не требуют).

Отметим, что значение U_3 или сглаженное значение U_1 сигнализируют о среднем параметре (средней влажности r_0), т. е. могут быть прямо использованы для их приближенного измерений.

Значения U_3 или U_1 могут быть использованы для обеспечения постоянства коэффициента преобразования в широком диапазоне средних значений параметра r_0 . Меняя задаваемый ток I_0 (входной ток усилителя, напряжение U_0 и т. д.) в функции от r_0 т. е. от G_0 (согласно схеме рис. 1, это можно осуществить с помощью функционального преобразователя 7 напряжения U_3 или U_1) можно успешно использовать подобную структуру и при характеристиках ПИП, заметно отличных от экспоненциальных.

Остановимся на динамике системы. Очевидно, цепь инерционной обратной связи является нелинейной. При малых вариациях ΔG_T в точке уравнивания системы с учетом цепей инерционной и безынерционной обратных связей приближенно получим, что

$$U_{\text{вых}}(p) \approx \frac{c'(Tp + 1)\Delta G(p)}{[Tp/(k + 1)p + 1]G_0}, \quad (13)$$

где

$$c' = U_0 \frac{R5}{R2} R_{o.c} R_6;$$

$$k = U_0 \frac{R5R10}{R2(R10 + R9)} f'_1(G_0) R12G_0 R_{o.c} k'_{o.c},$$

$k'_{o.c}$ — коэффициент передачи усилителей У5 и У7,

$$G_{c.и} = R_{c.и}^{-1} = f_1(U_3), \quad T = (R1 + R18)C1,$$

$f'_1(G_0)$ — производная функции $f(U_3)$ при значении U_3 , соответствующем уравниванию схемы при средней влажности r_0 (U_3 , очевидно, является функцией G_0). Как следует из (13), глубина инерционной обратной связи k зависит от G_0 (пропорциональна $G_0 f'_1(G_0)$). Поэтому как эквивалентная постоянная времени в области низких частот $T_{э.н} \approx T/k$, так и статическая погрешность системы $\varepsilon_c \approx U_3/k'_{o.c}$ зависят от G_0 .

В приведенной схеме сомножители G_0 и $f'_1(G_0)$ в значительной мере компенсируют друг друга. В пределах поддиапазона изменение G_0 составляет около 100, а изменение $G_0 f'_1(G_0)$ — около 5. Тем не менее, для обеспечения постоянства полосы пропускания в области низких частот цепь ИОС сделана нелинейной, т. е. коэффициент $k'_{o.c}$ зависит от U_3 (или от G_0). На рис. 2 для этой цели использован полевой транзистор V1, управляемый напряжением U_3 . В окончательном варианте схемы использован

диодный функциональный преобразователь в цепи обратной связи усилителя У5. Неравномерность постоянной времени $T_{э.н}$ в пределах поддиапазона составляет примерно 25 %. Заметим также, что в последнем варианте схемы используется астатическая инерционная обратная связь на интегрирующем усилителе.

Приведем характеристики прибора:

1) диапазон измерения пульсаций относительной влажности ± 10 %;

2) диапазон работы прибора с двумя поддиапазонами 40—100 %;

3) полоса пропускания в области низких частот порядка 0,0015 Гц;

4) полоса пропускания в области высоких частот определяемая постоянной времени гигратора T_T [2] составляет: при 20°C около 1,5 Гц ($T_T=0,1$ с), при 0°C около 0,15 Гц ($T_T=0,1$ с).

5) рабочий диапазон выходного напряжения ± 5 В;

6) нелинейность выходной характеристики при имитации ПИП магазином сопротивлений ± 2 %;

7) в приборе предусмотрены режимы работы без инерционной обратной связи и с двумя значениями постоянной времени цепи обратной связи (малой и большой);

8) управление режимом работы, калибровкой и выбором поддиапазона может осуществляться как дистанционно (с приемного блока), так и с панели прибора.

Следует отметить, что характеристики гигратора не полностью соответствуют задачам пульсационных измерений (особенно в области отрицательных и близких к нулю температур и при малых значениях относительной влажности). Помимо инерционности и неудовлетворительных характеристик при малых значениях влажности (< 40 %) к числу недостатков использованного гигратора относятся заметные гистерезис и дрейф. В настоящее время известны разработки гиграторов, обладающих значительно лучшими характеристиками (с точки зрения инерционности, диапазона работы и стабильности), которые предполагается в дальнейшем использовать в приборе.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бочаров Л. Н. Полевые транзисторы. — М., 1976.
2. Коган В. А., Прохоров В. М. Исследование динамических характеристик сорбционного датчика влажности. — Сб. трудов по агрофизике, 1970, вып. 28, с. 5—6.
3. Персин С. М., Романов Е. В., Щепановская Л. А. Преобразователь пульсаций влажности и температуры среды. Авторское свидетельство № 822102. — Бюллетень изобретений, 1981, № 14.

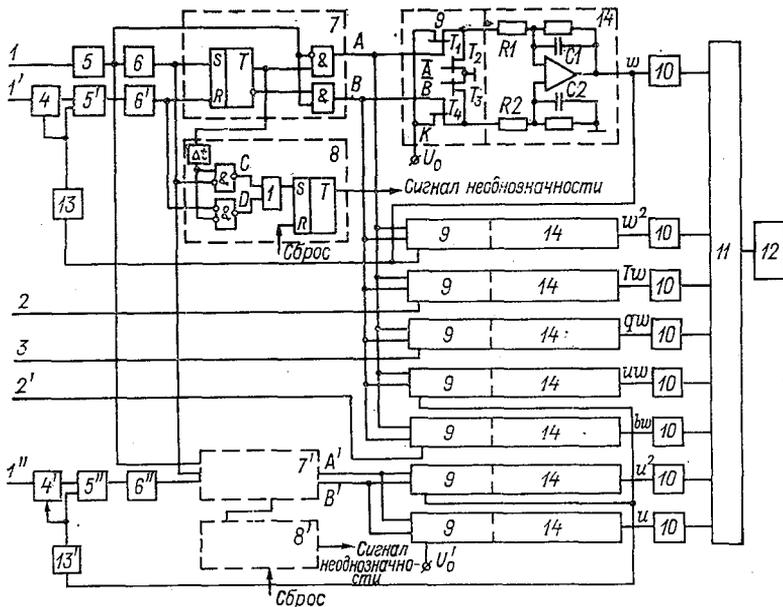
УСТРОЙСТВО ДЛЯ ПОЛУЧЕНИЯ ТУРБУЛЕНТНЫХ ПОТОКОВ

Разработке аппаратуры для получения турбулентных потоков посвящен ряд работ [1, 2, 5, 6 и др.]. Наиболее простым решением является цифровая регистрация пульсаций измеряемых элементов (компонент скорости ветра, температуры, влажности и др.) с последующим вычислением дисперсий, корреляционных моментов и других статистических характеристик на ЭВМ. Достоинством такого подхода является точность и возможность глубокого анализа процессов (спектров, влияния трендов и т. д.). Однако при отсутствии прямого сопряжения с ЭВМ, что, как правило, имеет место в экспедиционных условиях, такой подход исключает осуществление оперативного (в ходе измерений) анализа данных и проведение активного эксперимента. Поэтому большой интерес представляет достаточно простая и точная полуавтоматическая аппаратура, позволяющая определять характеристики элементов (дисперсии, корреляционные моменты) непосредственно в процессе наблюдений. Такая аппаратура обычно базируется не на цифровых, а на аналоговых или аналого-цифровых методах. Следует, однако, отметить, что с появлением микропроцессоров становится возможной разработка малогабаритной автоматической экспедиционной аппаратуры, основанной на микро-ЭВМ и осуществляющей глубокий экспресс-анализ процессов и их характеристик. Такой подход в настоящее время является наиболее перспективным.

В данной статье описывается устройство для получения турбулентных потоков [3], входящее в состав полуавтоматической экспедиционной аппаратуры. На выбор схемы коррелятора, являющегося одним из важных узлов устройства, т. е. выбор методов умножения и интегрирования, влияет вид выходных параметров пульсационных датчиков. Наиболее распространенными параметрами для акустических датчиков пульсаций вертикальной и горизонтальной составляющих скорости ветра w и u является разность фаз, а для датчиков пульсаций температуры T и влажности q — напряжение постоянного тока. В работах [1, 2] используется ряд преобразований сигнала, пропорционального w , в напряжение, а затем в частоту следования импульсов или в длительность импульсов. Это вносит статические и динамические погрешности. Перемножение сигналов может осуществляться посредством модуляции импульсной последовательности напряжением, пропорциональным пульсациям температуры или влажности [1], или заполнением импульсов частотой с преобразователей напряжения, пропорционального T или q [2]. Перемножение нецентрированных величин ведет к возрастанию погрешности [4].

При разработке устройства была поставлена задача создать более простое устройство, а также повысить точность. Для находж-

дения произведений ωT , ωq , ωu , ω^2 , u^2 непосредственно используется сдвиг фаз сигналов, поступающих от анемометра, и учитывается знак сдвига фаз, т. е. осуществляется четырехквadrантное перемножение знакопеременных сигналов. Устройство позволяет исключить неустранимые ошибки в измерениях, связанные с неоднозначностью шкалы фазового анемометра при больших выбросах. Интегрирование сигналов заменено сглаживанием и осреднением дискретных отсчетов.



Структурная схема аппаратуры для вычисления потоков тепла, влаги и количества движения.

Структурная схема аппаратуры для вычисления потоков тепла, влаги и количества движения $u\omega$, $T\omega$ и $q\omega$, а также соответствующих математических ожиданий и дисперсий приведена на рисунке. На входы устройства 1 , $1'$ и $1''$ поступают гармонические сигналы с выходов приемников двухкомпонентного фазового акустического анемометра (с одним излучателем и тремя приемниками). Частота сигналов (после смесителя) порядка 5 кГц. Информация о вертикальной и горизонтальной составляющих скорости ветра ω и u дается соответственно фазовыми сдвигами сигналов на входах $1'$ и $1''$ относительно опорного сигнала на входе 1 . Формирователи сигналов во всех трех каналах включают пороговые схемы (триггера Шмидта) 5 , $5'$ и $5''$, преобразующие синусоидальные сигналы в напряжения прямоугольной формы, и формирователи коротких импульсов переднего фронта 6 , $6'$ и $6''$. Блоки 4 и $4'$ служат для осуществления управляемого сдвига

фаз сигналов в каналах I' и I'' и содержат фазосдвигающие цепи с регулируемы́ми сопротивлениями, в качестве которых используются управляемые напряжением полевые транзисторы.

Триггер T в блоке 7 опрокидывается по двум входам импульсами с выхода формирователей 6 и 6'. На выходе триггера имеет место последовательность прямоугольных импульсов со скважностью, определяемой сдвигом фаз импульсов на выходах формирователей 6 и 6' ($0 < \varphi < 350^\circ$). На выходах A и B преобразователя 7 схемами «И» формируются сигналы, один из которых равен нулю, а второй представляет последовательность прямоугольных импульсов с длительностью, определяемой абсолютной величиной сдвига φ' заднего фронта прямоугольного импульса на выходе триггера Шмидта 5 по отношению к переднему фронту импульса на выходе 5' ($\varphi' \approx \varphi - \pi$). При $\varphi' < 0$ импульсы поступают на выход B , при $\varphi' > 0$ — на выход A .

Выходные сигналы A и B (и инверсные сигналы \bar{A} и \bar{B}) схемы 7 поступают на управляющие входы ключевой схемы 9. Последняя содержит два ключа на переключение (на полевых триодах T_1, T_2 и T_3, T_4 , входящих в интегральный переключатель типа 1КТ 902). Эти ключи осуществляют при подаче управляющих сигналов подключение напряжения, поступающего на сигнальный вход K ключа 9, к сопротивлениям $R1$ и $R2$ на инвертирующем и неинвертирующем входах операционного усилителя 14. При наличии на одном из выходов (A или B) схемы 7 управляющей последовательности импульсов на соответствующем входе операционного усилителя (инвертирующем для сигнала A или неинвертирующем для сигнала B) появляется последовательность импульсов той же скважности, с амплитудой, определяемой напряжением на сигнальном входе ключа 9. На другом входе усилителя сигнал равен нулю. Конденсаторы $C1$ и $C2$ осуществляют фильтрацию последовательности прямоугольных импульсов и уменьшают требования к динамическим свойствам усилителя.

Как известно, для повышения точности при измерениях пульсаций необходима отработка постоянной составляющей сигналов. Для этой цели выходное напряжение усилителя 14, пропорциональное пульсациям вертикальной компоненты скорости ветра, через цепь инерционной обратной связи 13 (фильтр с большой постоянной времени) подается на схему управления сдвигом 4 и на вход триггера Шмидта 5', где суммируется с переменным напряжением, поступающим на вход схемы 5'. Для расширения диапазона регулирования сигнал с блока 13 может подаваться в противофазе на схему 5. Передаточная функция акустического анемометра с обратной связью приближенно равна

$$\frac{k(p)}{1 + k(p)k_{13}(p)(k_1 + k_2)},$$

где

$$k(p) = \frac{U_{\text{вых } 11}(p)}{\varphi(p)} \quad \text{и} \quad k_{13}(p)$$

— передаточные функции прямого канала и цепи обратной связи 13;

$$k_1 = \frac{\Delta \varphi_1}{U_{\text{ВЫХ 13}}}$$

— коэффициент передачи фазосдвигающей цепи 4;

$$k_2 = \frac{\Delta \varphi_2}{U_{\text{ВЫХ 13}}}$$

— коэффициент передачи схемы фазового сдвига на триггере Шмидта 5'.

Очевидно, что

$$A \sin(\Delta \varphi_2) = U_{\text{ВЫХ 13}},$$

где A — амплитуда гармонического сигнала, поступающего на схему 5'; при малых $\Delta \varphi_2$ $\sin(\Delta \varphi_2) \approx \Delta \varphi_2$ и $k_2 \approx 1/A$, т. е. глубина обратной связи здесь зависит от амплитуды сигнала анемометра. Из-за относительной стабильности последней это малосущественно.

Диапазон изменения фазы φ акустического анемометра в данном устройстве составляет $\pm 180^\circ$. Как известно, при фазовом методе акустических измерений имеет место неоднозначность шкалы, причем при выходе пульсаций ветра за диапазон измеряемых значений выходные фаза и напряжение скачком переходят с одного края шкалы на другой. Поэтому даже редкие выбросы скорости ветра приводят к значительным неустраняемым погрешностям при измерениях. Следовательно, для определения турбулентных потоков (и вообще при фазовом методе акустических измерений) в аппаратуре необходимо предусмотреть контроль выхода фазы за границы диапазона. В известных схемах это не делается, что может быть источником грубых ошибок.

Для отбраковки ложных измерений потоков, связанных с выбросами пульсаций вертикальной скорости ветра за границы рабочего диапазона, служит схема 8. Это устройство включает схему задержки (на малый интервал Δt , превышающий длительность импульсов на выходах b и b'), логические схемы и триггер. В нормальном режиме работы импульсы на выходах C и D в схеме 8 отсутствуют. При переходе фазы φ через значение, близкое к 0 или 360° (степень приближения определяется задержкой Δt) изменяется порядок чередования импульсов на выходах b и b' . Например, при переходе фазы φ через нулю после импульса с устройства b' первым поступает импульс с формирователя b' , а не с b , как обычно; при этом схема «И» формирует однократный импульс на выходе D . Аналогично при выходе фазы на 360° появляется импульс на выходе C . Импульс с выхода D или C через схему «ИЛИ» опрокидывает триггер T , индицируя выход фазы за границы диапазона (сигнал неоднозначности).

Совершенно аналогично построены узлы (4', 5'', 6'', 7', 8', 9, 14, 13') для горизонтальной составляющей скорости ветра u . При этом для упрощения устройства опорный канал (вход 1) является общим для схем измерения вертикальной и горизонтальной составляющих.

Важно отметить, что сигналы выхода за границы диапазона могут быть использованы не просто для индикации наличия выбросов и связанных с ними грубых ошибок, но для устранения неоднозначности и расширения динамического диапазона фазового метода. В общем случае эти сигналы могут подаваться на реверсивный счетчик, играющий роль шкалы с большим квантом (в двухканальной системе). Недостатком такой схемы является ее низкая помехоустойчивость (потеря импульса или ложный импульс приводят к большим погрешностям), но для пульсационных измерений это не столь существенно. В данном устройстве может быть просто реализован учет только одного импульса переполнения, т. е. расширение диапазона вдвое (до $\pm 360^\circ$). Схема реализации такого подхода понятна.

Как указывалось, для нахождения корреляционных моментов и дисперсий в рассматриваемом устройстве используется время-импульсное четырехквadrантное перемножение. При этом один из пульсационных параметров представлен величиной и знаком сдвига фаз в канале анемометра, а другой параметр — напряжением. Подобное решение позволяет упростить аппаратуру и повысить точность и быстродействие анемометра и коррелятора. Тем не менее к точности устройств, предназначенных для перемножения сигналов и их интегрирования, предъявляются высокие требования.

Перемножение значений, заданных сдвигом фаз анемометра φ' для канала вертикальной или горизонтальной составляющей скорости ветра и напряжениями, подаваемыми на сигнальные входы K , осуществляется унифицированными модулями четырехквadrатных множительных устройств, состоящих из ключевой схемы 9 и операционного усилителя 14, аналогичными использованным в каналах анемометра. В зависимости от знака фазы φ' сигнал со входа K поступает на инвертирующий или неинвертирующий вход операционного усилителя $R1$ или $R2$. Для формирования напряжений, пропорциональных пульсациям вертикальной и горизонтальной компонент скорости ветра w' и u' на сигнальные входы ключей 9 подаются неизменные опорные напряжения V_0 и V'_0 . Для получения произведений Tw , qw , iw , w^2 и u^2 (каналы: поток тепла, поток влаги, поток количества движения, дисперсии вертикальной и горизонтальной составляющих скорости ветра) на сигнальные входы соответствующих ключей подаются напряжения с датчиков пульсаций температуры (вход 2), влажности (вход 3) и с выходов операционных усилителей 14 каналов w и u . Устройство имеет запасные каналы для подключения дополнительных датчиков (канал 2' на схеме) и выработки произведений bw или bu , где b — некоторый параметр.

Использование ключевых схем с ключами на переключение на полевых триодах обеспечивающих малые статическую и динамическую погрешности коммутации, операционных усилителей, перемножения центрированных знакопеременных сигналов [4] и др. позволило получить высокую линейность и малые смещение и дрейф нуля коррелятора (погрешность нуля, приведенная к потокам тепла и влаги, менее $0,005 \text{ кал}/(\text{см}^2 \cdot \text{мин})$).

Для нахождения средних значений потоков необходимо интегрирование пульсаций, их квадратов и произведений. С целью упрощения устройства и автоматизации измерений для определения кусочно-скользящих средних потоков, а также дисперсий и математических ожиданий в устройстве вместо индивидуальных интеграторов использованы RC -фильтры 10 (см. схему) с большими постоянными времени, подключенные к коммутатору 11 цифровой регистрирующей системы 12. Период опроса каналов 1 или 2 мин, постоянные времени фильтров 30 с, время подключения одного канала 2 с.

Цифровая регистрация позволяет получить не только значения потоков за заданный интервал, но и временной ход потоков. Предусмотрены такие индивидуальные электролитические интеграторы для каждого из каналов с возможностью визуального съема показаний. Анализ погрешности определения потоков по дискретным отсчетам при автоматических измерениях показывает [4], что достаточная точность приближенного интегрирования ($\sigma \approx 0,01 \text{ кал}/(\text{см}^2 \cdot \text{мин})$) достигается уже для интервала 10 мин (осреднение 10 отсчетов) и уменьшается с увеличением интервала.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бовшеверов В. М., Гурвич А. С., Мордухович М. П., Цванг Л. Р. Приборы для измерения пульсаций температуры и скорости ветра и для статистического анализа результатов измерений.— Труды ИФА, 1962, № 4, с. 21—29.
2. Комплекс аппаратуры для измерения турбулентных потоков тепла и влаги в приземном слое атмосферы.— Л.: Гидрометеониздат, 1976.
3. Персин С. М., Поликахина Н. Г., Щепановская Л. А. Устройство для измерения турбулентных переносов. Авторское свидетельство № 853584.— Бюллетень изобретений, 1981, № 29.
4. Персин С. М. Вопросы методики измерений турбулентных переносов.— Труды ГГО, 1982, вып. 465, с. 119—129.
5. Dyer A. I., Hicks B. B., King K. M. Fluxatron — a Revised Approach to the Measurements of Eddy Fluxes in the Lower Atmosphere.— J. of Appl. Met., 1970, v. 9, N 6, p. 408—413.
6. Hanafuso Tatsio. New Hybrid Analog Data Acquisition System for Atmospheric Turbulence (NYSAT).— Spec. Contrib Geophys Kyoto Univ. 1971, N 11, p. 47—56.

ОЦЕНКА ТОЧНОСТИ ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ АППАРАТУРЫ НА ОСНОВЕ ФУНКЦИИ СТАРЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ

К настоящему времени разработано достаточно много различных критериев оценки качества измерительной информации. К их числу прежде всего относятся точность и достоверность.

Известно, что сколь бы точной ни была исходная оперативная гидрометеорологическая информация, полученная в результате измерения случайных процессов, она с течением времени хранения теряет достоверность — стареет. Указанное обстоятельство необходимо учитывать, как при разработке измерительной аппаратуры, так и при анализе данных.

В настоящей работе в качестве основного информационного критерия будем рассматривать функцию старения информации. Она позволяет, опираясь на известные статистические характеристики изучаемых процессов, обосновать как необходимую точность измерения, так и выбор частоты (сроков) измерения.

При получении указанного критерия будем исходить из следующих представлений. Пусть $\xi(t)$ — непрерывный и дифференцируемый гауссов случайный процесс с заданными плотностями вероятности $W(\xi)$ и $W_1(\xi)$ мгновенных значений ξ и его производной $\dot{\xi}$. Весь диапазон возможных значений процесса разобьем на некоторое число уровней, расстояние между которыми равно Δ . Минимальный размер Δ определяется классом точности измерительного устройства и правилом его нормировки. Если допустимая относительная погрешность измерения не превышает нескольких процентов, то значения апертур Δ достаточно малы и можно предположить, что в пределах одной апертуры процесс может быть описан достаточно гладкой функцией. Поэтому целесообразно попытаться получить интересующие нас зависимости путем аппроксимации реального процесса простыми, но достаточно точно воспроизводящими реальный ход зависимостями.

Под функцией старения информации будем понимать величину $P(\tau)$, представляющую собой вероятность того, что процесс в пределах одной апертуры пребывает время τ . При аппроксимации ограничимся классом однопараметрических зависимостей вида

$$\xi = \varphi(t, \alpha), \quad (1)$$

где t — время, α — параметр.

Известно [1], что если существует конечная смешанная производная от корреляционной функции по ее аргументам $d^2R(t_1, t_2)/dt_1 dt_2$, что предполагается, то процесс дифференцируем и, следовательно, имеем

$$\dot{\xi} = \psi(t, \alpha). \quad (2)$$

Тогда из (1) и (2) можно исключить t и получить зависимость

$$F(\xi, \dot{\xi}, \alpha) = 0,$$

или

$$\alpha = f(\xi, \dot{\xi}). \quad (3)$$

Зная законы распределения ξ и $\dot{\xi}$ (в нашем случае гауссовы) можно, в принципе, найти и распределение α . В случае стационарности функция и ее производная в совпадающие моменты времени некоррелированы. Для нормального процесса отсюда вытекает, что ξ и $\dot{\xi}$ также и независимы.

Если $\xi = \Delta$ является границей апертуры, достигаемой в момент τ , то из (1) должно вытекать равенство:

$$\Delta = \varphi(\tau, \alpha). \quad (4)$$

Из (4), в свою очередь, следует

$$\alpha = f_1(\Delta, \tau). \quad (5)$$

Таким образом, учитывая наличие функциональной связи между α и τ , по плотности распределения α можно найти плотность распределения τ . Отсюда следует и вероятность наступления тех или иных значений τ , соответствующих моменту выхода процесса за пределы апертуры.

Ниже рассмотрим аппроксимацию с помощью экспоненты вида

$$\xi = \xi_0 \pm \Delta(e^{\alpha t} - 1), \quad (6)$$

где ξ_0 — граница раздела двух смежных апертур, которую в момент $t=0$ пересекает процесс. Поскольку при $t=\tau$, $\xi = \xi_0 \pm \Delta$, то отсюда получаем

$$\alpha = c/\tau, \quad (7)$$

где $c = \ln 2$.

Дифференцируя (6) при $\Delta > 0$, легко получить выражение

$$\dot{\xi} = \alpha(\xi - \xi_0 + \Delta). \quad (8)$$

Отсюда

$$\alpha = \frac{\dot{\xi}}{\xi - \xi_0 + \Delta}. \quad (9)$$

В (9) фигурирует величина $\xi_1 = \xi - \xi_0 + \Delta$ так же как и ξ , подчиняющаяся нормальному закону, но со средним значением, равным

$$\bar{\xi}_1 = \bar{\xi} - \xi_0 + \Delta.$$

Величина $\dot{\xi}$ в случае стационарного процесса имеет нулевое среднее. В совпадающие моменты времени, как уже упоминалось, ξ и $\dot{\xi}$ независимы. Таким образом, задача о совместном законе

распределения сводится к отысканию одномерной плотности вероятности $\mathcal{W}(\alpha)$ отношения двух независимых величин, подчиняющихся нормальным законам. Ее легко решить, преобразуя соответствующие плотности вероятностей.

Опуская промежуточные выкладки, запишем окончательное выражение для $\mathcal{W}(\alpha)$, которое имеет вид:

$$\mathcal{W}(\alpha) = \frac{\sigma_1 \sigma_2}{\pi(\sigma_2^2 + \alpha^2 \sigma_1^2)} \exp\left(-\frac{\bar{\xi}_1^2}{2\sigma_1^2}\right) [(1 + \chi\sqrt{\pi}) e^{\chi^2} \Phi(\chi)], \quad (10)$$

где

$$\chi = \frac{\sigma_2 \bar{\xi}_1}{\sqrt{2} \sigma_1 \sqrt{\sigma_2^2 + \alpha^2 \sigma_1^2}},$$

$$\Phi(\chi) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^\chi e^{-y^2} dy,$$

σ_1 и σ_2 — соответственно дисперсии величин ξ_1 и ξ .

Известно [2], что $\sigma_2 = \omega_1 \sigma_1$, где ω_1 — средняя квадратичная частота процесса.

Перейдем теперь от плотности распределения α к плотности распределения времени τ достижения границы апертуры, которую обозначим $p_1(\tau)$.

При этом используем общее выражение

$$p_1(\tau) = \mathcal{W}[\alpha(\tau)] \left| \frac{d\alpha}{d\tau} \right|,$$

в которое подставим $\sigma_2 = \omega_1 \sigma_1$. С учетом (7) и (10) $p_1(\tau)$ можно получить в виде

$$p_1(\tau) = \frac{c \omega_1}{\pi(c^2 + \tau^2 \omega_1^2)} \exp\left(-\frac{\bar{\xi}_1^2}{2\sigma_1^2}\right) [(1 + \chi_1 \sqrt{\pi}) e^{\chi_1^2} \Phi(\chi_1)], \quad (11)$$

где

$$\chi_1 = \frac{\tau \bar{\xi}_1 \omega_1}{\sqrt{2} \sigma_1 \sqrt{c^2 + \tau^2 \omega_1^2}}.$$

Выведенные выше соотношения (10) и (11) относятся к случаю достижения границы $\xi = \xi_0 + \Delta$. Аналогичные рассуждения и соответственно формулы справедливы и для пересечения уровня $\xi = \xi_0 - \Delta$. Единственное отличие будет заключаться в том, что вместо $\bar{\xi}_1 = \bar{\xi} - \xi_0 + \Delta$ в выражении для $p_1(\tau)$ будет фигурировать $\bar{\xi}_2 = \bar{\xi} - \xi_0 - \Delta$, чему будет отвечать $p_2(\tau)$.

Обе возможности достижения либо $\xi = \xi_0 + \Delta$, либо $\xi = \xi_0 - \Delta$ равновероятны. Поэтому и общая плотность вероятности $p(\tau)$ будет представлять собой сумму

$$p(\tau) = p_1(\tau) + p_2(\tau).$$

Формула (11) может быть использована для ряда подапертур в пределах $0 \dots \Delta$, причем естественно она справедлива и для каждой из Δ_i , на которые может быть разбита вся область $0 \dots \Delta$. При этом весь ход кривой $\xi(t)$ аппроксимируется одной экспонентой для всей совокупности подапертур. Отсчеты в каждой из них начинаются с момента t_i , соответствующего пересечению i -й подапертуры.

Если нас интересует только одна апертура (без разбиения), то целесообразно исходить не из любых $\xi(t)$ и $\dot{\xi}(t)$, а использовать конкретно $\xi(0)$, $\dot{\xi}(0)$, ибо тогда величина производной однозначно определяет дальнейший ход экспоненты.

В этом случае

$$\begin{aligned}\xi &= \xi_0 + \Delta(e^{\alpha t} - 1), & \dot{\xi} &= \alpha \Delta e^{\alpha t}, \\ \dot{\xi}(0) &= \alpha \Delta, & \alpha &= \dot{\xi}/\Delta, \\ \mathcal{W}_1(\alpha) d\alpha &= W_1(\dot{\xi}) d\dot{\xi}, \\ \mathcal{W}_1(\alpha) &= W_1(\alpha \Delta) \Delta.\end{aligned}$$

Исходя из нормальности распределения производной $\dot{\xi}$ будем иметь

$$\mathcal{W}_1(\alpha) = \frac{\Delta}{\sqrt{2\pi} \sigma_1 \omega_1} \exp\left(-\frac{\alpha^2 \Delta^2}{2\sigma_1^2 \omega_1^2}\right).$$

Тогда

$$\bar{p}_1(\tau) = \mathcal{W}_1(\alpha(\tau) \Delta) \left| \frac{d\alpha}{d\tau} \right|.$$

Из условия $\xi_0 + \Delta = \xi_0 + \Delta(e^{\alpha\tau} - 1)$ легко получить прежнюю связь:

$$\alpha = \ln 2/\tau = c/\tau.$$

Поэтому

$$\bar{p}_1(\tau) = \frac{c \Delta}{\sqrt{2\pi} \sigma_1 \omega_1 \tau^2} \exp\left(-\frac{c^2 \Delta^2}{2\sigma_1^2 \omega_1^2 \tau^2}\right).$$

Аналогичным образом, с учетом симметрии, можно получить $p_2(\tau)$, соответствующее пересечению уровня $\xi = \xi_0 - \Delta$, причем $\bar{p}_1(\tau) = \bar{p}_2(\tau)$. Общая плотность вероятности:

$$\bar{p}(\tau) = \bar{p}_1(\tau) + \bar{p}_2(\tau) = 2\bar{p}_1(\tau),$$

т. е.

$$\bar{p}(\tau) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{c \Delta}{\sigma_1 \omega_1 \tau^2} \exp\left(-\frac{c^2 \Delta^2}{2\sigma_1^2 \omega_1^2 \tau^2}\right). \quad (12)$$

Соотношение (12) дает возможность сделать следующие выводы.

Во-первых, $\bar{p}(0) = \bar{p}(\infty) = 0$, во-вторых, кривая $\bar{p}(\tau)$ имеет максимум в точке

$$\tau_{\text{макс}} = \frac{c \Delta}{\sqrt{2} \sigma_2} = \frac{c \Delta}{\sqrt{2} \omega_1 \sigma_1}$$

со значением

$$\bar{p}_{\text{макс}}(\tau) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{2 \omega_1 \sigma_1}{c \Delta} e^{-1}.$$

Перепишем (12) в виде

$$\frac{\bar{p}(\tau)}{\omega_1} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} c \frac{\Delta}{\sigma_1} \frac{1}{\omega_1^2 \tau^2} \exp\left(-\frac{c^2}{2} \frac{\Delta^2}{\sigma_1^2} \frac{1}{\omega_1^2 \tau^2}\right)$$

или, введя обозначения,

$$z = \frac{\bar{p}(\tau)}{\omega_1}, \quad y = \frac{\Delta}{\sigma_1}, \quad x = \omega_1 \tau$$

можно записать

$$\begin{aligned} z &= \sqrt{\frac{2}{\pi}} c \frac{y}{x^2} \exp\left(-\frac{c^2 y^2}{2 x^2}\right), \\ x_{\text{макс}} &= \frac{c}{\sqrt{2}} y, \quad z_{\text{макс}} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{2}{c e} \frac{1}{y}. \end{aligned} \quad (13)$$

Формулы (13) дают возможность сделать следующие выводы. С ростом отношения $y = \Delta/\sigma_1$ точка $x_{\text{макс}}$ смещается вправо, $z_{\text{макс}}$ уменьшается, вся кривая в целом расплывается.

Из (12) легко получить старение, т. е. вероятность $P(x)$ времени пребывания τ процесса в пределах одной апертуры для всех $\eta \leq x$, где $x = \omega_1 \tau$ практически можно трактовать как безразмерное время с характерным масштабом ω_1 . Интегрируя (12), получим:

$$P(x) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} c y \int_0^x \frac{1}{\eta^2} \exp\left(-\frac{c^2 y^2}{2 \eta^2}\right) d\eta,$$

а для времени пребывания в пределах от τ_1 до τ_2 или соответственно от x_1 до x_2

$$P(x_1 < x < x_2) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} c y \int_{x_1}^{x_2} \frac{1}{\eta^2} \exp\left(-\frac{c^2 y^2}{2 \eta^2}\right) d\eta.$$

Произведем замену переменной, вводя

$$\chi = c y / \sqrt{2} \eta.$$

Тогда получим:

$$P_1(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\frac{cy}{\sqrt{2x}}} e^{-\chi^2} d\chi = 1 - \Phi\left(\frac{cy}{\sqrt{2x}}\right),$$

где $P_1(x)$ — функция старения.

Вероятность того, что отсчеты не будут сохраняться более какого-либо значения x соответственно равна

$$P(x) = 1 - P_1(x) = \Phi\left(\frac{cy}{\sqrt{2x}}\right). \quad (14)$$

Последнее соотношение позволяет оценивать степень достоверности (надежности) показания прибора. Ясно, что при $x=0$ $P(x)=1$, а при $x \rightarrow \infty$ $P(\infty)=0$. Таким образом, при $x=0$ и $\tau=0$ вероятность достижения границы процессом равна единице, а при $x \rightarrow \infty$ и $\tau \rightarrow \infty$, вероятность пересечения равна, естественно, нулю, что соответствует и физическим представлениям о процессе.

Для $x_1 < x < x_2$ соответственно будем иметь

$$P(x_1 < x < x_2) = \Phi\left(\frac{cy}{\sqrt{2x_2}}\right) - \Phi\left(\frac{cy}{\sqrt{2x_1}}\right). \quad (15)$$

Все вышеизложенное касается экспоненциальной аппроксимации. Однако можно предположить, что при малых апертурах процесс с достаточной точностью аппроксимируется и линейной зависимостью. Например, при достижении верхней границы

$$\xi = \xi_0 + \alpha t, \quad \dot{\xi} = \alpha.$$

Из условия $\xi_0 + \Delta = \xi_0 + \alpha\tau$ следует, что $\alpha = \Delta/\tau$ или $\dot{\xi} = \Delta/\tau$. Тогда:

$$\bar{p}_1(\tau) = W_1\left(\frac{\Delta}{\tau}\right) \left| \frac{d\xi}{d\tau} \right| = \frac{\Delta}{\sqrt{2\pi} \sigma_1 \omega_1 \tau^2} \exp\left(-\frac{\Delta^2}{2\sigma_1^2 \omega_1^2 \tau^2}\right).$$

Аналогичным образом совершенно идентичное выражение получается и при условии достижения нижней границы. Таким образом, общая плотность распределения времени τ будет

$$p(\tau) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{\Delta}{\sigma_1 \omega_1 \tau^2} \exp\left(-\frac{\Delta^2}{2\sigma_1^2 \omega_1^2 \tau^2}\right). \quad (16)$$

Заметим, что оно получается из (12) при $c=1$. Вводя прежние безразмерные переменные, будем иметь:

$$z = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{y}{x^2} \exp\left(-\frac{y^2}{2x^2}\right). \quad (17)$$

Выражение (17) также отличается от (13) множителем c при y и его можно привести к виду (17) введением $y_1 = cy$. Таким

образом, все вышесказанное справедливо и по отношению к (17). Все кривые $z=f(x, y)$ в данном случае будут иметь такой же вид. Единственное отличие заключается в том, что местоположение точки максимума $\tilde{x}_{\text{макс}}$ смещается вправо, причем $x_{\text{макс}}/\tilde{x}_{\text{макс}}=c=\ln 2 < 1$, а величина $\tilde{z}_{\text{макс}}$ уменьшается в c раз, ибо $\tilde{z}_{\text{макс}}=cz_{\text{макс}}$. Соответствующая вероятность

$$P(\varphi) = \Phi(\varphi), \quad (18)$$

где $\varphi = y/\sqrt{2} x$.

Все сделанные выше замечания относятся и к формуле (18).

Заметим, что весь анализ проводится в безразмерных переменных. Для перехода к размерным величинам нужно располагать сведениями о значении ω_1 и σ_1 и должна быть задана апертура Δ . Тогда для интересующего нас значения τ^* имеем $x^* = \omega_1 \tau^*$, а по Δ и σ_1 определяем $y^* = \Delta^*/\sigma_1$ и соответственно $\varphi^* = y^*/\sqrt{2}x^*$. По φ^* из таблиц интеграла вероятности находим численное значение $P(\varphi^*)$.

Подчеркнем, что определенная по формуле (14) вероятность характеризует степень достоверности получаемой информации, что по смыслу эквивалентно времени пребывания процесса в пределах одной апертуры в течение времени, меньшего или равного некоторого задаваемого τ_0 критического. Величина τ_0 может быть трактована как частота опроса.

Поясним конкретно, как с помощью изложенных выше соображений и формул может быть реализована на практике процедура оценки точности показаний прибора. Прежде всего должна быть задана величина τ_0 . Величины ω_1 и σ_1 , характеризующие средние квадратические частоту и отклонение реального процесса, должны быть известны. Формула (14) может быть записана в виде

$$P(\varphi) = \Phi(\varphi),$$

где

$$\varphi = \frac{cy}{\sqrt{2}x} = \frac{c\Delta}{\sqrt{2}\omega_1\sigma_1\tau_0}.$$

Задавая обеспеченность, например, $P=0,95$ по таблице интегралов вероятности находим соответствующее значение $\varphi_{95\%} = 1,39$. Тогда, поскольку $c=\ln 2$, то

$$1,39 = \frac{\Delta \ln 2}{\sqrt{2}\omega_1\sigma_1\tau_0}.$$

Отсюда

$$\Delta = \frac{1,39\sqrt{2}\omega_1\sigma_1\tau_0}{\ln 2} = 2,83\omega_1\sigma_1\tau_0.$$

Если принять линейную аппроксимацию, то $c=1$ и соответственно $\Delta=1,96\omega_1\sigma_1\tau_0$. В общем случае, имея в виду, что обес-

печенностью можно задаваться любой, рабочую формулу можно записать в виде

$$\Delta = A \omega_1 \sigma_1 \tau_0,$$

где A зависит от выбранной обеспеченности и значения c .

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бендат Д., Пирсол А. Изменение и анализ случайных процессов.— М.: Мир, 1971.— 408 с.
2. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника.— М.: Сов. радио, 1966.— 678 с.

СОДЕРЖАНИЕ

В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев. Оптимальные межповерочные интервалы для метеорологических приборов	3
В. Ю. Окоренков. Новый подход к решению многоцелевых задач оптимального управления и прогнозирования метрологической надежности средств измерений	10
В. Ю. Окоренков. Разработка и обоснование теоретических моделей процессов, определяющих изменение метрологической надежности средств измерений	24
В. Ю. Окоренков. Численный прогноз и оптимальное управление метрологической надежностью средств измерений	40
В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев. Расчетный метод контроля погрешности средств измерений	67
Ю. В. Роголев, Н. П. Фатеев, В. Ф. Фомин. Проверка средств измерений скорости ветра на месте эксплуатации по методу «достаточного эксперимента»	70
В. Ф. Фомин. Метод проверки метеорологических приборов в естественных условиях	77
Б. Л. Кожевников. Влияние атмосферного давления на надежность метеорологических средств измерений	82
Б. Л. Кожевников. Влияние температурных воздействий атмосферы на надежность метеорологических приборов	89
Б. Л. Кожевников. Оценка влияния фазовых переходов атмосферной влаги на метеорологические приборы	95
Б. Л. Кожевников, Н. П. Фатеев, В. Ф. Фомин. Контроль метрологических характеристик метеорологических средств измерений, применяемых в аэропортах	103
Б. Л. Кожевников, Г. И. Тетерев. Влияние погрешности прибора на результат измерения	105
С. М. Персин, Е. В. Романов, Л. А. Щепановская. Измерительный преобразователь пульсаций влажности воздуха	109
С. М. Персин, Н. Г. Поликахина, Л. А. Щепановская. Устройство для получения турбулентных потоков	118
Б. Я. Толстов. Оценка точности измерительной аппаратуры на основе функции старения информации	124

К сведению читателей

В сборнике Трудов ГГО, вып. 432, в состав авторского коллектива статьи «Методы проверки автоматических станций с применением подвижных поверочных лабораторий» (стр. 18—29) следует включить **Г. П. Резникова**.

Соответствующее исправление необходимо внести в реферат к статье.

Труды ГГО, вып. 476

МЕТРОЛОГИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ И ВОПРОСЫ ПОВЕРКИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ АППАРАТУРЫ

Редактор Н. С. Смирнова. Технический редактор М. И. Брайнина. Корректор Л. И. Хромова

Н/К. Сдано в набор 07.12.84. Подписано в печать 29.04.85. М-22376. Формат 60×90^{1/16}. Бумага тип. № 1. Гарнитура литературная. Печать высокая. Печ. л. 8,5. Кр.-отт. 8,75. Уч.-изд. л. 9,40. Тираж 520 экз. Индекс МОЛ-229. Заказ № 789. Цена 65 коп. Заказное. Гидрометеониздат. 199053. Ленинград, 2-я линия, 23.

Сортавальская книжная типография Государственного комитета Карельской АССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. 186750. Сортавала, ул. Карельская, 42