

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ КОМИТЕТ СССР
ПО ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИИ И КОНТРОЛЮ
ПРИРОДНОЙ СРЕДЫ

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

Выпуск

465

МЕТРОЛОГИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ
И ВОПРОСЫ ПОВЕРКИ
МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ АППАРАТУРЫ

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



ЛЕНИНГРАД ГИДРОМЕТЕОИЗДАТ 1982

06

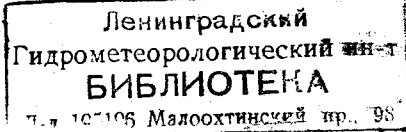
Т 78

Работы по метрологическому обеспечению метеорологических измерений: результаты исследований и аттестации образцовых средств измерений; анализ погрешности поверки приборов, влияния на них окружающей среды и других внешних условий эксплуатации; вопросы методики измерений и оценки погрешностей сличений их в динамическом режиме; разработка и обоснование методики расчета и прогнозирования параметров метрологической надежности метеорологических приборов.

Предназначен для специалистов, работающих в области метеорологических и геофизических измерений, а также для преподавателей, аспирантов и студентов вузов и гидрометтехникумов.

The publication includes the works on metrological support of meteorological measurements. They give the results of investigations and certification of standard measuring means; analyse instrument calibration errors, the effect of environment and other external operation conditions, examine procedures for measuring and estimating the errors of their comparisons in dynamic regime. Some papers deal with developing and basing the technique for calculation and forecast of the metrological reliability parameters of meteorological instruments.

The publication is intended for specialists dealing with meteorological and geophysical measurements. It could be useful for instructors, post-graduates and students of hydrometeorological institutes and technical schools.



1903040000-124
М 069(02)-82 55-81(2)

© Главная геофизическая обсерватория
им. А. И. Воейкова (ГГО), 1982 г.

ГГО
31842

В. Ю. Окоренков, Н. Н. Фатеев

ОПТИМАЛЬНЫЕ СТРАТЕГИИ УПРАВЛЕНИЯ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТЬЮ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ И ИХ ПРАКТИЧЕСКОЕ ПРИМЕНЕНИЕ

Поведение средств измерений (СИ) в процессе их эксплуатации оценивается по результатам измерений и поверок. Так как это единственная явная информация о состоянии СИ, то естественно стремление к определению стратегии управления их надежностью в виде явной функции измерений и, очевидно, предыдущих управлений. Предыдущие управления также являются функциями измерений, а потому мы будем представлять управление в виде явной функции от измеренных данных:

$$U_k = \Psi(z^{k-\nu}), \quad \nu > 0.$$

Неотрицательный параметр ν включен для того, чтобы показать, что управление U_k можно сформулировать как функцию некоторого подмножества данных, полученных в прошлом [1].

Форма оптимальных законов управления надежностью зависит от качества и характера статистической информации о параметрах метрологической надежности СИ, которые включают не только результаты измерений (аттестации в текущий момент времени), но также и априорную информацию о системе (потоках отказов и т. д.).

Особый интерес представляют две ситуации, имеющие место при $\nu=0$ и $\nu=k$. Первая ситуация соответствует стратегии управления для замкнутого контура, а вторая — для разомкнутого. При введении новых СИ априорная информация об их поведении в процессе эксплуатации отсутствует, т. е. неизвестна эволюция переходов множества состояний, определяющих изменение метрологической надежности приборов во времени. Поэтому основной информацией являются результаты измерений и аттестации СИ в текущий момент времени. Вторая ситуация соответствует наличию

указанной выше априорной информации за предшествующий срок эксплуатации СИ.

При стратегии разомкнутого типа управление целиком определяется с помощью априорной модели процесса эксплуатации СИ или модели самого СИ, включающей статике начальных условий. Результаты измерений здесь не используются. При стратегии замкнутого типа управление целиком определяется с помощью результатов измерений в текущий момент времени. Промежуточный вариант управления представляет собой стратегию, называемая оптимальной размыкаемой связью. При этом получаются результаты, которые отличаются от результатов как разомкнутой, так и замкнутой стратегии.

Различие этих трех типов стратегий основано на различной информации, которую можно использовать при управлении или поиске алгоритма управления, например алгоритма проверок (регулировок, ремонтов и т. д.). Для стратегии с разомкнутым контуром не используется обратная связь модели состояния системы СИ с результатами измерений. При стратегии с размыкаемой обратной связью используются результаты измерений, полученные до текущего момента, но не предполагается использование информации о состоянии СИ в дальнейшем. И, наконец, при стратегии замкнутого контура предполагается использование обратной связи во всем процессе управления.

В задачах оптимального детерминированного управления ограничения на СИ и цели могут быть очень сложными и должны быть представлены в явном виде (например, ограничения на энергию управления или ограничения типа неравенства на состояние).

Задача оптимального управления в общем виде формулируется таким образом, чтобы все ограничения и цели явно или неявно входили в критерий качества. Формирование стратегии управления метрологической надежностью СИ в каждый момент времени определяется путем минимизации заданной функции переменных состояний. В предлагаемой статье будет рассмотрена стратегия управления метрологической надежностью СИ, представленная в виде неравенств на возможные состояния. В качестве обобщенного критерия метрологической надежности будем использовать критерий доли СИ, находящихся в некоторых возможных состояниях, $\alpha_i(t) = n_i(t)/N_i(t)$, где $n_i(t)$ — количество СИ, находящихся в i -м состоянии в момент времени t ; $N_i(t)$ — количество СИ, находящихся в эксплуатации в момент времени t . Для практического использования указанного критерия необходимо сформировать матрицу возможных состояний СИ и их переходов друг в друга. Очевидно, что количество состояний СИ в общем случае представляет собой некое пространство состояний $\Omega_{\alpha_i(t)}$. Исходя из специфики эксплуатации СИ, а также из анализа наиболее общих форм состояний СИ и их переходов, можно предложить матрицу переходов состояний (алгоритм переходов), которая для различных конкретных типов СИ может трансформироваться, сохраняя наиболее общие

формы состояний. Количество этих форм может быть различным в зависимости от специфики эксплуатации СИ, а также от возможности количественного представления состояния СИ.

Состояние	Возможный переход			
	1	2	3	4
1. Работоспособное состояние	//	×	×	×
2. Метрологический отказ		//	×	×
3. Состояние поверки	×	×	//	×
4. Состояние ремонта	×	×	×	//

Исходя из сформулированной выше стратегии управления метрологической надежностью задача управления может быть сформулирована в следующем виде:

$$\min_{\mathbf{X} \in \mathbb{R}^n} E[\alpha_i(\mathbf{X})];$$

$$\alpha_i(\mathbf{X}) \leq \alpha_0; \quad E[C(\mathbf{X})] \leq C_0.$$

где \mathbf{X} — вектор управляемых параметров; C_0 — средние допустимые затраты; α_0 — заданный уровень метрологической надежности; i — количество состояний СИ, $i=1, 2, 3, 4$.

Из вышеизложенного ясно, что выбор оптимальной стратегии управления метрологической надежностью должен определяться эволюцией состояний СИ в процессе их эксплуатации, которая определяется физическими процессами, вызывающими различные типы отказов. К числу основных физических процессов, определяющих изменение метрологической надежности СИ, можно отнести процессы: приработки, старения, износа. Из анализа динамики развития и проявления указанных процессов можно сделать вывод о том, что выбор оптимальной стратегии управления метрологической надежностью должен определяться в зависимости от срока службы СИ, т. е. динамикой развития процессов, определяющих метрологическую надежность. Действительно, на начальных этапах эксплуатации СИ, когда процесс приработки полностью доминирует над процессами старения и износа (они еще не развились) и определяет внутреннюю нестабильность СИ, что проявляется в возникновении внезапных метрологических отказов, оптимальной стратегией будет стратегия управления по замкнутому контуру. Далее, по мере развития процессов старения и износа, которые все более точно определяют параметры общей модели изменения метрологической надежности СИ, оптимальной стратегией будет уже стратегия с оптимально размыкаемой обратной связью. Наконец, в период проявления процесса износа оптимальной стратегией будет стратегия разомкнутого контура, т. е. основными процессами, определяющими изменение метрологиче-

ской надежности, будут внутренние процессы, модели которых уже сформировались в процессе эксплуатации СИ.

Таким образом, эволюция оптимальности стратегий управления определяется динамикой развития физических процессов, обуславливающих изменения метрологической надежности СИ во времени, и зависит от срока службы СИ. Например, в период проявления процесса приработки оптимальной стратегией будет та стратегия, которая позволяет выявить внезапные метрологические отказы с минимальной вероятностью брака или по крайней мере с вероятностью, не превышающей вероятность возникновения внезапных метрологических отказов в этот период.

Рассмотрим практические реализации приведенных выше стратегий управления метрологической надежностью СИ, используемых в системе Госкомгидромета, в частности стратегий управления для СИ давления.

Для начального периода эксплуатации СИ, т. е. периода проявления процесса приработки оптимальной стратегией, будет стратегия закрытого контура. Указанный тип стратегии практически реализуется на основе только результатов измерений в текущий момент времени. Действительно, процесс приработки вызывает внезапные метрологические отказы, которые возникают из-за скрытых дефектов конструкции, брака поверки и других случайных воздействий, поэтому закономерен и четко определен лишь период проявления процесса, отдельные же отказы по своему проявлению внезапны, а в целом процесс приработки нестационарен.

Вышеизложенное позволяет в качестве практической реализации указанной оптимальной стратегии предложить использовать на периоде существования процесса приработки СИ управление метрологической надежностью СИ посредством системы критического контроля результатов измерений. Такой способ позволит фактически осуществлять в системе Госкомгидромета обратную связь [2], т. е. проводить периодическую поверку СИ в указанный период только при нарушении однородности результатов измерений путем сравнения результатов измерений со среднемесячными значениями метеопараметра в конкретной точке и тем самым определить возникновение внезапного метрологического отказа СИ.

Целесообразность указанного типа стратегии определяется тем, что в указанный период влияние процессов старения и износа незначительно и не вызывает существенного изменения погрешности СИ, т. е. постепенных метрологических отказов, а главное, не нуждается в корректировке. Введение поправок в этот период эксплуатации СИ, характеризующийся наибольшей нестационарностью, явно нецелесообразно. Так, например, для ртутных барометров средняя скорость изменения систематической составляющей погрешности равна 0,009 гПа/год. При длительности периода приработки для данного вида барометров в среднем 8—13 лет это составит 0,07—0,12 гПа, что не превышает допуска на перепроверку СИ. Введение же поправок в этот период играет роль дополнительных случайных возмущений, что в дальнейшем приводит к воз-

никновению периодической составляющей систематической погрешности и большей дисперсии, а следовательно, и к потерям точности измерения давления. Целесообразность введения поправок, т. е. исключение систематической погрешности СИ с определенной доверительной вероятностью, определяется выражением

$$\Delta q = \sqrt{\frac{S^2[1 - f_p + n]}{f_p n}}$$

где n — количество измерений в серии; f_p — квантиль распределения Фишера; S^2 — дисперсия измерений в серии.

Таблица 1

Допуски на изменение поправок для СИ давления

Тип СИ	$S_{\text{пред}}$	$D[q]$	n	$f_p=0,99$	$\Delta q_p=0,99$	$f_p=0,95$	$\Delta q_p=0,95$	Δq^*
КР	0,0667	0,0044	20	0,47	0,098	0,59	0,087	0,13
ИР	0,10	0,01	10	0,34	0,177	0,47	0,150	0,20
СР-А СР-Б	0,167	0,0278	10	0,34	0,295	0,47	0,250	0,30
МБП	0,167	0,0278	5	0,21	0,392	0,34	0,304	0,30

Примечание: $S_{\text{пред}}$ — предельно допускаемое среднее квадратическое отклонение результатов измерений в серии; $D[q]$ — дисперсия результатов измерений; Δq^* — эмпирически установленное в практике эксплуатации и используемое в настоящее время.

Из табл. 1 видно, что возникновение постепенных метрологических отказов ртутных барометров в период приработки мало вероятно ($q < 0,05$). В указанный период состояние СИ характеризуется наличием различного рода переходных процессов, проявлением скрытых дефектов и вследствие этого внутренней нестабильностью. Разработка точной теоретической модели изменения метрологической надежности в этот период связана со значительными трудностями создания такой модели и возможна в достаточной мере лишь методами статистического моделирования Монте-Карло. Отсутствие, как правило, достаточного количества статистических данных о предыдущих результатах стратегии управления не позволяет в полной мере априорно задать законы распределения потоков их отказов, что создает определенные трудности при моделировании подобных потоков. Поэтому на основании вышеизложенного для периода приработки СИ представляется целесообразным рекомендовать изложенную выше стратегию управления метрологической надежностью.

Для последующих периодов эксплуатации СИ, т. е. периодов проявления процесса старения, а также износа оптимальной стратегией, очевидно, будет стратегия открытого контура. В этот период процессы старения и износа развились уже в полной мере и возникновение метрологических отказов полностью определяется этими процессами, т. е. моделью дрейфа систематической погрешности СИ во времени. Поэтому, оценив с заданной вероятностью (0,95) параметры композитной модели дрейфа над действием указанных двух процессов, достаточно, не проводя поверки СИ, корректировать их систематические погрешности расчетным методом, предварительно введя индивидуальные начальные параметры СИ в модель дрейфа, что позволит существенно повысить метрологическую надежность всего парка СИ. При этом почти полностью исключается субъективизм операторов при поверке СИ и учитывается дальнейшее развитие процессов.

Таблица 2

Таблица регрессионного анализа¹

Общая корректировка	Степень свободы	Сумма квадратов	Средний квадрат	Общее
Среднее	14	0,1066	0,008	
Регрессия	3	0,1061	0,035	
Остаток	11	0,0005	0,000	++++

Доля объясненной вариации 99,52

Коэффициенты полинома: 0,5160; 0,0290; 0,0070; 0,0003

Дисперсия и СКО оценок коэффициентов полинома: 0,000 047 00 и 0,006 90; 0,000 016 00 и 0,004 00; 0,000 003 00 и 0,000 60; 0,000 000 06 и 0,000 02

Моменты прогноза, годы	Прогноз, гПа	Дисперсия прогноза	СКО
6,0	0,075	0,000 012 1	0,0035
7,0	0,102	0,000 010 8	0,0033
8,0	0,130	0,000 009 8	0,0031
9,0	0,157	0,000 009 6	0,0031
10,0	0,182	0,000 009 8	0,0031
11,0	0,203	0,000 009 9	0,0031
12,0	0,217	0,000 009 0	0,0030
13,0	0,223	0,000 007 4	0,0027
14,0	0,219	0,000 007 9	0,0028
15,0	0,203	0,000 017 3	0,0042

¹ Партия 124 прибора, реализации № 1, модель 3, степени 3.

В первом приближении повышение метрологической надежности можно оценить не менее чем в 2—3%, что соответствует, например, для ртутных барометров типа СР-А, СР-Б безотказной работе сети целого УГКС (150 станций) без проверок и ремонтов. С помощью существующей системы критического контроля результатов измерения атмосферного давления можно легко оценить достоверность и практическую возможность применения указанной выше стратегии управления метрологической надежностью ртутных барометров экспериментальным путем на примере конкретного УГКС. Для практического осуществления приведенной выше стратегии управления метрологической надежностью ртутных барометров по выборке из 124 приборов была рассчитана модель дрейфа. Расчет производился на ЭВМ ЕС-1022. Удовлетворительные результаты описания модели дрейфа были уже получены при третьей степени полинома.

Уравнение модели имеет следующий вид:

$$|\Delta(t)| = 0,051\ 563 - 0,029\ 993t + 0,007\ 402t^2 - 0,000\ 319t^3.$$

В табл. 2 приведены стандартные параметры модели дрейфа, получаемые разработанной программой, а также точки прогноза возникновения метрологических отказов (МО) и их оценки. Из полученных результатов следует, что возникновение постепенных МО возможно на 11-й год эксплуатации (рис. 1). Очевидно, что предложенная выше стратегия управления метрологической надежностью будет справедлива только в пределах определенного

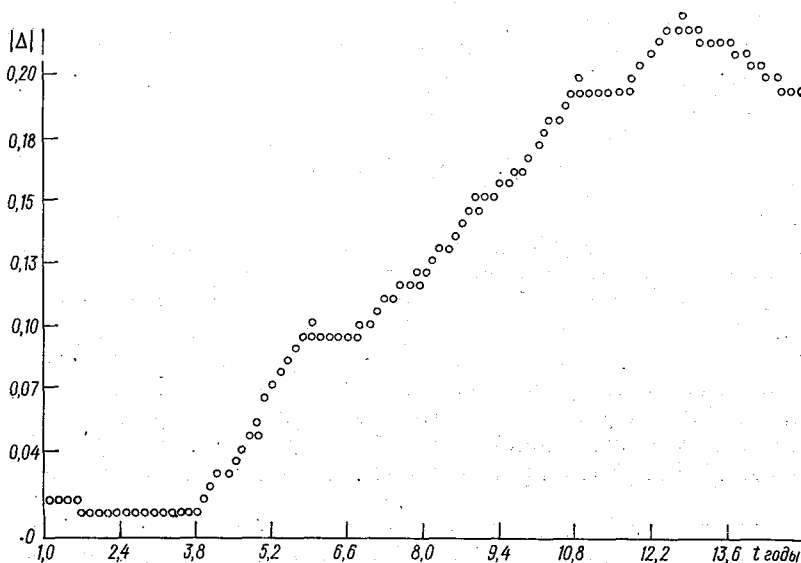


Рис. 1. Изменение систематической погрешности во времени для образцовых барометров типа КР.

периода модели дрейфа. Практически это означает, что с течением времени дисперсия случайных составляющих погрешности растет и, следовательно, достоверность прогноза модели дрейфа будет уменьшаться. Минимальная надежность модели дрейфа будет определяться динамической выборкой экспериментальных данных, в конкретном случае период выборки 16 лет; следовательно, в этих пределах возможен достаточно точный расчет корректировки систематической погрешности барометров.

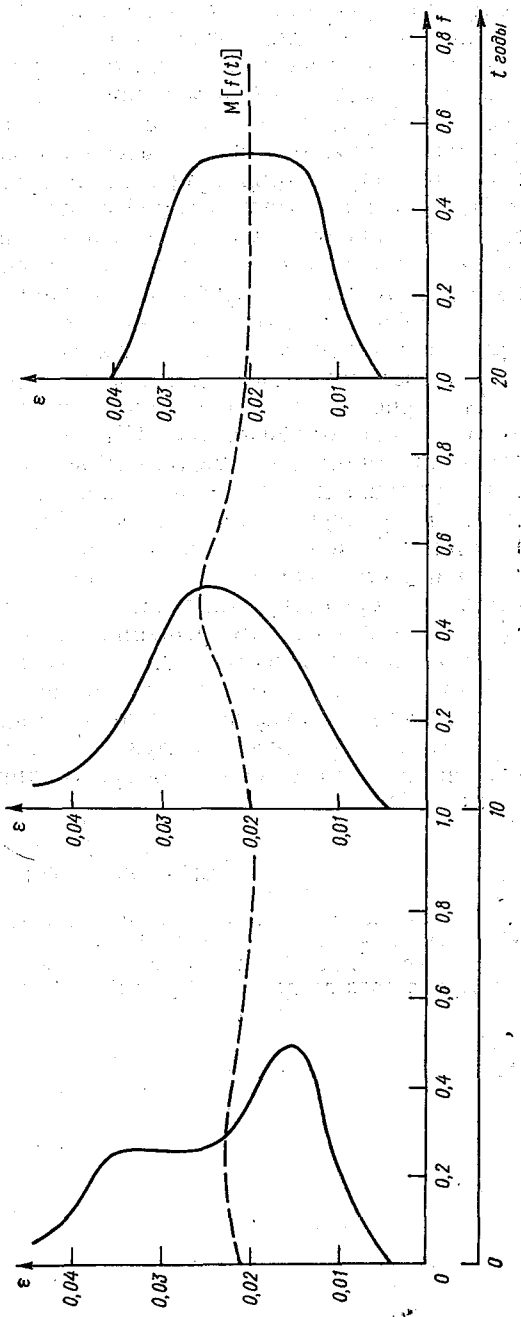
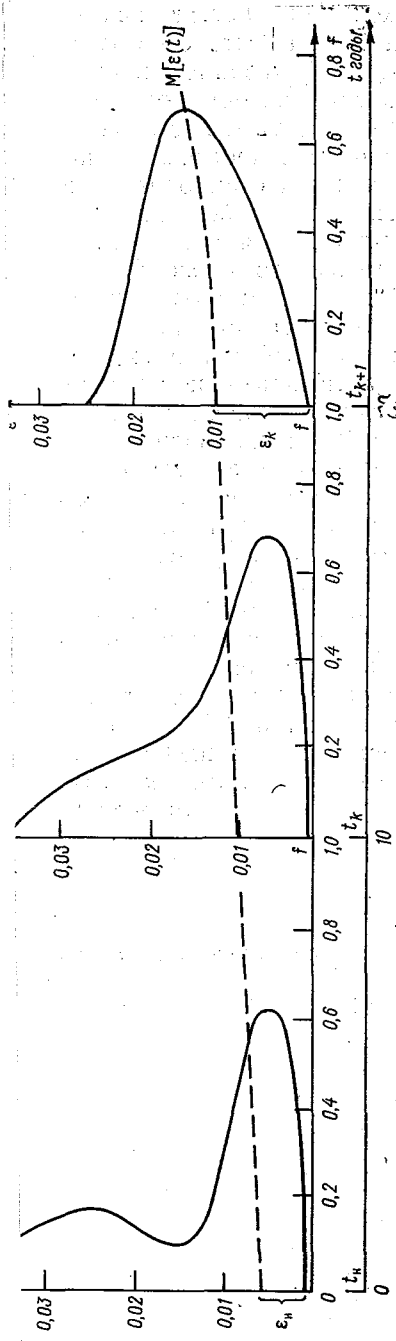
Таким образом в общем случае введение расчетной поправки должно осуществляться в год, предшествующий возникновению МО. Для дальнейшего управления метрологической надежностью СИ в общем случае стратегия управления остается прежней, т. е. стратегией открытого контура, однако после проведения первой периодической поверки СИ естественный уход погрешности СИ нарушается и поэтому необходим расчет межповерочных интервалов (МПИ) с учетом всех параметров функции управления, т. е. браков поверки I, II рода, соотношения образцовых и поверяемых СИ, погрешности поддержания заданных МПИ, модификации законов распределения погрешностей СИ во времени и т. д.

Очевидно, что как стратегия управления, так и значения МПИ не должны быть постоянными, так как математическое ожидание и дисперсия наработки на метрологические отказы существенно изменяются во времени, что закономерно отражает динамику развития физических процессов, вызывающих метрологические отказы и трансформацию законов распределения вероятности МО в процессе эксплуатации СИ. Наглядной иллюстрацией приведенных выводов служат рис. 2 и 3, на которых показано изменение математического ожидания вероятности метрологических отказов в процессе эксплуатации СИ, что позволяет сделать вывод о необходимости динамического моделирования метрологической надежности СИ.

В общем случае для расчета функции управления метрологической надежностью на период, превышающий область существования экспериментальных результатов, необходимо моделирование процесса эксплуатации СИ методом Монте-Карло, так как в этом случае необходимо лишь априорное знание законов распределения наработки до МО, которое может быть задано на начальном периоде эксплуатации СИ. Основное преимущество использования метода Монте-Карло при моделировании процесса эксплуатации СИ с целью определения оптимальной функции (алгоритма поверок) управления метрологической надежностью СИ заключается в том, что для использования этого метода достаточно лишь априорное задание вида закона наработки до МО, распределение при этом может быть произвольным. Таким образом, оптималь-

Рис. 2. Изменение (ϵ) математического ожидания вероятности метрологических отказов барометров типа СР-А и СР-Б в процессе их эксплуатации.

Рис. 3. Изменение (ϵ) математического ожидания вероятности метрологических отказов барометров типа КР в процессе их эксплуатации.



ная стратегия управления метрологической надежностью СИ на периодах приработки, старения и износа может быть сформулирована методом динамического моделирования указанных процессов, т. е. формирование стратегии управления алгоритмом проверок, возможный выбор которого зависит от текущего состояния системы, осуществляется, исходя из наличия прогностической информации каждого из процессов, степени их нестационарности, с учетом параметров процесса метрологического обслуживания. Решение выбора оптимальной стратегии управления метрологической надежностью СИ с помощью динамического программирования мы основываем на принципе оптимальности: оптимальная последовательность решений (алгоритм проверок) должна обладать свойством, что каким бы ни был начальный алгоритм, остальные модификации его должны быть оптимальны по отношению к состоянию, получающемуся в результате первого решения.

Применение этого принципа к решению задач управления метрологической надежностью СИ по существу означает использование принципа декомпозиции: вначале находятся решения подзадач управления отдельными физическими процессами, вызывающими метрологические отказы. Затем они используются для отыскания решения больших задач, т. е. для определения модели динамики развития физических процессов, вызывающих МО во времени, а по существу, динамики изменения метрологической надежности, и, наконец, для решения самой задачи управления метрологической надежностью, т. е. на основе уже полученных решений путем моделирования процесса эксплуатации СИ методом Монте-Карло имитируем эволюцию множества состояний СИ и их переходов в процессе эксплуатации с учетом как реальных параметров метрологического обслуживания, так и специфики эксплуатации СИ.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Леондес К. Т. Фильтрация и стохастическое управление в динамических системах. — М.: Мир, 1980, с. 5—30.
2. Светлова Т. П. О приложении методики объективного анализа к контролю поля давления. — Труды ГГО, 1968, вып. 230, с. 31—41.

В. В. Лячев, Н. П. Фатеев

О ДЕТЕРМИНИСТСКОМ ПОДХОДЕ К ОЦЕНКЕ ПАРАМЕТРОВ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Неуклонное возрастание требований к точности и достоверности измерительной информации, характерное для современного этапа развития метеорологических измерений [14, 15], обуславливает появление очередных, все более сложных проблем в области их метрологического обеспечения и, в частности, выдвигает на передний план проблему надежности метеорологических средств измерений.

Данная проблема отличается исключительным разнообразием возникающих при ее разработке вопросов, оптимальное решение которых, в целом, возможно лишь при комплексном использовании широкого арсенала математических методов, как общих классических, так и специальных. Однако применяемый для этой цели в настоящее время математический аппарат не обладает, о чем свидетельствует практика [6, 12], должной универсальностью и нуждается в существенном дополнении и совершенствовании. Последнее, по мнению авторов, предполагает прежде всего активное освоение и внедрение в прикладных исследованиях методов детерминированной оценки параметров надежности.

Какова же аргументация в пользу такого утверждения?

Проблема надежности метеорологических средств измерений в классификационном отношении представляется одной из конкретизаций общетехнической проблемы надежности и подобно ей при рассмотрении множества практических задач находит разрешение на основе статистических изысканий и вероятностного оценивания соответствующих показателей [1, 4, 5, 9, 16]. В метрологическом аспекте названная проблема сводится главным образом к вопросу о метрологических отказах, в анализе ситуационных прецедентов которого также безраздельно доминируют методы математической статистики и теории вероятностей [6, 7, 10, 12].

Итак, можно констатировать, что и при широком, и при узком рассмотрении проблемы подход к ее решению оказывается на се-

годня фактически одинаковым, а именно вероятностным. Но если в первом случае специфика абсолютного большинства формулируемых задач такова, что этот подход нельзя не признать единственно целесообразным, то во втором он является скорее традиционным, чем необходимым.

Действительно, при решении прикладных вопросов надежности средств измерений определение достоверных значений оцениваемых параметров не представляется возможным из-за целого ряда причин. Среди последних чаще всего отмечаются, например, такие, как недостаточность исходной информации, обилие внешних влияющих факторов, наличие неоднородных возмущающих воздействий, многовариантность регламентации решения и масштабность обобщения результатов. При рассмотрении вопроса о метрологических отказах, напротив, детализация конкретных задач, их математическое описание могут быть не только довольно полными, но и исчерпывающими. В подобных условиях предпочтительным становится не вероятностный, а детерминистский подход к решению, предполагающий получение более точных и значимых оценок параметров метрологической надежности средств измерений.

Тем не менее до сих пор, о чем упоминалось ранее, данный подход не нашел должного применения, что объясняется следующими обстоятельствами.

Во-первых, проблема метрологической надежности средств измерений сформировалась в самостоятельную научную проблему сравнительно недавно, к середине 1960-х годов, когда уже были разработаны основы теории надежности и сложился в общих чертах математический аппарат, реализуемый при анализе вопросов надежности. Соответственно вероятностные методы (методы теории вероятности и математической статистики, а затем и отдельные методы теории информации и теории массового обслуживания [5, 16]), определяющие сущность этого аппарата, и стали методами исследования метрологической надежности.

Во-вторых, будучи актуальной и притом преимущественно прикладной, новая проблема потребовала скорейшего решения многих частных практических вопросов, предварительное экспериментальное изучение которых не было, за редким исключением, скольконибудь основательным. В таких ситуациях вероятностный путь решения, как известно, незаменим, что и послужило в свою очередь предпосылкой его распространения в исследованиях метрологической надежности средств измерений в целом.

В-третьих, выдвинутая проблема оказалась не просто еще одной рядовой разновидностью проблемы надежности, с ordinarilyми задачами и способами их решения, но разновидностью своеобразной, интересной и в научном отношении. Особенности природы и проявления метрологических отказов, их существенное отличие от отказов неметрологических, а также некоторые другие факторы, отражающие специфику вопросов метрологической надежности [7, 10], обусловили необходимость обособленного тео-

ретического рассмотрения последних. Обнаруженная при этом недостаточность традиционного вероятностного аппарата, в частности трудности математического описания совокупности распределенных во времени внезапных, перемежающихся и постепенных метрологических отказов как нестационарного случайного процесса [12], предопределили разработку в дополнение к имеющимся оригинальных вероятностных методов анализа. В результате вероятностный подход к решению вопросов надежности здесь не только утвердился в качестве основного, но и получил свое дальнейшее развитие.

В-четвертых, поставленной проблемой предусмотрено целенаправленное изучение метрологических отказов как сверхпредельных (выше допустимой нормы) проявлений погрешностей средств измерений. Подобное исследование ориентировано главным образом на оценивание полных погрешностей, которые в общем, с учетом их случайных компонентов, представляются произвольно изменяющимися величинами [3]. Это, естественно, обеспечило предпочтительность употребления вышеупомянутых вероятностных методов при решении абсолютного большинства конкретных задач, в том числе и таких, где объем исходного статистического материала весьма значителен.

Наконец, в-пятых, разработка проблемы метрологической надежности средств измерений осуществлялась в условиях явного дефицита сведений именно метрологического характера, что, кстати, наблюдается еще и сегодня. Здесь оказались, с одной стороны, малоудовлетворительное состояние и сравнительно слабая динамика развития теоретической базы в части исследования отдельных вопросов метрологии, имеющих непосредственное отношение к проблеме (например, фрагментарность анализа систематических погрешностей измерительной аппаратуры, несовершенство оценки ее стабильности и т. д.), и, с другой — отсутствие до недавнего времени централизованного оперативного обеспечения специалистов информацией (типа реализуемого на АСНТИ) по метрологии, в особенности данными о результатах изучения метрологических свойств измерительных устройств. Оба названных фактора, а также предполагаемая в некоторых случаях недостаточная метрологическая компетентность — личный фактор — заметно ограничили возможности использования детерминистского подхода к решению вопросов надежности.

Таким образом, целый ряд объективных и субъективных обстоятельств послужил подоплекой длительного безальтернативного господства вероятностных методов в исследовании метрологической надежности средств измерений. Но к настоящему моменту, когда первостепенное значение приобретает уже не собственно правильное оценивание параметров надежности, а их верное прогнозирование, нецелесообразность сохранения подобного положения становится все более очевидной.

Правда, как и прежде, универсальная применимость остается бесспорным достоинством вероятностного пути решения, научным

обоснованием которого является общепринятая гипотеза о статистической диффузной природе процессов возникновения метрологических отказов [11]. Однако при рассмотрении конкретных задач этот путь, включающий в общем обработку исходного эмпирического материала (способами регрессионного или дисперсионного анализа) и, далее, создание математической модели, достаточно полно описывающей упомянутые процессы, не гарантируют желательную точность прогноза метрологической надежности средств измерений.

Последнее неслучайно, поскольку при всей сложности и трудоемкости вероятностный путь решения предусматривает лишь констатацию обобщенного вида композитного распределения искомой величины и подбор для него подходящего аппроксимирующего выражения, но не имеет обязательной целью интерпретацию полученных результатов. В итоге, как правило (что, впрочем, справедливо и для исследований по надежности в целом [4, 6, 12]), оказывается нераскрытой физическая сущность модулируемых процессов. Это соответственно делает малоэффективным долгосрочное прогнозирование метрологических отказов, а данные кратковременных прогнозов вынуждает учитывать исключительно в вероятностном статистическом аспекте.

Противоположный в своей основе детерминистский подход к оценке параметров метрологической надежности предполагает нахождение их значений по характеристикам определенно установленного, теоретически обоснованного закона проявления погрешностей измерительной аппаратуры. И хотя источником первичной информации здесь остается та же практика измерений, анализ экспериментального материала изменяется как по целевому назначению, так и по способу реализации и позволяет в конечном счете выявить конкретный, метрологически апробированный вид временных зависимостей отдельных, различных по природе компонентов результирующей погрешности. Последующий синтез подобных, аргументированных с научных позиций функций (большой частью элементарных) обеспечивает получение не только удачной, но и состоятельной аппроксимации упомянутого искомого закона, что, естественно, и предопределяет основательность прогноза метрологической надежности средств измерений в этом случае.

Разумеется, предпочтительность использования детерминистского пути решения обнаруживается достаточно явно лишь в таких задачах, где вышеназванный анализ представляется весьма совершенным и корректность его выводов не вызывает сомнения. Последнее соответствует действительности, когда анализ базируется на правильном в качественном и количественном отношении выборе составляющих результирующей погрешности и сводится к проверке, а затем подтверждению достоверности исходных гипотез об их природе и функциональном выражении. Другими словами, точность анализа, а в итоге достоинства детерминированной оценки параметров надежности в значительной степени определяются

уровнем проработки метрологической основы принимаемого варианта аппроксимации.

Данное обстоятельство заслуживает более детального рассмотрения, ибо отражает узловой вопрос предлагаемой далее методики решения задач по метрологической надежности измерительной аппаратуры. Существо упомянутого вопроса состоит в том, что при графоаналитическом исследовании реализации метрологических отказов подбираемая аппроксимация должна не только представлять собой близкую к ней по виду кривую, имеющую полное математическое описание, но и быть совокупным отображением компонентов, поддающихся четкой метрологической атрибуции.

Фактически каждый из таких компонентов раскрывается как временная зависимость одной (либо нескольких однородных) из разновидностей инструментальных погрешностей, чьим эквивалентным выражением является обычно [3, 8, 9] та или иная элементарная функция. Известное многообразие подобных функций [2, 5] обуславливает неоднозначность решения разбираемого вопроса, в результате чего при проведении анализа обнаруживается оперативная свобода, находящая верное использование лишь при достаточно высокой метрологической компетентности исследователя. Поэтому здесь весьма полезной оказывается в общем случае приводимая ниже информация справочного характера, содержащая сведения об основных типах функций, которые, о чем свидетельствует опыт, необходимо учитывать в первую очередь при изучении метрологических отказов средств измерений.

К числу указанного типа функций относятся:

— функция — постоянная величина (график — прямая, параллельная оси времени), представляющая, к примеру, погрешность аттестации метеорологических приборов по отношению к их межповерочным интервалам либо метрологический отказ, вызванный разрывом измерительной цепи;

— линейная функция (график — прямая, проходящая, в частности, при прямой пропорциональности через начало координат), отражающая нестабильность коэффициента преобразования у разного вида датчиков, усилителей, регистрирующих устройств, а также прогрессивные погрешности многих мер, в том числе плиток и гирь, и погрешности из-за постепенного разряда нормальных элементов и аккумуляторных батарей;

— дробно-линейная функция (график — равноугольная гиперболола, имеющая асимптотами в случае обратной пропорциональности оси координат), раскрывающая временную зависимость погрешностей ряда модификаций мостовых измерительных электросхем, некоторых масштабных преобразователей, приборов для измерения давления и влажности, отдельных вариантов передаточных механизмов индикаторов;

— степенная функция (график — парабола, исходящая из начала координат, или кривая гиперболического типа с асимптотами — осями координат), выражающая изменение с течением времени точности линейных потенциометров, определенных кинема-

тических измерительных цепей и специфику погрешностей схемы у большинства актинометрических приборов, аспирационных психрометров, дистанционных измерителей давления и значительной части электрических преобразователей с сосредоточенными параметрами;

— показательная и логарифмическая функции (графики — показательная кривая и логарифмика), отображающие нестабильность свойств инструментальных материалов, например процесс старения манганина, ртути или так называемый «рост» плиток, и систематических погрешностей термисторов, ветроизмерительных и радиометрических приборов, преобразователей метеорологической дальности видимости, разнообразных измерительных устройств с полупроводниковыми элементами;

— тригонометрические и обратные тригонометрические функции (графики — синусоида, косинусоида, тангенсоида и т. д.), описывающие временные флуктуации погрешностей схемы многих видов оптико-механических средств измерений, рычажно-зубчатых индикаторов, измерительных головок, деформационных манометров, барографов, анеморумбометров, а также изменчивость характеристик колебательных контуров электроцепей, износ сопряженных элементов кинематических пар измерителей, проявление периодических погрешностей в отсчетных устройствах с круговой либо иной подобной — типа спирали Архимеда — шкалой.

Несомненно, в конкретных случаях проведения графоаналитического исследования, помимо перечисленных, потенциально применимыми окажутся и другие типы функций [2]. Однако свободное использование множества сравнительно редко реализуемых зависимостей препятствует осуществлению целесообразной здесь унификации способов анализа. Поэтому, по мнению авторов, необходимость употребления таких специфических, а не вышеуказанных обычных, притом элементарных, функций должна быть всякий раз достаточно обоснована.

В методическом аспекте детерминистский путь решения задач по метрологической надежности не требует пространного комментария. Отдельные же замечания, поясняющие главные его особенности, сводятся к следующему.

1. Основными постулатами детерминистского подхода предусматривается:

— допущение об абсолютном доминировании систематических составляющих в погрешностях средств измерений, что справедливо в значительной мере для измерительной аппаратуры в целом, а свойственно в наибольшей степени образцовым измерительным устройствам, предназначенным для выполнения обыкновенных измерений [3, 13];

— допущение об объективной природе исследуемых метрологических отклонений, т. е. признание их отказами, имеющими место при правильной эксплуатации измерительной аппаратуры.

2. Последовательными этапами названного пути решения являются:

— обработка первичного статистического материала известными методами с получением материалов, обобщенно представляемых в виде исходной для дальнейшего анализа кривой;

— выбор (из числа вышеназванных функций) предполагаемых компонентов искомой аппроксимации кривой, обоснованных с позиций метрологии и теории точности измерительных устройств;

— графоаналитическое исследование, включающее необходимое уточнение выбора функциональных компонентов, конкретизацию их выражения и нахождение окончательной аппроксимации исходной кривой;

— определение значений параметров метрологической надежности расчетным или графическим способом на основе выявленного математического представления закона распределения метрологических отказов.

3. Достоверность итоговых оценок принимается равной достоверности оценки погрешности аттестации средств измерений, что вполне приемлемо, так как модуль последней вводится в расчеты как поправка, учитывающая проявление при метрологических отказах случайных погрешностей.

Изложенная в общих чертах настоящая методика может быть использована не только при решении прикладных задач, но и при теоретической проработке вопросов метрологической надежности. При этом, очевидно, эффективность ее применения будет тем выше, чем более однородными и объемными окажутся массивы первичной информации. В заключение можно сделать следующие выводы:

1. Детерминистский подход к решению вопросов метрологической надежности принципиально осуществим и при определенных условиях предпочтителен. Его реализация существенно расширяет возможности математического аппарата, предназначенного для оценки параметров надежности.

2. Предложенные методика и соответствующий справочный материал позволяют практически использовать детерминистский путь решения задач по метрологической надежности измерительной аппаратуры.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Барлоу Р., Прошан Ф. Математическая теория надежности. — М.: Советское радио, 1969.

2. Бронштейн И. Н., Семендяев К. А. Справочник по математике. — М.: Техиздат, 1956.

3. Бурдун Г. Д., Марков Б. Н. Основы метрологии. — М.: Изд-во стандартов, 1975.

4. Герцбах И. Б., Кордонский Х. Б. Модели отказов. — М.: Советское радио, 1966.

5. Гнеденко Б. В., Беляев Ю. К., Соловьев А. Д. Математические методы в теории надежности. — М.: Наука, 1965.

6. Дружинин Г. В. Надежность автоматизированных систем.— М.: Энергия, 1977.
7. Зеленцов Б. П., Резник К. А., Шилов А. М. Обоснование межповерхностных интервалов.— Измерительная техника, 1979, № 3.
8. Иванцов А. И. Основы теории точности измерительных устройств.— М.: Изд-во стандартов, 1972.
9. Коротков В. П., Тайц Б. А. Основы метрологии и теории точности измерительных устройств.— М.: Изд-во стандартов, 1978.
10. Лабунец В. С. и др. Методика нормирования, оценки и контроля метрологической надежности электроизмерительных приборов.— Метрология, 1977, № 2.
11. Меламедов И. М. Физические основы надежности.— Л.: Энергия, 1970.
12. Новицкий П. В. Задачи обеспечения метрологической надежности средств измерений.— Измерительная техника, 1977, № 2.
13. Рабинович С. Г. Погрешности измерений.— Л.: Энергия, 1978.
14. Трохан А. М. Метрология в исследованиях Мирового океана. Измерительная техника, 1977, № 11.
15. Фатеев Н. П. Проверка метеорологических приборов.— Л.: Гидрометеоиздат, 1975.
16. Шор Я. Б. Статистические методы анализа и контроля качества и надежности.— М.: Советское радио, 1962.

*Н. П. Фатеев, Б. В. Куров, А. Я. Ривлин,
Ю. В. Роголев*

ИССЛЕДОВАНИЕ ОБРАЗЦОВОГО ТЕРМОАНЕМОМЕТРА

Для измерения скорости потока в аэродинамических трубах (АТ) обычно используются косвенные методы, основанные на зависимости скорости воздушного потока от динамического давления, которое может быть измерено непосредственно с помощью напорной трубки и микроанемометра. Однако в диапазоне малых скоростей (2 м/с) погрешность в измерении скорости потока в АТ этим методом велика и может достигать 50% и более в зависимости от класса точности применяемого микроанемометра. В связи с этим для целей аттестации аэродинамических труб в диапазоне 0,5—5 м/с был разработан специальный термоанемометр, позволяющий более точно измерять среднюю скорость и интенсивность пульсаций скорости потока воздуха. В основу действия термоанемометра положена известная зависимость электрического сопротивления нагретого проволочного чувствительного элемента измерительного преобразователя от скорости набегающего потока. Градуировочная кривая такого термоанемометра нелинейна и может быть описана выражением

$$I^2 = A + B\sqrt{v}, \quad (1)$$

где I — ток, нагревающий чувствительный элемент ИП, v — скорость потока в м/с; A и B — постоянные, характеризующие физические свойства чувствительного ИП.

Для определения и нормирования метрологических характеристик термоанемометра был проведен комплекс исследований в двухсопловой образцовой АТ [1, 2]. При этом определялись: диапазон измерения средней скорости потока; предельная погрешность измерения средней скорости потока; порог различения (уровень шума) термоанемометра; амплитудно-частотные характеристики; диапазон измерения интенсивности и предельной погрешности измерения интенсивности пульсаций скорости; стабильность показаний термоанемометра.

Для определения диапазона измерения средней скорости потока и предельной погрешности измерения средней скорости в образцовой трубе устанавливались скорости потока от нижнего предела измерения 0,5 м/с до верхнего предела 7,0 м/с через 0,2, 0,5

Таблица 1

Значения предельных погрешностей термоанемометра в зависимости от скорости в двухсопловой трубе

$v_{ист}$ м/с	U_{cp} В	$S(\Delta)_d$ %	$v_{ист}$ м/с	U_{cp} В	$S(\Delta)_d$ %
0,5	1,937	0,16	2,5	2,296	0,20
0,6	1,975	0,28	3,0	2,358	0,26
0,8	2,025	0,24	3,5	2,403	0,20
1,0	2,063	0,27	4,0	2,450	0,10
1,2	2,110	0,22	4,5	2,500	0,20
1,5	2,162	0,29	5,0	2,540	0,15
1,8	2,208	0,29	6,0	2,607	0,14
2,0	2,238	0,29	7,0	2,668	0,20

и 1,0 м/с. На каждой из задаваемых отметок диапазона производилось по 10 измерений напряжения с выхода термоанемометра и бралось его среднее значение U_{cp} . Результаты эксперимента представлены в табл. 1.

Среднее квадратическое отклонение результата измерения $S(\Delta)_d$ в процентах рассчитывалось по формуле

$$S(\Delta)_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{i=10} \left(\frac{v_i - v_{ист}}{v_{ист}} \right)^2}{n(n-1)}} \cdot 100, \quad (2)$$

где v_i — значение скорости потока, соответствующее i -му измерению на исследуемой отметке диапазона; $v_{ист}$ — истинная скорость, задаваемая в двухсопловой трубе; n — количество измерений на исследуемой отметке диапазона ($n=10$).

При проведении эксперимента принималось, что предельная погрешность установки скорости в образцовой АТ составила

$\Delta_d = 2\%$. Тогда полная предельная погрешность измерения термоанемометром средней скорости потока, с учетом Δ_d , рассчитывалась по формуле

$$\delta_{\pi} = \sqrt{4[S(\Delta)_d]^2 + \Delta_d^2} = \sqrt{4 \cdot 0,3^2 + 2^2} = 2,1 \%. \quad (3)$$

Таким образом, термоанемометр имеет предельную погрешность измерения средней скорости потока в диапазоне от 0,5 до 7,0 м/с, не превышающую $\delta_{\pi} \leq 2,1 \%$.

Определение порога различия (уровня шума) производилось с помощью милливольтметра (ВЗ-40), подключенного к выходу термоанемометра. Для сведения к минимуму паразитных потоков внутри образцовой двухсопловой АТ отверстия ее закрывались. После приведения в действие термоанемометра на его выходе измеряется переменное выходное напряжение U_{\sim} . Для перерасчета U_{\sim} в эквивалентное значение интенсивности пульсаций скорости потока $\varepsilon_{\text{ЭКВ}}$ в процентах применялась формула

$$\varepsilon_{\text{ЭКВ}} = \frac{4U_{\sim}U_v}{U_v^2 - U_0^2} \cdot 100, \quad (4)$$

где U_{\sim} — измеренное переменное напряжение, равное $U_{\sim} = 0,2$ мВ; U_0 и U_v — постоянные выходные напряжения при скоростях 0 и 2 м/с. Для конкретного опытного образца электроанемометра рассчитанное по (4) значение $\varepsilon_{\text{ЭКВ}}$ составило

$$\varepsilon_{\text{ЭКВ}} = \frac{1 \cdot 0,2 \cdot 10^{-3} \cdot 2,238}{2,238^2 - 1,6^2} \cdot 100 \% = 0,073 \%.$$

Таким образом, термоанемометр имеет уровень шума, не превышающий сигнала интенсивности (полезного сигнала) $0,073\%$ при скорости потока 2 м/с.

Определение амплитудно-частотных характеристик (АЧХ) производилось на скоростях потока 1 и 7 м/с. Измерительный преобразователь термоанемометра устанавливался на срезе сопла аэродинамической трубы в зоне с минимальной интенсивностью турбулентных пульсаций задаваемого потока. На вход измерительного преобразователя подключался генератор ГЗ-41 и устанавливалось его выходное напряжение 5—9 В. На вход «внешняя модуляция» генератора ГЗ-41 подавалось напряжение с генератора ГЗ-104. При этом на выходе генератора ГЗ-104 устанавливалась частота $f = 63$ Гц. Коэффициент модуляции напряжения генератора ГЗ-41 устанавливался регулировкой выходного напряжения генератора ГЗ-104, подключенного к нему, в пределах $m = 10 \dots 30 \%$. При измерениях необходимо поддерживать неизменный коэффициент модуляции и выходное напряжение генератора ГЗ-41, причем частота его на выходе может быть произвольной в пределах 1,5—4,0 МГц.

В процессе измерения устанавливаются скорости потока 1 и 7 м/с, на этих скоростях производилось измерение перемен-

ного напряжения при различных задаваемых частотах с выхода генератора ГЗ-104. Неравномерность АЧХ (γ) рассчитывается по формуле

$$\gamma = 20 \lg \frac{U_{\sim f}}{U_{f=63}}, \quad (5)$$

где U_f — переменное выходное напряжение термоанемометра при определенной частоте модуляции; $U_{f=63}$ — переменное выходное напряжение термоанемометра при частоте модуляции $f=63$ Гц. Результаты эксперимента и расчет γ по (5) представлены в табл. 2.

Анализ полученных экспериментальных данных показывает, что термоанемометр на скорости потока $v=1$ м/с обеспечивает полосу пропускания частот до 1000 Гц с завалом $\gamma \leq 2,4$ дБ, а на скорости потока $v=7$ м/с $\gamma \leq 1,6$ дБ.

Таблица 2

Значения неравномерностей АЧХ при различных скоростях потока и частотах модуляции

f Гц	v _{ист} =1 м/с		v _{ист} =7 м/с		f Гц	v _{ист} =1 м/с		v _{ист} =7 м/с	
	U _f мВ	γ	U _f мВ	γ		U _f мВ	γ	U _f мВ	γ
20	10	0,25	9	0,0	200	9,0	-0,65	8,8	-0,2
40	0,7	0,0	9	0,0	400	8,6	-0,05	8,5	-0,5
63	9,7	0,0	9	0,0	630	8,0	-1,6	8,2	-0,8
125	9,5	-0,2	9	0,0	1000	7,4	-2,4	7,5	-1,6

Исследования по определению диапазона измерения интенсивности пульсаций скорости и предела допустимой погрешности измерения интенсивности этих пульсаций проводились с помощью милливольтметра ВЗ-40, подключаемого к выходу термоанемометра. На механизме перемещения измерительного преобразователя (ИП) последовательно задавались частоты 2, 4, 6,3, 10 и 16 Гц. На каждой из задаваемых частот производилось 10-кратное измерение напряжения на выходе термоанемометра по милливольтметру ВЗ-40. Исследования интенсивности пульсаций ϵ производились на верхнем пределе измерения скорости потока, равном $v=7$ м/с, а расчет ϵ в процентах осуществлялся по формуле

$$\epsilon = 0,222 \frac{fL}{v_{cp}} \cdot 100, \quad (6)$$

где f — частота качания (перемещения) измерительного преобразователя в герцах; L — амплитуда качания в миллиметрах; v_{cp} — средняя скорость установленного потока в м/с.

Для каждой i -й точки диапазона измерения ($i=1, 2, 3, \dots, 10$) расчет ε_i в процентах осуществлялся по формуле

$$\varepsilon_i = \frac{4U_{\sim} U_{\text{ср}}}{U_{\text{ср}}^2 - U_0^2} \cdot 100, \quad (7)$$

где U_{\sim} — переменное выходное напряжение термоанемометра в вольтах; $U_{\text{ср}}$ — постоянное выходное напряжение термоанемометра при заданной средней скорости в вольтах; U_0 — постоянное выходное напряжение термоанемометра при $v=0$ м/с.

Относительная средняя квадратическая погрешность интенсивности пульсаций S_d в процентах рассчитывалась по формуле

$$S_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\varepsilon_i - \varepsilon_{\text{ист}}}{\varepsilon_{\text{ист}}} \right)^2}{n(n-1)}} \cdot 100, \quad (8)$$

где n — количество измерений на каждой из задаваемых частот качания (перемещения) измерительного преобразователя.

Таблица 3

Значения интенсивности пульсаций и средних квадратических погрешностей в зависимости от частоты качания (перемещения) измерительного преобразователя

f Гц	\bar{U}_i мВ	$\varepsilon_{\text{ист}}$ %	S_d %	f Гц	\bar{U}_i мВ	$\varepsilon_{\text{ист}}$ %	S_d %
2	1,8	0,41	0,52	10	8,9	2,06	0,51
4	3,6	0,83	0,60	16	14,4	3,30	1,00
6,3	5,6	1,33	0,58				

Результаты эксперимента сведены в табл. 3. Здесь приведены средние из 10 измерений при скорости 7 м/с значения напряжения \bar{U}_i при заданной частоте f .

Максимальную предельную погрешность измерения интенсивности пульсаций можно рассчитать по формуле

$$\delta_{\text{п, макс}} = \sqrt{4S_{d, \text{макс}}^2 + \delta_{\text{ИП}}^2}, \quad (9)$$

где $S_{d, \text{макс}}$ — максимальная относительная случайная погрешность, полученная по эксперименту; δ — предельная погрешность задания интенсивности пульсаций скорости потока на ИП. Расчет по (9) показал, что эта погрешность не превышает 5,4%.

Исследования по определению стабильности показаний термоанемометра проводились на постоянной скорости. Термоанемометр не выключался, измерения проводились через 2, 6 и 10 ч. После каждого цикла определялась предельная погрешность, а по ней соответственно стабильность термоанемометра. Расчет предельной

Таблица 4

Определяемая нормируемая характеристика	Значение из эксперимента	Погрешность определения, %
Диапазон измерения скорости потока воздуха	0,5—7,0 м/с	≤2,1
Предельная погрешность измерения скоростей	2,1%
Порог различения сигнала интенсивности (уровня шума)	0,073%	2,5
Амплитудно-частотная характеристика	до 1 кГц	2,5
Диапазон измерения интенсивности пульсаций скорости	0,4—5%	5,4
Предельная погрешность измерения интенсивности	7%
Стабильность показаний термоанемометра	2,1%	0,5

погрешности осуществлялся по формуле (3). Эксперимент показал, что за 10 ч непрерывной работы не происходит увеличения предельной погрешности, т. е. $\delta_{\text{п}} \leq 2,1\%$. Погрешность в определении стабильности термоанемометра не превысила $\Delta \leq 0,5\%$. Метрологические характеристики термоанемометра приведены в табл. 4. На основании проведенных метрологических исследований можно сделать вывод, что по своим характеристикам термоанемометр может быть признан в качестве образцового средства измерения скорости воздушного потока.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Блантер Д. Я., Кузьмин В. А., Попов А. И. Труба для градуировки измерителей малых скоростей воздушного потока. — Труды ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, 1976, вып. 194 (254), с. 66—68.
2. Образцовые средства измерения скорости воздушного потока, их исследование и аттестация/Н. П. Фатеев, Б. Л. Сушинский, В. А. Кузьмин, Д. Я. Блантер.— Труды ГГО, 1977, вып. 392, с. 3—15.

Н. П. Фатеев, Ю. В. Роголев, Б. Л. Кожевников

СОСТОЯНИЕ ИЗМЕРЕНИЙ ПАРАМЕТРОВ ВЕТРА И АНАЛИЗ ИХ МЕТРОЛОГИЧЕСКОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ

Измерения характеристик ветра необходимы для изучения атмосферных процессов и имеют исключительно важное прикладное значение. Данные о ветре нужны для перспективного проектирования и строительства народнохозяйственных объектов, для оперативного обслуживания авиации, промышленного и гражданского

строительства, а также для обеспечения контроля промышленных выбросов и загрязнения атмосферы.

В отличие от большинства других метеорологических элементов, являющихся скалярными величинами, ветер представляет собой величину векторную, которая определяется как значением, так и направлением вектора в пространстве. В естественных условиях и аэродинамических трубах воздушный поток, благодаря наличию сил трения, вязкости и инерции частиц среды, всегда имеет турбулентный характер. Интенсивность турбулентного перемешивания может колебаться в весьма широких пределах. Для метеорологической оценки турбулентности в аэродинамических трубах применяется формула

$$\epsilon = \frac{4UU'}{U^2 - U_0^2}, \quad (1)$$

где U' — среднее квадратическое значение пульсаций напряжения на выходе термоанемометра, U — показания образцового термоанемометра при скорости v , U_0 — показания образцового термоанемометра при $v=0$ м/с.

Критическая скорость v_c , при которой происходит переход от турбулентного движения к ламинарному, определяется числом Рейнольдса

$$Re = v_c d \rho / \mu, \quad (2)$$

где d — сечение потока (диаметр трубы), ρ — плотность воздуха, μ — коэффициент вязкости воздуха.

Для жидкостей и газов среднее значение числа Рейнольдса, найденное экспериментально при исследованиях в прямоточных гладких трубах, составляет около 2000. В воздухе при температуре 15°C и нормальном атмосферном давлении $\mu/\rho=0,1480$ и критическая скорость $v=296/d$. Следовательно, ламинарный воздушный поток при скорости $v \geq 1$ м/с можно получить в трубах диаметром $d \leq 3$ см. При соблюдении особых мер предосторожности ламинарное движение потока может удерживаться и при значительно больших числах Рейнольдса.

Для метеорологических целей определяется несколько характеристик ветра [6]: средняя скорость ветра за выбранный интервал времени (2, 10, 20 мин и т. д.), мгновенная скорость ветра — скорость, осредненная за 3—5 с, максимальная скорость (скорость ветра при порывах) — наибольшее значение мгновенной скорости. Скорость ветра выражается в м/с. За направление ветра принимается направление горизонтальной составляющей скорости воздушного потока, которая значительно превосходит вертикальную. Направление ветра определяется углом между меридианом и направлением на точку горизонта, откуда дует ветер. Этот угол отсчитывается по часовой стрелке от географического севера и измеряется в градусах плоского угла. Среднее направление ветра — среднее значение угла направления за выбранный интервал времени.

При воздействии на различные сооружения и объекты ветер играет двойную роль: с одной стороны, он действует на объекты с некоторой равномерной силой (т. е. оказывает определенное давление), а с другой стороны, может вызывать колебания, вибрации и тряску, на которые они должны быть рассчитаны [12]. Сила равномерного ветрового давления, действующая на единицу поверхности, пропорциональна кинетической энергии ветра в Дж/м³:

$$F \leq C \frac{\rho}{2} \bar{v}^2, \quad (3)$$

где \bar{v} — средняя скорость ветра; C — аэродинамический коэффициент сопротивления, зависящий от формы предмета и числа Рейнольдса.

Ветер оказывает влияние на скорость летающих объектов. Ветер может ускорять движение объекта, замедлять, сносить объект относительно направления его движения. Изменения скорости ветра с высотой вызывают дополнительные напряжения в высотных сооружениях и летательных аппаратах. Все сооружения и летающие объекты способны испытывать колебания. Они могут быть выведены из состояния покоя или равномерного движения единичным ветровым «толчком», после чего возможны разрушающие колебания на резонансной частоте. Сильный боковой ветер может оказать препятствие к посадке самолета, а порывистый и неустойчивый по направлению — сильно затрудняет ее.

Многообразие воздействия ветра на конструкции, сооружения и летательные аппараты привело к разнообразию требований на информацию о его параметрах. Для удовлетворения поступающих от потребителей запросов на сети гидрометстанций и в отдельных пунктах наблюдений, например на аэродромах, применялись разнообразные средства измерения параметров ветра.

По данным анализа состояния измерений и их метрологического обеспечения в системе Госкомгидромета, проведенного в период 1976—1977 гг., в настоящее время для измерения ветра используется более 20 видов приборов и измерительных систем [14]. В обращении на сети метеостанций, в НИИ Госкомгидромета, а также в экспедициях, на сети пунктов контроля за качеством воздуха и в других организациях, выполняющих метеорологические измерения, находится около 30 000 ветроизмерительных приборов. Как правило, все эти средства измерений в настоящее время имеют метрологическое обеспечение и должны подвергаться первичной и периодической поверке.

Рассмотрим метрологические характеристики существующих рабочих средств измерений (СИ) параметров ветра и методики их поверки. Эти СИ могут быть классифицированы с разных точек зрения. Во-первых, являются ли приборы интегрирующими, вырабатывающими среднее значение скорости $v_{\text{ср}}$ за некоторый интервал времени T , или дающими мгновенные значения скорости ветра $v_{\text{мг}}$; во-вторых, какую форму имеет чувствительный элемент (ЧЭ), непосредственно воспринимающий скорость ветра; в-треть-

их, классификация СИ может быть произведена по типу измерительного преобразователя (ИП). Как упоминалось выше, в результате измерения параметров ветра должны выдаваться следующие характеристики: $v_{\text{ср}}$ за интервал осреднения T ; максимальная скорость ветра $v_{\text{макс}}$ за этот же интервал и между основными сроками наблюдений; среднее направление ветра $\alpha_{\text{ср}}$ за интервал T . Интервал T выбирается за условия, чтобы среднее квадратическое отклонение $S(\Delta)$ между $v_{\text{ср}}$ за соседние интервалы T или между средней за час и средней за интервалы было в пределах 10%. Обычно этому условию удовлетворяет интервал осреднения $T=10$ мин [1, 12].

Большинство рабочих СИ скорости ветра являются интегрирующими приборами, измеряющими $v_{\text{ср}}$ за $T=10$ мин в диапазоне от 1 до 40—60 м/с. Осреднение скорости производится методом дискретного или скользящего осреднения [12]. К интегрирующим приборам относится группа анемометров, измеряющих только среднюю скорость ветра и различающихся конструкцией, диапазоном измерения $v_{\text{ср}}$, а также интервалом T , который может быть от 100 с до 5 мин. Часть рабочих СИ можно выделить в группу анемометров и анеморумбометров, измеряющих только $v_{\text{мг}}$.

По типу ЧЭ все СИ параметров ветра могут быть разделены еще на две большие группы: чашечные и винтовые. Чашечные анемометры представляют собой систему чашек, вращающихся под действием ветра вокруг вертикальной оси. Чашки выполнены в виде полых полушарий, закрепленных на стержнях на определенном расстоянии от оси вращения. Наиболее часто употребляются вертушки с тремя и четырьмя чашками. Чашечные анемометры в основном измеряют $v_{\text{ср}}$ или $v_{\text{мг}}$. Недостатком чашечного ЧЭ является зависимость его градуировочной характеристики не только от постоянства сил трения $F_{\text{тр}}$, но и от постоянства коэффициентов лобового сопротивления сторон чашек $R_{\text{лоб}}$. Изменение $R_{\text{лоб}}$ от степени турбулентности потока даже при $v=\text{const}$ приводит к изменению коэффициента анемометра (K), что в конечном счете приводит к нарушению выходной градуировочной характеристики его при работе в турбулентном потоке. Таким образом, градуировка чашечного анемометра при работе в естественной турбулентной среде (атмосфере) становится нелинейной и нестабильной. В случае мелкомасштабной турбулентности, когда размеры вихрей соизмеримы с размерами чашек, эти нарушения могут быть значительными.

В последние годы получили широкое распространение ЧЭ, выполненные в виде четырехлопастного винта (профильного) и изготавливаемые из стеклопластика. По сравнению с чашечным ЧЭ винт имеет меньшую инерционность и момент, развиваемый им, будет постоянный в пределах одного оборота. Коэффициент винта K зависит от постоянства угла атаки лопастей α , т. е. от сохранности в конечном итоге геометрических размеров винта, и не зависит от скорости и турбулентности потока. Следовательно, выходная градуировочная характеристика винтовых СИ скорости

ветра остается линейной и стабильной при работе в естественной турбулизированной атмосфере.

По виду выходного сигнала рабочие СИ скорости ветра можно разделить на три основные группы:

1. Механические СИ, у которых приемная и указывающая части и связи между ними основаны на механических принципах. Такие СИ имеют чашечный ЧЭ, закрепляемый на вертикальной оси. Нижний конец его имеет червяк, который при своем вращении приводит в движение систему зубчатых колес, связанных со стрелками циферблата. Так как величина $F_{тр}$ может со временем измениться, то такие СИ требуют периодической поверки.

2. Средства измерения, основанные на преобразовании скорости вращения ЧЭ в электрические величины, т. е. $U_{вых} \sim f(v)$. Преобразователем $U_{вых} = f(v)$ обычно является тахогенератор переменного тока. Недостатком таких СИ является отклонение выходной градуировочной характеристики на больших скоростях от линейной зависимости.

3. Импульсные СИ, выходным сигналом которых являются последовательности электрических импульсов напряжения U , пропорциональные по частоте f определенному числу оборотов ветроприемника N . Для преобразования скорости вращения ЧЭ в электрические импульсы применяются различные контактные устройства. Импульсные СИ скорости ветра обычно имеют линейную выходную градуировочную характеристику и широко используются в системе Госкомгидромета.

Для определения направления используются флюгарки, представляющие собой в упрощенном виде жесткую несимметричную (относительно вертикальной оси) систему из пластины и противовеса, которая свободно вращается вокруг вертикальной оси. Под воздействием воздушного потока флюгарка устанавливается в плоскость его и противовесом навстречу потоку. Угол поворота флюгарки относительно ориентира СИ (направленного на север) преобразуется также в электрический сигнал, поступающий на указывающий прибор, шкала которого отградуирована в градусах и румбах.

Большинство современных рабочих СИ позволяют измерять $v_{ср}$ с допускаемой основной погрешностью Δ_d в м/с, не превышающей

$$\Delta_d = \pm(0,5 + 0,05v_{ср}). \quad (4)$$

Из (4) видно, что нижнее предельное значение $v_{ср} = 1$ м/с может быть измерено с погрешностью $\delta = \pm 0,55\%$.

Погрешность измерения скорости ветра, нормируемая по (4), складывается из следующих составляющих:

1) погрешности за счет неточности изготовления ЧЭ, воспринимающих скорость ветра (чашек или винтов), что приводит к разбросу выходных характеристик;

2) погрешности, вносимые ИП скорости ветра и элементами дистанционных передач;

3) погрешности за счет завышения значений $v_{\text{ср}}$ пульсирующего потока при измерении его анемометрами и вращающимися ЧЭ (чашки или винты);

4) погрешности за счет моментов трения и нагрузки (начального порога реагирования);

5) погрешности за счет погрешностей метода осреднения.

Первые четыре составляющие погрешностей в принципе относятся к инструментальным погрешностям, а последняя — к методическим. Погрешность измерения, вносимая ЧЭ за счет неточности изготовления чашек или винтов, составляет 1,5—2%. Погрешность преобразователей зависит от вида выбранной схемы преобразования или дистанционной передачи.

Анемометры с вращающимися ЧЭ работают за счет использования кинетической энергии воздушного потока. Такие СИ завышают $v_{\text{ср}}$ пульсирующего потока. Это объясняется тем, что сила разгона чашек (или винта) при положительном порыве ветра больше, чем при отрицательном порыве. Величина завышения $v_{\text{ср}}$, как следует из определения, имеет положительный знак и зависит от инерции (пути синхронизации) чашек или винта, степени пульсации (коэффициента турбулентности) потока $\Delta v_{\text{ср}}/v_{\text{ср}}$ и отношения пути, проходимого потоком за половину периода пульсации, к пути синхронизации анемометра, т. е. $v_{\text{ср}} \tau/L$, где $\Delta v_{\text{ср}}$ — осредненная амплитуда пульсации скорости ветра относительно его среднего значения $v_{\text{ср}}$; τ — время полупериода пульсации; L — путь синхронизации.

Для винтовых анемометров средние значения погрешности измерения (завышения) $v_{\text{ср}}$ при $\Delta v_{\text{ср}}/v_{\text{ср}} \approx 1,3$ составляют 5—6%, а для чашечных — до 11%. Физическая природа этого явления подробно рассмотрена в работах Г. Х. Сабинина [13] и Н. Г. Протопопова [10]. Следует отметить также, что данные о $v_{\text{ср}}$ естественного воздушного потока, полученные с помощью винтовых или чашечных анемометров, приводят к меньшей погрешности при расчете средней кинетической энергии, чем при определении средней скорости переноса воздушной массы.

Погрешность за счет моментов трения и нагрузки (начального порога реагирования v_0) зависит как от величины v_0 , так и от нижнего предела измерения $D_{\text{н}}$. Эта погрешность будет тем больше, чем больше отношение v_0 и $D_{\text{н}}$ и чем меньше амплитуда пульсации скорости. Погрешность имеет отрицательный знак и, как показано в [11], в этом случае занижают малые скорости ветра.

Методическая погрешность при измерении $v_{\text{ср}}$ определяется в основном суммарной ошибкой принятого метода осреднения. В работах [8, 9] были рассмотрены практически используемые методы осреднения скорости ветра и дан анализ ошибок, присущих каждому из методов: дискретного, скользящего и векторного осреднений. За счет дискретного осреднения погрешность в измерении скорости ветра СИ составляет 8—10%, при векторном осреднении 10% (при среднем квадратическом значении флуктуации угла направления, равном $\pm 25\%$). Положительное значение поправки

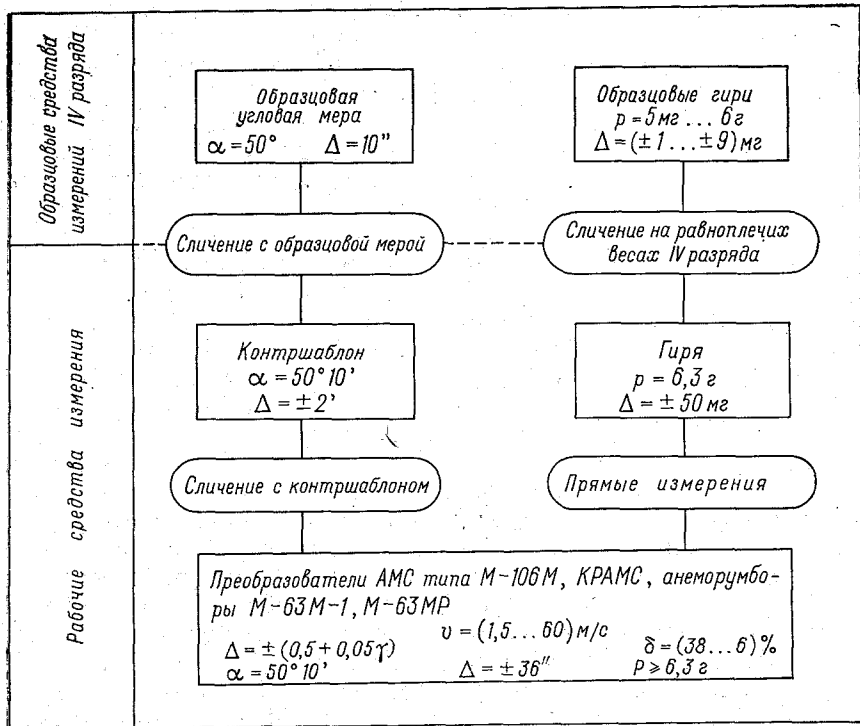
показывает, что анемометры дают завышенную скорость переноса воздушной массы.

Для метрологического обеспечения (МО) СИ параметров ветра в системе Госкомгидромета утверждена локальная поверочная схема и разработана специальная образцовая аппаратура [17]. Большинство СИ параметров ветра, применяемых в системе Госкомгидромета, в промышленности, сельском хозяйстве, в системе здравоохранения и т. д., требуют поверки как при выпуске из производства, так и в процессе эксплуатации. Для успешного решения этих задач необходимы эталоны и специальное поверочное оборудование. Рабочие эталоны скорости потока в настоящее время отсутствуют и в качестве исходного образцового СИ принята напорная трубка I разряда в комплексе с образцовым микроманометром класса точности не хуже 0,02% [3]. Образцовая напорная трубка хранится в ГГО им. А. И. Воейкова и периодически аттестуется на гидродинамической трубе гравитационного типа во ВНИИМ им. Д. И. Менделеева. Достоинством пневмометрических трубок является то, что изготовленные их геометрические копии имеют практически то же значение градуировочных коэффициентов. Для повышения точности измерения вновь изготовленная пневмометрическая трубка обычно сличается с образцовой трубкой более высокого разряда в аэродинамической трубе с помощью одного (или двух) однотипных микроманометров. К достоинствам трубок следует отнести простоту конструкции и чувствительность их к небольшим отклонениям от направления потока (при отклонении оси трубки на $5-10^\circ$ погрешность в измерении скорости потока не превышает 0,3%). Основным источником погрешности измерения скорости воздушного потока является применяемый в комплекте с образцовой напорной трубкой микроманометр. Главный недостаток трубок заключается в непригодности их при малых скоростях потока (меньше 1 м/с) из-за низкой чувствительности и большой погрешности измерения.

Скорости потока определяются по перепаду давления, измеренному с помощью трубки, и практически не зависят от ее размеров и формы приемной головки. В качестве вторичных регистрирующих устройств наибольшее распространение получили жидкостные манометры, которые по принципу измерения разделяются на две основные группы: манометры непосредственного отсчета и манометры «нулевого типа». В манометрах непосредственного отсчета перепад давления обычно измеряется по разности высот между двумя уровнями жидкости в сообщающихся сосудах. Манометры нулевого типа основаны на перемещении рамы и последующем измерении изменения ее высоты после того, как перемещение жидкости по отношению к раме уменьшено до нуля. В поверочных органах получили распространение микроманометры с наклонной измерительной трубкой типа ММН-240, а также микроманометры нулевого типа компенсационные МКВ-250. Подавляющее большинство рабочих СИ скорости ветра подвергаются первичной поверке в аэродинамических трубах в диапазоне скоростей от 1 до 50 м/с.

сообразно разрабатывать с появлением более точных румбометров.

Для винтовых анеморумбометров типа М-63М-1 и М-63МР, ИП АМС типа М-106М и КРАМС-М применяется контроль метрологических характеристик на месте эксплуатации путем их поэлементной поверки. В основу положена зависимость выходной статической градуировочной характеристики от геометрических размеров винта и моментов трения в осях винта и флюгарки. При



Проект поверочной схемы для средств измерений параметров ветра на месте эксплуатации.

контроле определяются моменты трения на оси винта (флюгарки) и отклонения угла установки лопастей винта от номинально допустимых значений. Допустимые моменты трения на оси винта (флюгарки) $M_{тр}$ и отклонение угла установки его лопастей α при этом должны нормироваться. Такую проверку сохранности метрологических характеристик на месте эксплуатации осуществляют с помощью специального комплекта поверочных приспособлений, включающего в себя: контршаблон, предназначенный для проверки α ; ролики для передачи усилия груза на оси винта (флюгарки); разновесы и раскручивающее приспособление для задания

оборотов оси анемометра на 3—5 точках диапазона [15, 19]. Экспериментальные исследования, проведенные с группой винтов на Сафоновском заводе «Гидрометприбор», НИИП и ГГО, показали, что в целом применение такого метода контроля можно считать целесообразным. Недостатком является то, что данный комплект поверочных приспособлений выпускается Сафоновским заводом без метрологической аттестации и в недостаточном количестве, что не позволяет оснастить ими все бюро поверки УГКС. В связи с этим был предложен вариант поверочной схемы, основанный на вышеизложенной методике контроля сохранности метрологических характеристик для винтовых СИ параметров ветра по $M_{тр}$ и α , одновременно он будет являться звеном локальной поверочной схемы. Структура построения такой схемы представлена на рисунке.

К настоящему времени на подавляющее большинство рабочих СИ параметров ветра разработаны, согласованы, утверждены и находятся в стадии внедрения на сети Госкомгидромета методы и средства поверки этих СИ. Разработаны методы и средства аттестации, а также аттестован ряд образцовых СИ, входящих в состав локальной поверочной схемы (аэродинамические трубы на заводах ГМП, установка ПО-37, термоанемометры, образцовые напорные трубки).

На основании вышеизложенного анализа метрологического обеспечения СИ параметров ветра можно прийти к следующим выводам:

1. Разработана и внедряется поверочная схема для СИ ветра, созданы методы и средства поверки практически всех серийно выпускаемых приборов.

2. Необходимо разработка исходного образцового СИ (рабочего эталона) скорости воздушного потока, принцип работы которого должен быть основан на каком-либо абсолютном методе, а также СИ I разряда. Рабочий эталон единицы скорости потока воздуха должен обеспечивать поверку образцовых СИ I разряда абсолютным методом и состоять из установки, воспроизводящей воздушный поток в диапазоне от 0,5 до 60 м/с, и измерительного или регистрирующего прибора.

3. Необходимо разработка типового микроанометра для диапазона скоростей 0,5—15 м/с, а также микроанометра для поверки (аттестации) пневмометрических трубок II разряда и поверки рабочих СИ. Такой микроанометр должен обеспечивать измерение разности давлений 0,59 Па с пределом допускаемой основной погрешности не более 50%, что соответствует измерению скорости воздушного потока 1 м/с с погрешностью не более 10%.

4. Применение поверочных АТ с верхним пределом создаваемых скоростей до 60 м/с экономически нецелесообразно и требует больших затрат. При периодической поверке рабочих СИ параметров ветра достаточно ограничиться поверкой в диапазоне 0,5—15 м/с. С этой целью целесообразно рекомендовать для

оснащения УГКС типовую малогабаритную АТ. Потребность в таких трубах составляет 30—40 шт.

5. Необходимо наладить регулярный выпуск комплекта поверочных приспособлений Сафоновским заводом для оснащения ими бюро поверки УГКС, а также обеспечить аттестацию этих приспособлений при выпуске из производства.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Андреев И. Д. Выбор оптимального интервала осреднения скорости ветра.— Труды ГГО, 1958, вып. 33, с. 38—47.
2. Блантер Д. Я., Роголев Ю. В. Результаты метрологической аттестации образцовых аэродинамических труб.— Труды ГГО, 1979, вып. 432, с. 63—72.
3. ГОСТ 111.61—71. Микроанометры жидкостные. Типы и основные параметры.— М. Изд-во Стандартов, 1972.— 6 с.
4. Залывадный Б. С. Ультразвуковой измеритель нестационарных потоков.— «Приборостроение», 1963, № 1.
5. Катыс Г. П. Система автоматического контроля полей скоростей и расходов.— М.: Наука, 1965.— 464 с.
6. Наблюдения на гидрометеорологической сети СССР. Определение понятий гидрометеорологических элементов и оценки точности наблюдений/Под ред. О. А. Городецкого.— Л.: Гидрометеиздат, 1970.— 89 с.
7. Образцовые средства измерения скорости воздушного потока, их исследование и аттестация/Н. П. Фатеев, Б. Л. Сушинский, В. А. Кузьмин, Д. Я. Блантер.— Труды ГГО, 1977, вып. 392, с. 3—15.
8. Протопопов Н. Г. Метод и устройство для осуществления «скользящего» осреднения и их использование для регистрации скорости ветра.— Труды ГГО, 1960, вып. 103, с. 103—112.
9. Протопопов Н. Г. Метод и устройство для осреднения вектора скорости ветра.— Труды ГГО, 1961, вып. 135, с. 147—157.
10. Протопопов Н. Г. Некоторые вопросы теории и расчета винтовых ветрочувствительных элементов.— Труды ГГО, 1966, вып. 199, с. 3—32.
11. Протопопов Н. Г. Влияние моментов трения и нагрузки анемометра на точность измерения скорости ветра.— Труды ГГО, 1969, вып. 240, с. 77—84.
12. Протопопов Н. Г. Проектирование ветроизмерительных приборов.— Л.: Гидрометеиздат, 1976.— 192 с.
13. Сабинин Г. Х. Зависимость показаний анемометров от структуры потока.— Журн. геофизика, 1937, т. 7, вып. 2—3.
14. Справочник по гидрометеорологическим приборам и установкам.— Л.: Гидрометеиздат, 1976.— 426 с.
15. Сушинский Б. Л., Фатеев Н. П. Исследования по обоснованию методики контроля градуировочных характеристик измерительных преобразователей эксплуатации.— Труды ГГО, 1977, вып. 392, с. 58—71.
16. Фатеев Н. П. Аппаратура для поверки метеорологических приборов.— Труды ГГО, 1969, вып. 240, с. 109—123.
17. Фатеев Н. П. Передача размеров единиц физических величин и научно-технические мероприятия по разработке и внедрению локальных поверочных схем гидрометслужбы для метеорологических измерений.— Труды ГГО, 1978, вып. 414, с. 9—19.
18. Фатеев Н. П., Резников Г. П., Попов М. В. Об использовании ультразвукового анемометра с цифровой индикацией средней скорости в качестве контрольного прибора при поверке и градуировке датчиков ветра.— Труды ГГО, 1969, вып. 240, с. 124—128.
19. Шестопалов Л. А., Кранцберг А. С. Унифицированный датчик ветра.— Труды НИИ ГМП, 1972, вып. 26, с. 3—12.
20. Cooley W. C. Determination of air velocity by ion transmittance measurement: Rev. Sci. Instr., 1952, vol. 23, N 4, N 4, p. 29—31.

ИССЛЕДОВАНИЯ ПО ОПРЕДЕЛЕНИЮ ТОЧНОСТИ ПОВЕРКИ РУЧНЫХ АНЕМОМЕТРОВ

Для поверки ручных анемометров кроме аэродинамических труб используются простые по конструкции установки [8, 11], в которых воздушный поток формируется в узком канале, рассчитанном для размещения в нем только вертушки анемометра. Скорость потока контролируется по числу оборотов вентилятора. Градуировка установок производится на месте эксплуатации по группе контрольных анемометров, однотипных с поверяемыми.

Методика градуировки, разработанная на основе ранее проводившихся исследований установок, существенно устарела и не соответствует современным требованиям [5]. Например, в методике поверки установки, изложенной в [9], осреднение градуировочной кривой рекомендуется осуществлять на глаз, что может внести субъективную ошибку поверителя до 30—40 %, особенно в начале диапазона измерения. Кроме этого, при статистической обработке результатов градуировки установки [5] для случая нормирования суммарной погрешности градуировки не учитывались виды законов распределения случайных составляющих погрешностей как для самой установки, так и для группы образцовых анемометров, аттестуемых в аэродинамических трубах. Кроме этого, отсутствует достаточно точное образцовое СИ, которое могло бы заменить группу образцовых анемометров при аттестации установки. В настоящей статье дается оценка погрешности такой установки и приводится методика обработки данных при поверке ручных анемометров.

Предел допускаемой погрешности в м/с поверяемых в установке рабочих анемометров МС-13 согласно [2] нормируется двучленной формулой

$$\Delta_d = \pm(v_0 + \gamma v) = \pm(0,3 + 0,05v), \quad (1)$$

где v_0 — погрешность нуля или порог реагирования анемометра; γ — суммарная погрешность, определяемая погрешностью преобразования скорости в электрическую и механическую величины, а также неточность изготовления ветроприемника; v — истинное значение скорости воздушного потока. Порог реагирования для анемометров не превышает 0,8 м/с, а диапазон измерения скорости находится в пределах от 1,0 до 20 м/с.

Для обеспечения требуемой точности поверки необходимо, чтобы суммарная погрешность градуировки самой установки по группе образцовых анемометров была не хуже $\Sigma\Delta_{гр} = \pm 0,12$ м/с при $v = 1$ м/с и $\Sigma\Delta_{гр} = \pm 0,5$ м/с при $v = 20$ м/с, или в относительных единицах соответственно $\delta = 12\%$ и $\delta = 2\%$. В соответствии с тре-

бованиями локальной поверочной схемы [11] необходимо, чтобы соотношение погрешностей между поверяемым и образцовым СИ было не хуже $\Delta_{\text{пов}} : \Delta_{\text{об}} = 1 : 2$. Из этого следует, что погрешность группы образцовых анемометров должна быть $\delta \leq 6\%$ при $v = 1$ м/с и $\delta \leq 1,0\%$ при $v = 20$ м/с. Выдерживание такого соотношения усложняется тем, что в качестве образцовых анемометров используются анемометры этого же типа. Исходя из этого при отборе анемометров в качестве образцовых к ним должны быть предъявлены повышенные требования, необходима хорошая стабильность их показаний во времени при минимальной погрешности аттестации их в АТ, а также хорошая стабильность во времени значений v_0 . Для уменьшения дисперсии измерений и повышения достоверности результатов аттестации установки ПО-37 группой образцовых анемометров необходимо, чтобы суммарная погрешность (в м/с) группы анемометров не превышала

$$\sum \Delta_{\text{д(ан)}} \leq \pm (0,1 + 0,02v). \quad (2)$$

Это составит $\delta = 12\%$ при $v = 1$ м/с и $\delta = 1\%$ при $v = 20$ м/с.

При нормировании погрешности группы образцовых анемометров решается задача суммирования частных составляющих погрешностей в исследуемых точках диапазона измерения, а затем определения суммарной погрешности в целом. Далее находятся параметры градуировочной кривой по группе из пяти анемометров и оценивается погрешность построения этой кривой (погрешность градуировки). Практически при аттестации в АТ каждого из анемометров математическое ожидание скорости (среднее значение $M(x)$ и дисперсия S_0^2 могут различаться в выбранных точках градуировки по диапазону. Для оценки суммарной погрешности градуировочной характеристики по пяти анемометрам желательно иметь некоторый усредненный числовой критерий погрешности по каждому из анемометров в группе. В существующих работах по вопросу суммирования составляющих погрешности как в исследуемой точке диапазона (шкалы), так и по диапазону в целом изложены различные математико-статистические подходы и методы такого суммирования [5, 7, 10, 12]. За основу можно выбрать один из таких методов, который наиболее реально позволил бы оценить суммарную погрешность градуировки как анемометров в АТ, так и самой установки по группе аттестованных анемометров. Достаточно полно и объективно погрешности СИ характеризуются математическим ожиданием погрешности $M[\Delta v]$ (систематическая составляющая) и средним квадратическим отклонением погрешности $\sigma[\Delta v]$ или дисперсией S_0^2 случайных составляющих, которые в сумме дают предел допускаемой погрешности $\Delta_{\text{д}}$. Это будет справедливо как для конкретной исследуемой i -й точки диапазона измерения скорости потока анемометром, так и для определения суммарной погрешности измерения по всем точкам диапазона в целом. Для численной оценки комплекса этих характеристик в i -й исследуемой точке диапазона используются формулы:

$$\left. \begin{aligned} M[\Delta v_i] &= \bar{\delta}_{v_i} = \frac{\sum_{i=1}^n \Delta v_i}{n}, \\ \sigma_{\Delta v_i} &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \Delta v_i^2}{n-1}}, \\ \Delta_{\Delta_i} &= M[\Delta v]_i + (2 \dots 3) \sigma_{\Delta v_i}. \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

Для предельной допустимой суммарной погрешности с границами исследуемого при аттестации диапазона измерения $-\Delta_{\Delta}$ и $+\Delta_{\Delta}$ скорости потока анемометром получили

$$\bar{\Delta}_{\Delta} = \int_{-\Delta_{\Delta}}^{+\Delta_{\Delta}} [M(\Delta v)_i + (2 \dots 3) S(\overset{\circ}{\Delta})_{\Delta v_i}] d v d S(\overset{\circ}{\Delta}). \quad (4)$$

Выражение (4) справедливо при измерении непрерывного процесса, но так как при аттестации анемометров в АТ выбираются конкретные точки поверки по диапазону, задаваемые дискретно, то для практических расчетов удобнее выражение (4) представить в виде

$$\sum \Delta_{\Delta} = \left[\sum_{i=1}^n M(\Delta v)_i \right] + \sqrt{[r_1 S(\overset{\circ}{\Delta})_{v_i}]^2 + \dots + [r_n S(\overset{\circ}{\Delta})_{v_i}]^2}. \quad (5)$$

Значения $M(\Delta v)_i$, полученные в каждой из i -х точек диапазона поверки, складываются алгебраически с учетом знака.

Для построения градуировочной характеристики установки по полученным экспериментальным точкам поверки может быть выбран метод наименьших квадратов (МНК) или метод среднего [3, 4]. При построении градуировочной кривой сглаживание экспериментальных зависимостей обычно преследует две цели: поточнее определить экспериментальные данные за счет освобождения от случайных ошибок, допущенных в каждом отдельном измерении в i -й точке градуировки, и далее редуцировать большое количество экспериментальных данных к двум коэффициентам линейного уравнения. Как было отмечено выше, эти задачи часто решаются без использования методов математической статистики путем проведения на глаз градуировочной кривой. Однако при этом нельзя судить о точности проведения такой кривой, т. е. о соответствующих доверительных интервалах для истинных значений наблюдаемой функции в разных точках градуировки, и, следовательно, математическим методом сглаживания измерений всегда отдается предпочтение. Сущность описываемого метода заключается в том, что априори известна теоретическая зави-

симось данных градуировки, которая может быть описана линейным уравнением первого порядка в виде

$$y_0 = F_0(x) = Ax + B \quad (6)$$

или для нашего случая

$$N_{ан} = Av_{AT} + B \quad (\text{при градуировке анемометров в АТ}) \quad (7)$$

и

$$N_y = Av_{УТ} + B \quad (\text{при градуировке установки}). \quad (8)$$

В выражениях (6)—(8) коэффициенты A и B вычисляются по полученным при аттестации экспериментальным данным. В реальных условиях теоретическая зависимость (6) не будет строго соблюдаться по причине появления погрешностей аттестации группы анемометров в АТ и погрешности аттестации непосредственно самой установки, т. е. будет наблюдаться некоторый разброс экспериментальных точек относительно строго теоретической кривой градуировки. Если обозначить отклонения экспериментальных точек от теоретической кривой как Δ_i , то метод среднего позволяет выбирать коэффициенты A и B таким образом, что для всех n экспериментальных точек $\sum_{i=1}^n \Delta_i = 0$ (или $\sum_{i=1}^n \Delta_i \rightarrow \min$). Для определе-

ния коэффициентов A и B необходимо иметь систему из двух линейных уравнений, а полученные при аттестации экспериментальные данные разбить на две группы по m точек в каждой. Обычно m выбирают так, чтобы число наблюдений во второй группе равнялось также m (если общее количество экспериментальных данных n четно) и $m+1$ (если n нечетно). Система линейных уравнений для определения A и B при аттестации поверочной установки запишется в виде:

$$\left. \begin{aligned} A \sum_{i=1}^m v_{ан} + mB &= \sum_{i=1}^m N_y, \\ A \sum_{i=m+1}^n v_{AT} + (n-m)B &= \sum_{i=m+1}^n N_y. \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

Решая систему уравнений (9), можно получить уравнение прямой вида (6) с числовыми значениями коэффициентов A и B . Оценку погрешности градуировочной характеристики установки следует производить на основе вероятностно-статистических критериев путем расчета дисперсии S_0^2 — разброса экспериментальных точек от прямой по формуле

$$S_0^2 = \frac{\sum \bar{v}_{AT}^2}{n-2} - \frac{(\sum \bar{v}_{AT})^2}{n(n-2)} - \frac{(n \sum \bar{N} \cdot \bar{v}_{AT} - \sum \bar{N} \cdot \sum \bar{v}_{AT})^2}{[n \sum \bar{N}^2 - (\sum \bar{N})^2] n(n-2)}, \quad (10)$$

где \bar{N} и \bar{v}_{AT} — соответственно показания анемометров в м/с, снятые с градуировочного графика в АТ, и показания счетчика оборотов вентилятора установки в дел/с; n — общее число измерений по всем пяти анемометрам по i -м сериям. Далее, задаваясь дове-

рительной вероятностью P , определяют значение Δ_d м/с по формуле

$$\Delta_d = \pm (2 \dots 3) \sqrt{S_0^2}; \quad (11)$$

это значение не должно превышать

$$\Delta_d \leq \pm (0,2 + 0,04v). \quad (12)$$

Были проведены экспериментальные исследования погрешностей поверочной установки, которые складывались из двух этапов. Первый этап включал в себя исследования партии анемометров МС-13 в аттестованной АТ с целью определения погрешностей их градуировки, а также исследования по определению порога реагирования анемометров. Второй этап включал в себя аттестацию установки группой образцовых анемометров и оценку погрешностей этой аттестации. Для исследований была выбрана партия из 15 анемометров.

Исследования проводились в аттестованных аэродинамических трубах ГГО. Вся партия анемометров была разбита на три группы по пять анемометров в каждой, причем одна из групп содержала только образцовые анемометры, а две остальные — рабочие анемометры. В АТ исследовались пороги реагирования v_0 и определялись погрешности измерения анемометрами скорости потока в диапазоне от 0,5 до 15—20 м/с. В диапазоне скоростей от 0,5 до 5,0 м/с значения скоростей потока определялись по счетчику числа оборотов вала электродвигателя трубы в зависимости от скорости [1] и снимались с графика зависимости $v=f(N)$, где N — число импульсов на выходе счетчика за 1 с. В диапазоне скоростей свыше 5,0 м/с в качестве СИ скорости потока в АТ использовалась образцовая напорная трубка 1 разряда в комплекте с микроанометром, а значение скорости в АТ рассчитывалось по формуле

$$v_{AT} = RK_{тр}v_{ММН}, \quad (13)$$

где R — поправочный коэффициент, зависящий от температуры и давления воздуха; $K_{тр}$ — коэффициент образцовой напорной трубки; $v_{ММН}$ — скорость потока, измеренная по перепаду давления микроанометром.

Исследуемые анемометры поочередно устанавливались в рабочем сечении АТ в зоне равных скоростей и наименьших пульсаций на расстоянии около 200 мм от среза сопла. При аттестации анемометров для каждого из них была проведена 5-кратная градуировка в точках диапазона 1, 2, 3, 4, 5, 8, 10, 12 и 15 м/с. В каждой из точек производилось по пять отсчетов. Данные эксперимента представлены в табл. 1. Значения скоростей снимались с графика градуировок по каждому из анемометров, по каждой из пяти серий, а затем вычислялось среднее значение $v_{ср}$. По аттестованной в АТ группе образцовых анемометров в дальнейшем была произведена градуировка двух поверочных установок.

Таблица 1

Результаты экспериментальных исследований группы анемометров
в аэродинамической трубе

Номер анемометра	1 дел/с				10 дел/с				15 дел/с			
	\bar{v} м/с	σ	$\sigma_{v_{\text{ср}}}$	$\Delta_{\text{макс}}$	\bar{v} м/с	σ	$\sigma_{v_{\text{ср}}}$	$\Delta_{\text{макс}}$	\bar{v} м/с	σ	$\sigma_{v_{\text{ср}}}$	$\Delta_{\text{макс}}$
I группа анемометров (рабочие)												
1174	1,62	0,21	0,09	0,25	10,27	0,18	0,08	0,22	15,03	0,18	0,08	0,22
4	1,64	0,17	0,01	0,13	11,01	0,60	0,28	0,64	16,23	1,00	0,45	1,26
94	1,78	0,10	0,04	0,11	10,25	0,10	0,05	0,14	14,97	0,17	0,08	0,21
103	1,67	0,15	0,07	0,19	10,27	0,12	0,05	0,15	15,05	0,22	0,10	0,27
231	1,63	0,12	0,05	0,15	10,51	0,13	0,06	0,16	15,42	0,29	0,13	0,36
II группа анемометров (рабочие)												
1777	1,33	0,09	0,04	0,11	10,28	0,12	0,05	0,14	15,26	0,19	0,08	0,22
1919	1,32	0,09	0,04	0,11	9,82	0,01	0,01	0,03	14,53	0,03	0,01	0,03
6563	1,32	0,10	0,05	0,14	10,22	0,08	0,04	0,11	15,20	0,13	0,06	0,17
15972	1,20	0,08	0,04	0,11	9,99	0,14	0,06	0,17	14,85	0,17	0,08	0,22
16020	1,26	0,07	0,03	0,08	10,04	0,04	0,02	0,06	14,91	0,05	0,02	0,06
III группа анемометров (контрольные)												
15626	1,29	0,05	0,02	0,06	10,22	0,07	0,03	0,08	15,15	0,08	0,04	0,11
16220	1,37	0,07	0,03	0,08	10,28	0,08	0,03	0,08	15,16	0,10	0,05	0,14
16274	1,29	0,07	0,03	0,08	10,14	0,10	0,04	0,11	15,04	0,15	0,08	0,22
3650	1,19	0,07	0,03	0,08	10,38	0,09	0,04	0,11	15,45	0,13	0,06	0,17
15446	1,30	0,10	0,04	0,11	10,37	0,05	0,02	0,06	15,40	0,12	0,05	0,14

Таблица 2

Результаты исследования порогов реагирования анемометров
в аэродинамической трубе

Характеристика	Номер анемометра											
	3254	3112	3140	3113	3257	3251	3129	3119	3217	3252	3245	3411
\bar{v}_0	1,01	0,64	0,67	0,54	0,69	0,77	0,73	0,61	0,75	0,67	0,55	0,55
σ	0,61	0,11	0,14	0,05	0,11	0,11	0,15	0,06	0,09	0,09	0,12	0,77
$\sigma_{\bar{v}_0}$	0,19	0,03	0,04	0,02	0,03	0,03	0,05	0,02	0,03	0,03	0,04	0,05
$\Delta_{\text{макс}}$	0,43	0,07	0,09	0,05	0,07	0,07	0,11	0,05	0,07	0,07	0,09	0,11

Определение порогов реагирования v_0 проводилось на группе из 12 анемометров. Кроме этого, определялись стабильность во времени v_0 и ряд других статистических характеристик для v_0 , которые представлены в табл. 2. Анализ полученных данных показал, что стабильность v_0 при определении ее в различных АТ и при разных условиях достаточно хорошая. Значение σ единичного измерения v_0 , а также значение $\sigma_{\bar{v}_0}$ одного порядка, что также характеризует хорошую воспроизводимость во времени v_0 . При доверительной вероятности $P=0,95$ и $n=10$ максимальная погрешность $\Delta_{\text{макс}}$ в определении v_0 в среднем по каждому из исследуемых анемометров не превысила 0,1 м/с (кроме анемометра № 3254).

Расчет оценки погрешности от воздействующих факторов при градуировке анемометров в АТ $\Delta_{\text{д(ан)}}$ показал, что при доверительной вероятности $P=0,95$ и при условии, что составляющие погрешностей распределены по нормальному закону, значение $\Delta_{\text{д(ан)}}$ не превышает 5%.

Аналогичный расчет численной оценки погрешности при градуировке анемометров в поверочной установке показал, что в этом случае она не превышает 0,6%. Следует отметить, что ввиду неизвестности законов распределения погрешностей, возникающих при воздействии влияющих факторов, для приведения их к нормальному закону необходимо вводить поправочный коэффициент $\alpha=0,82$. Расчет показывает также, что и в случае, когда воздействующие факторы выходят за пределы нормированной области (отклоняются от нормированных нормальных условий), погрешность не превысит 1%. Таким образом, можно сказать, что наибольшее влияние на погрешность аттестации установки будут оказывать погрешности, обусловленные градуировкой анемометров в АТ. Рассмотрим более подробно полученные результаты градуировки рабочих и образцовых анемометров в АТ.

По данным градуировки двух групп рабочих анемометров методом среднего было рассчитано уравнение вида (6), причем для пересчета показаний анемометров из значений числа делений по счетчику в скорость воздушного потока линейное уравнение (6) преобразовывалось к виду

$$v_{\text{ан}} = \frac{1}{A} N_{\text{сч}} + \frac{B}{A}, \quad (14)$$

где $N_{\text{сч}}$ — число делений по счетчику анемометра.

По (14) было рассчитано значение скорости воздушного потока, измеренного анемометром по показаниям счетчика в дел/с, а затем были рассчитаны отклонения показаний градуируемых анемометров по скорости, измеренной ими, от значений скорости потока, задаваемой в АТ. Кроме того, были рассчитаны статистические характеристики этого отклонения: $\Delta_{\text{с}}$, σ_v , $S_{\bar{v}}$, $\Delta_{\text{макс}}$. Результаты расчетов приведены в табл. 3. Статистические характеристики для группы контрольных анемометров рассчитывались МНК, соответственно были получены: уравнения регрессии для

Статистические характеристики анемометров, полученные при сличениях в аэродинамической трубе

Номер анемометра	Δ_c	σ	$S_{\bar{v}}$	$\Delta_{\text{макс}}$
I группа анемометров (рабочие)				
1174	+0,020	0,16	0,024	0,05
4	-00,030	0,40	0,061	0,12
94	+0,013	0,20	0,030	0,06
103	-0,002	0,15	0,023	0,05
231	+0,023	0,14	0,021	0,04
II группа анемометров (рабочие)				
1777	+0,035	0,25	0,038	0,08
1919	+0,203	0,22	0,033	0,07
6563	+0,010	0,16	0,024	0,05
15972	+0,016	0,19	0,029	0,06
16020	+0,005	0,20	0,030	0,06
III группа анемометров (контрольные)				
15626	+0,001	0,14	0,02	0,04
16220	-0,001	0,14	0,02	0,04
16274	-0,023	0,18	0,03	0,06
3650	-0,002	0,12	0,02	0,04
15446	-0,025	0,20	0,03	0,06

каждого из пяти анемометров по пяти сериям, общее (суммарное) уравнение регрессии по пяти анемометрам по всем сериям, дисперсии S_0^2 экспериментальных точек от расчетной кривой и дисперсии коэффициентов A и B , т. е. $A(S_A^2)$ и $B(S_B^2)$. Значения коэффициентов A и B рассчитывались также МНК по уравнениям:

$$\left. \begin{aligned}
 A &= \frac{\sum_{i=1}^n \bar{N}_i \sum_{j=1}^n \bar{v}_{AT} - \left(\sum_{i=1}^n \bar{N}_i \bar{v}_{AT} \right)^n}{\left(\sum_{i=1}^n \bar{v}_{AT} \right)^2 - n \sum_{i=1}^n \bar{v}_{AT}^2}, \\
 B &= \frac{\sum_{i=1}^n \bar{N}_i \cdot A \sum_{j=1}^n \bar{v}_{AT}}{n},
 \end{aligned} \right\} (15)$$

где \bar{N}_i , \bar{v}_{AT} — средние значения показаний счетчика анемометра за 1 с и соответствующие им средние значения скорости ветра

в АТ в градуируемых точках диапазона по пяти отсчетам; n — количество взятых при градуировке точек диапазона измерения.

Дисперсия S_0^2 экспериментальных точек от рассчитанной МНК градуировочной кривой определялась по формуле (10), а дисперсии $A(S_A^2)$ и $B(S_B^2)$ для каждого из анемометров по пяти сериям, а также и для всей группы анемометров — по формулам:

$$\left. \begin{aligned} A(S_A^2) &= \frac{S_0^2}{n \sum \bar{N}^2 - (\sum \bar{N})^2}, \\ B(S_B^2) &= \frac{S_0^2 \sum \bar{N}^2}{n \sum \bar{N}^2 - (\sum \bar{N})^2}. \end{aligned} \right\} \quad (16)$$

Расчет системы уравнений (9) по методу среднего с учетом (15) дал следующее общее уравнение регрессии по пяти анемометрам (по пяти сериям) по всей совокупности экспериментальных точек:

$$N_{сч} = 0,98v_{АТ} - 0,24. \quad (17)$$

Данные для расчета S_0^2 , S_A^2 , S_B^2 и значения σ приведены в табл. 4.

Проанализируем полученные значения $S_{\bar{v}}$ и Δ_{\max} для случая расчета погрешности по (5) и значения S_0^2 и σ для случая расчета погрешности по (10), которые представлены соответственно в табл. 3 и 4. Анализ данных показывает, что для группы рабочих анемометров величина $S_{\bar{v}}$ изменялась в пределах от 0,021 до 0,061 м/с, а в среднем составила 0,041 м/с, или 4,1%. При $P = 0,99$ это будет соответствовать погрешности градуировки $\Delta_{д(ан)} = 15\%$ на нижнем и 0,75% на верхнем пределах диапазона измерения скорости потока анемометрами. Аналогично для группы контрольных анемометров величина $S_{\bar{v}}$ не превысила 0,03 м/с, или 3%. Значение Δ_{\max} по диапазону изменялось от 0,4 до 0,12 м/с и в среднем составило 0,3 м/с.

Перейдем далее к расчету предела допускаемой погрешности градуировки группы контрольных анемометров в АТ. Примем, что погрешность градуировки каждого из анемометров в АТ (δ_i) является статистически независимой и что каждая из них является случайной реализацией с точки зрения группового образцового СИ, т. е. $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n$, где $n = 1, \dots, 5$. Исходя из этого суммарная погрешность по пяти реализациям может быть рассчитана по формуле

$$\sum_{i=1}^{i=5} \delta = \sqrt{\sum_{i=1}^{i=5} \delta_i^2}, \quad (18)$$

где $\delta_i = 2\sigma/\sqrt{(n-1)k}$; σ — средняя квадратическая погрешность по каждой i -й реализации (по каждому i -му анемометру) по пяти сериям измерений в АТ в диапазоне скоростей 0,5—20 м/с, рассчитанная методом наименьших квадратов; n — число серий ($n = 5$), k — количество анемометров (в данном случае $k = 1$). Дан-

Данные для расчета дисперсии S_0^2 , дисперсии коэффициентов A и B и средней квадратической погрешности σ

Номер анемометра	S_0^2		σ	S_A^2		σ_A	S_B^2		σ_B
	A	B		A	B		A	B	
15626		0,023	0,15	0,000 012 9	0,0040	0,007 4235	0,09		
16220		0,022	0,15	0,000 012 4	0,0035	0,007	0,09		
16274		0,014	0,19	0,000 021	0,0045	0,012 2	0,11		
3650		0,016	0,13	0,000 010 1	0,0031	0,005 4	0,07		
15446		0,0106	0,20	0,000 025 1	0,0050	0,013 5	0,12		
По пяти анемометрам по пяти сериям		0,0171	0,16	0,000 012 9	0,0036	0,007 203 3	0,08		

Результаты расчета коэффициентов A и B уравнений регрессии, значений S_0^2 и σ при градуировке установок ПО-37

Номер ПО-37	I серия			II серия			III серия					
	A	B	S_0^2	σ	A	B	S_0^2	σ	A	B	S_0^2	σ
371	0,88	0,18	0,02	0,14	0,88	0,20	0,02	0,14	0,88	0,19	0,02	0,14
10	0,84	0,23	0,001	0,03	0,84	0,16	0,03	0,17	0,84	0,19	0,01	0,10

ные расчета δ_i для пяти анемометров при выбранной $P=0,95$ следующие:

Номер анемометра	15626	16220	16274	3650	15446
δ м/с	0,17	0,14	0,17	0,10	0,17

Предел допускаемой погрешности градуировки $\Delta_{д(ан)}$ группы анемометров в АТ рассчитывался по формуле

$$\Delta_{д(ан)} = \frac{\sqrt{\sum \delta_i^2}}{\sqrt{(n-1)k}}, \quad (19)$$

где n — количество серий по всем пяти анемометрам ($n=5 \cdot 5 = 25$); k — количество анемометров в группе ($k=5$). Расчет по (19) показал, что $\Delta_{д(ан)}=0,03$ м/с. Принимая $P=0,95$, получили, что $\Delta_{д(ан)} \leq \pm 0,06$ м/с.

Проанализируем результаты экспериментальных исследований, проведенных при аттестации двух установок группой образцовых анемометров. Для каждой из них были рассчитаны методом наименьших квадратов уравнения регрессии (уравнения градуировочной прямой) по каждой из трех серий измерений по пяти анемометрам значения S_0^2 и σ . Данные расчета приведены в табл. 5.

Анализ данных показал, что практически значения коэффициентов A и B уравнений, дисперсии S_0^2 и σ близки между собой. Это говорит о хорошей воспроизводимости результатов градуировки от серии к серии, а также о стабильности характеристик самих аттестованных анемометров и качественном выполнении их градуировки (аттестации) в АТ. Суммарные уравнения регрессии по трем сериям и по пяти анемометрам имеют вид:

$$\left. \begin{aligned} N_{сч} &= 0,88v_{ан} + 0,19 && \text{(для ПО - 37 № 371),} \\ N_{сч} &= 0,84v_{ан} + 0,19 && \text{(для ПО - 37 № 10).} \end{aligned} \right\} \quad (20)$$

На рисунке в качестве примера приведена градуировочная характеристика установки ПО-37 (№ 371), рассчитанная по (20).

Рассчитаем $\sum_{i=1}^3 \delta$ по (18), но примем, что σ — средняя квадратическая погрешность по i -й серии измерений по пяти анемометрам, рассчитанная методом наименьших квадратов; n — число измерений на каждой отметке диапазона $n=5$; k — количество анемометров ($k=5$), используя для расчета следующие данные:

Номер серии	1	2	3
δ м/с	0,01	0,08	0,04

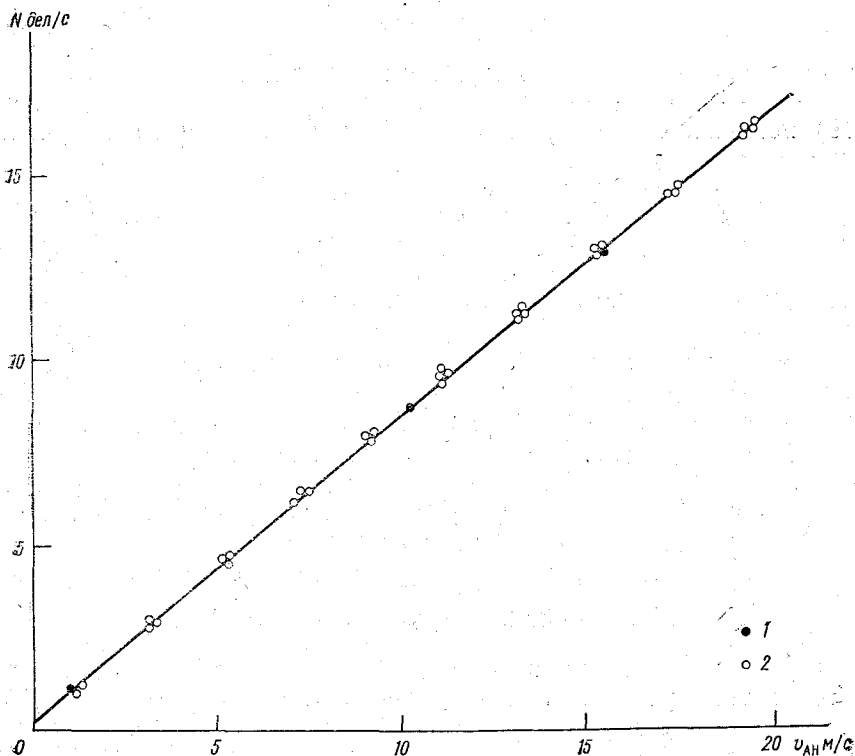
Расчет показал, что $\sum_{i=1}^3 \delta = 0,09$. Оценим погрешность поверки анемометров в установках по формуле (19), где уже $n=15$ (три серии по пять анемометров), а $k=5$. Для установки ПО-37 № 10 $\Sigma \Delta_{пов} = 0,02$ (при $P=0,95$), а для ПО-37 № 371 $\Sigma \Delta_{пов} = 0,02$.

Окончательно предел допускаемой основной погрешности аттестации установки ПУ-37 рассчитаем по формуле

$$\Delta_{д(ат)} = \sqrt{\Delta_{д(ан)}^2 + \Delta_{пов}^2} \quad (21)$$

Для двух аттестованных установок значение $\Delta_{д(ат)} = 0,06$.

В соответствии с требованиями локальной поверочной схемы предел допускаемой основной погрешности градуировки группы



Градуировочная кривая установки ПУ-37.

1 — точки, рассчитанные по уравнению регрессии вида $N=0,88v+0,19$;
2 — точки, полученные экспериментально по данным градуировки по пяти анемометрам по трем сериям.

анемометров в АТ не должен превышать $\Delta_{д(ан)} \leq \pm (12...2,5) \%$ в диапазоне от 1 до 20 м/с. При соблюдении требования соотношения погрешностей не хуже 1 : 2 значение $\Delta_{д(ат)}$ по (21) не должно превышать $\Delta_{д(ат)} \leq \pm (24...5) \%$ в этом же диапазоне, т. е. при $v=1$ м/с значение $\Delta_{д(ат)} \leq 24\%$ и при $v=20$ м/с соответственно $\Delta_{д(ат)} \leq 5\%$. Приведенные выше результаты экспериментальных исследований и их анализ показывают, что эти соотношения полностью соблюдаются. Так, например, по данным аттестации двух

установок ПО-37 видно, что при $P=0,95$ значения $\Delta_{д(ат)} \leq \leq \pm 0,12$ м/с. В относительных единицах это составит 12% при $v=1$ м/с и 0,6—1% при $v=20$ м/с.

Анализ градуировочных кривых, полученных при аттестации установок ПО-37, а также анализ значений S_0^2 и σ по сериям показывает, что в принципе аттестацию их возможно проводить меньшим количеством образцовых анемометров (например, 2—3). Это подтверждается незначительным разбросом σ по сериям и по группам анемометров. В то же время и погрешность градуировки этих анемометров в АТ показывает хорошую стабильность каждого из них, а также незначительный разброс σ между ними как по диапазону, так и по сериям. Сокращение числа образцовых анемометров позволит значительно сократить время аттестации и время обработки результатов и даст определенный экономический эффект.

В заключение следует остановиться на ряде практических вопросов проведения самого процесса аттестации установок. Во-первых, для каждого из образцовых анемометров в рабочем поле установки следует производить измерения по всему диапазону. Нецелесообразно их менять при фиксированных скоростях, задаваемых в установке. Во-вторых, для фиксации определенной скорости воздушного потока в установке необходимо подключить вольтметр к вариатору (латору) напряжения ее двигателя, так как по шкале вольтметра можно с достаточной надежностью устанавливать необходимые скорости потока (определенным отметкам шкалы вольтметра будет соответствовать определенное значение скорости).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Блантер Д. Я., Рогалев Ю. В. Результаты метрологической аттестации образцовых аэродинамических труб.— Труды ГГО, 1979, вып. 432, с. 63—72.
2. ГОСТ 6376-74. Анемометры ручные со счетным механизмом.— М.: Изд-во стандартов СССР, 1975.— 8 с.
3. Гутер Р. С., Овчинский Б. В. Элементы численного анализа и математической обработки результатов опыта.— М.: Наука, 1970.— 432 с.
4. Долинский Е. Ф. Обработка результатов измерений.— М.: Изд-во стандартов, 1973.— 190 с.
5. Дьяченко П. В. Установка для поверки ручных анемометров.— Труды ГГО, 1956, вып. 61 (123), с. 105—114.
6. Купершмидт Я. А. К определению критериев помехоустойчивости и точности телеизмерения.— Автоматика и телемеханика, 1964, т. 25, № 8, с. 1198—1202.
7. Купершмидт Я. А. Точность телеизмерений.— М.: Энергия, 1978.— 167 с.
8. Образцовые средства измерения скорости воздушного потока, их исследование и аттестация/Н. П. Фатеев, Б. Л. Сущинский, В. А. Кузьмин, Д. Я. Блантер.— Труды ГГО, 1977, вып. 392, с. 3—15.
9. Руководство по поверке метеорологических приборов.— Л.: Гидрометеоздат, 1967, с. 159—173.

10. Точность контактных методов измерения температуры/А. Н. Гордов, Я. В. Малков, Н. Н. Эргарзт, Н. А. Ярышев.— М.: Изд-во стандартов, 1976.— 231 с.

11. Фатеев Н. П. Поверочные схемы для метеорологических измерений.— Труды ГГО, 1973, вып. 313, с. 145—155.

12. Фремке А. В., Сысоев Н. Ф., Журавин Л. Г. Об оценке суммарной погрешности при измерениях физических величин.— Приборостроение, 1971, № 4, с. 12—15.

Б. Л. Кожевников

ВЛИЯНИЕ АГРЕССИВНОСТИ АТМОСФЕРЫ НА МЕЖПОВЕРОЧНЫЕ ИНТЕРВАЛЫ

Метеорологические средства измерений одного и того же исполнения, как правило, эксплуатируются во всех климатических районах. Причем для каждого типа вне зависимости от условий эксплуатации установлены одинаковые интервалы между их поверками. Это, с одной стороны, снижает качество поступающей измерительной информации, ибо в суровых условиях приборы быстро расходуют свой метрологический ресурс и оставшееся до очередной поверки время работают с пониженной точностью. С другой стороны, из мест с мягкими условиями в поверку поступают средства измерений (СИ) с неизрасходованным ресурсом, что ведет к ненужным затратам. В результате перед метрологами стоит задача по определению поправочных коэффициентов к межповерочным интервалам, учитывающих агрессивность атмосферы в местах эксплуатации. В этом отношении нормативными документами типа ГОСТ 16350—70 и ГОСТ 15150—69 не всегда можно пользоваться, так как они содержат лишь описание отдельных параметров условий той или иной жесткости. ГОСТ 9.039 дает комплексную обобщенную оценку агрессивности воздушной среды отдельных районов СССР, но только в части коррозии металлов [3—5].

Попытка обобщенной оценки условий эксплуатации метеорологических СИ была уже предпринята с использованием зависимости энергообмена изделия (или СИ) со средой и скоростью его износа и старения [6].

Ниже на основе развитых представлений дано обоснование термодиссипативного (энтропийного) принципа обобщенной оценки агрессивности атмосферы по отношению как к метеорологическим СИ, так и к промышленным изделиям и продуктам вообще.

Известно, что службы стандартизации и метрологии в праве аттестовать любое изделие (в широком смысле этого слова) в качестве стандартного образца, как в свое время были установлены эталоны метра и килограмма. В этом случае изделие меняет свое качество, ибо с момента аттестации становится физическим объек-

том, предназначенным для переноса во времени информации об его составе и свойствах. В соответствии с негэнтропийным принципом Бриллюэна [1] такой объект обладает некоторым запасом так называемой полезной энергии (W^*), который образуется в результате выполненной работы при создании объекта по отбору и упорядочиванию структурных элементов его вещества, приданию нужных форм его деталям, по их сопряжению и регулированию. С течением времени этот запас полезной энергии постепенно рассеивается; «беспорядок» в изделии растет, его свойства как носителя информации утрачиваются. В теории эквивалентных испытаний [7] мерой возрастающего «беспорядка» в термодинамической системе (объекте, изделии) служит энтропия (S). Значение изменения ее со временем находят из выражения

$$\Delta S = \Delta S_n + \int_0^t \dot{S}(\tau) d\tau, \quad (1)$$

где ΔS_n — начальная энтропия в системе, τ — время, t — исследуемый период эксплуатации или испытания изделия (системы), $\dot{S}(\tau)$ — скорость роста необратимой части энтропии.

Для адиабатических процессов справедливо равенство $\dot{S}(\tau) = \dot{W}(t)/T(t)$, где T — абсолютная температура в кельвинах; $\dot{W}(t)$ — скорость рассеивания энергии, частью которой и является упомянутый выше запас полезной энергии системы W^* .

Оба выражения показывают связь между возрастающим беспорядком со временем и рассеиваемой энергией, однако в них отсутствует интересующая нас величина полной энергии обмена системы со средой.

Дальнейший путь для отыскания нужной взаимосвязи дают представления, развитые в публикации [2], где энтропия рассматривается как частный случай так называемого термического заряда, причем случай, относящийся к простейшим условиям равновесного состояния макросистем. Термический заряд бывает разных видов. Учитывая характер поставленной задачи, связанный с размытием свойств системы, ограничим последующий анализ только термическим зарядом диссипации Θ , т. е. зарядом, который возникает при энергообмене системы и среды из-за трения движущихся зарядов о неподвижные. Согласно общей теории термодинамики величина термического заряда диссипации есть количественная мера необратимости любого реального процесса переноса обобщенного заряда. Разделив величину $d\Theta$ на объем системы dV и время $d\tau$, получим количество термического заряда диссипации, который возникает или уничтожается в единице объема системы за единицу времени. Таким образом, для скорости протекания этого процесса находим

$$\sigma = d\Theta/(dV d\tau). \quad (2)$$

Уместно отметить, что в частном случае, когда рассматриваются поток обобщенного заряда J и термодинамическая сила (гра-

диент потенциала) Y , то справедливо соотношение $JY = \sigma T$, совпадающее с соответствующим соотношением Онзагера в его термодинамике необратимых процессов.

Термический заряд диссипации связан с энергией (W'), вовлеченной в обмен между системой и окружающей ее средой, соотношением $d\Theta = K_d dW'/T$, где K_d — критерий необратимости процесса переноса. Используя последнее соотношение, из (2) получим

$$\sigma = K_d dW' / (TdVd\tau). \quad (3)$$

Особо следует остановиться на критерии необратимости процесса переноса зарядов K_d . Согласно закону диссипации общей теории для системы конечных размеров можно записать

$$K_d = - \frac{\Delta P}{P'} = - \frac{P'' - P'}{P'}, \quad (4)$$

где ΔP — разность обобщенных потенциалов, под действием которых происходит перенос заряда; P' — потенциал, побуждающий заряд ко входу в систему в случае, когда потенциал среды P_c больше потенциала изделия P_n ($P_c > P_n$); P'' — потенциал, побуждающий заряд к выходу из системы (изделия) в случае $P_n > P_c$.

Примерами потенциалов служат давление, температура, электрический и химический потенциалы и т. д. Каждый из них сопряжен с соответствующим зарядом; например, давление p сопряжено с объемом V (механический заряд), температура T — с термическим зарядом Θ , химический потенциал μ — с массой (химический заряд).

Когда энергообмен между системой и средой протекает очень медленно, термический заряд диссипации практически не появляется. Такой процесс весьма близок к обратимому, а значит $K_d \ll 1$. По мере роста интенсивности энергообмена увеличиваются и затраты на работу против сил трения; процессы переноса становятся существенно необратимыми, и критерий приближается к единице ($K_d \approx 1$). Энергия, расходуемая на эту работу, черпается как из энергии среды, так и из энергии системы. Соотношение их вкладов зависит от конкретной ситуации. В связи с тем, что обоснования для приемлемого определения размеров этих вкладов в настоящее время отсутствуют, наиболее рационально, по-видимому, в таких условиях предусмотреть предельно неблагоприятный случай, когда расход энергии на преодоление трения происходит только за счет убыли энергии системы (изделия). При этом энергоемкость и проводимость среды предполагаются бесконечно большими. Тогда критерий необратимости процесса переноса зарядов превращается в коэффициент необратимых изменений состояния системы, т. е. в коэффициент старения и износа изделия. С учетом (4) имеем

$$|K_d| = k = \left| \frac{P'' - P'}{P'} \right|. \quad (5)$$

Применяя для обобщенной оценки агрессивности атмосферы модель изделия в виде моля воздушной смеси, представим соотношение (3) в конечных разностях

$$\dot{\Theta} = k \Delta W' / (T \Delta V \Delta \tau) = k (W'_1 - W'_2) / [T (V_1 - V_2) (\tau_1 - \tau_2)], \quad (6)$$

где $\dot{\Theta}$ — скорость изменения термического заряда диссипации в модели.

Полагая, что свойства воздушной смеси близки к свойствам идеального газа, примем величину V_1 равной объему одного моля газа $V_1 = N_m = 1$, $V_2 = 0$, $\tau_1 = 1$ с, $\tau_2 = 0$. Кроме того, учитывая отсутствие в стабилизированных нормальных условиях энергообмена между системой и средой и понимая под величиной W'_2 энергию работы входящего заряда в нормальных условиях, имеем $W'_2 = 0$. Тогда величина W'_1 , или просто W' , будет представлять собой энергию, перераспределенную работой входа заряда при отклонении окружающих условий от нормальных. В этом случае из равенства (6) получим

$$\dot{\Theta} = k W' / T, \quad (7)$$

где $\dot{\Theta}$ является, по существу, величиной, отражающей в рамках принятой модели текущее значение необратимых последствий внешних воздействий в Вт/(моль·К).

В свете изложенного уравнения (1) можно переписать в следующем виде:

$$\Delta \Theta = \Delta \Theta_n + \int_{t_n}^t \dot{\Theta}(\tau) d\tau, \quad (8)$$

где $t - t_n$ — выбранный период исследования.

Положим, что термический заряд диссипации, накопленный в одном моле модели к началу исследований (т. е. к моменту $t_n = 0$), равен нулю, $\Delta \Theta_n = 0$. Тогда, используя одно из основных свойств определенного интеграла — теорему о среднем значении, получим

$$\int_{t_n}^t \dot{\Theta}(\tau) d\tau = \dot{\Theta}_{cp}(t - t_n)$$

или при $t_n = 0$ с учетом (7) из соотношения (8) окончательно имеем для ограниченной системы

$$\Delta \Theta = \frac{k W'_{cp}}{T_{cp}} t = \left| \frac{P'' - P'}{P'} \right| \frac{W'_{cp} t}{T_{cp}}. \quad (9)$$

Причем, если величина $\dot{\Theta}$ отражает мгновенную мощность производимых атмосферой воздействий, то величина $\Delta \Theta$ представляет их сумму, т. е. общее количество произведенного термического заряда диссипации за некоторый период, выраженное в Дж/(моль·К).

Из выражения (9) следует, что для определения величины $\Delta\Theta$ необходимо знать средние значения температуры процесса переноса энергетических зарядов за выбранный период t и среднее значение энергии, расходуемой на работу против сил трения при протекании этого процесса. Эти значения могут быть получены или рассчитаны по имеющимся климатическим данным.

Из сказанного можно сделать следующие выводы:

— энтропийный метод назначения эквивалентных испытаний при его широком толковании в рамках общей теории термодинамики позволяет провести обобщенную оценку агрессивности атмосферы через величину термического заряда диссипации, возникающего из-за трения при энергообмене изделия и среды,

— погрешность термодиссипативного метода определяется принятыми ограничениями: отождествлением атмосферного воздуха с идеальным газом; отнесением затрат на преодоление трения при обмене только за счет энергии системы, а также точностью методов получения климатических данных,

— в предложенном методе оценки мощность воздействия внешней среды на изделие (или его модель) определяется скоростью производства термического заряда диссипации, выраженной в Вт/(моль·К), а интегральное воздействие за выбранный период — суммой произведенного термического заряда, выраженной в Дж/(моль·К).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бриллюэн Л. Научная неопределенность и информация.— М.: Мир, 1966.— 327 с.
2. Вейник А. И. Термодинамика.— Минск: Высшая школа, 1968.— 464 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 условий эксплуатации, хранения и транспортирования в части воздействия климатических факторов внешней среды.— М.: Изд-во стандартов, 1979.— 46 с.
5. ГОСТ 9039-74. Единая система защиты от коррозии и старения. Коррозионная агрессивность атмосферы.— М.: Изд-во стандартов, 1976.— 20 с.
6. Кожевников Б. Л. Методика и аппаратура для регистрации наружного увлажнения материалов с целью оценки агрессивности атмосферы. Автореф. дис. на соискание учен. степени канд. техн. наук.— Л.: Отпеч. на множительной технике ГГО, 1974.— 10 с.
7. Переверзев Е. С. Об одном термодинамическом принципе теории эквивалентных испытаний.— Надежность и качество, 1979, № 8, с. 13—17.

ВЛИЯНИЕ РАДИАЦИОННЫХ ВОЗДЕЙСТВИЙ НА СТАРЕНИЕ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРИБОРОВ

В работе [4] обоснован термодиссипативный (энтропийный) принцип обобщенной оценки агрессивных свойств атмосферы различных климатических районов. Проверка непротиворечивости таких оценок существующим представлениям — цель этой статьи.

Для контроля совместимости термодиссипативного метода с традиционными зависимостями и величинами, применяемыми в метеорологии, целесообразнее всего воспользоваться радиационным видом воздействий. Этот довольно простой вид воздействий вызван поглощением светового электромагнитного излучения, поступающего на поверхность средств измерений и изделий, что приводит последние к перегреву.

В нормальных условиях эксплуатации, как правило, существует слабый искусственный или естественный свет. При этом освещенность изделий настолько мала, что их поверхность практически не нагревается. Если энергией такого светового потока пренебречь, то всю энергию солнечного излучения — прямого и рассеянного, приходящего на изделия в открытой экспозиции, можно считать избыточной, приводящей к перегреву.

В соответствии с [4] мерой интенсивности внешнего воздействия является скорость производства термического заряда диссипации ($\dot{\Theta}$). Для ограниченной термодинамической системы, такой как мольная модель изделия, справедливо соотношение

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

где P' , P'' — потенциалы, побуждающие энергетические заряды ко входу и выходу из системы; W' — энергия, вовлеченная в обмен между системой и окружающей средой; t — время в секундах; N_m — количество вещества газа модели, равное одному молю; T — температура процесса энергообмена в кельвинах.

Энергия электромагнитного излучения для конечной системы определяется по [1] из формулы

$$\Delta W_0 = P_0 \Delta E_0, \quad (2)$$

где ΔW_0 — энергия электромагнитного излучения; P_0 — электромагнитный потенциал, которым служит частота ($P_0 = \nu$) в с^{-1} ; $\Delta E_0 = (E'_0 - E''_0)$ — разность электромагнитных зарядов, входящих и выходящих из системы.

При полном поглощении приходящего излучения $\Delta W_0 = W'$, $P''_0 = 0$, $E''_0 = 0$, $\Delta E_0 = E'_0$ или просто $\Delta E_0 = E_0$. Причем

$|(P''-P')/P'| = K_d = 1$, где K_d — коэффициент необратимости процесса. В этом случае соотношение (1) примет вид

$$\dot{\Theta}_s = \nu E_s / (TN_M t). \quad (3)$$

Из [2] также известно выражение для определения электромагнитного заряда

$$E_s = \rho t \omega F / \nu, \quad (4)$$

где ρ — объемная плотность энергии волны в Дж/м³; ω — скорость распространения электромагнитной волны в м/с; F — площадь сечения волновода в м².

Подставляя выражение (4) в уравнение (3), получим

$$\dot{\Theta}_s = \rho t \omega F / (TN_M t). \quad (5)$$

Если допустить, что в пределах модели молекулы воздуха взаимодействуют с поступающим излучением одинаково, то из них можно составить эквипотенциальную по отношению к излучению поверхность. Принимая эффективный диаметр молекул воздуха равным $0,365 \cdot 10^{-9}$ м [2], а число Авогадро — $6,0238 \cdot 10^{23}$, получим значение площади эквипотенциальной мольной поверхности (S_M), равное $63029,8$ м². Подставляя найденное значение в выражение (5), найдем величину в единицах Вт/(м²·К) из соотношения

$$\dot{\Theta}_s = \rho t \omega F / (S_M T t) = I / (T k_s), \quad (6)$$

где I — традиционная метеорологическая (актинометрическая) интенсивность солнечной радиации в Вт/м²; $1/T$ — энтропийный коэффициент в 1/К; k_s — безразмерный коэффициент связи, равный $63\,029,8$.

Интегрирование мгновенных значений величины $\dot{\Theta}_s$ по времени позволяет получить общее количество термического заряда диссипации, произведенного системой за выбранный период времени. При использовании в расчетах средних климатических значений соответствующих величин формула для определения конечной суммы имеет вид

$$\Delta \Theta_s = I_{cp} t / (T_{cp} k_s) = \Sigma / (T_{cp} k_s), \quad (7)$$

где $\Sigma = I_{cp} t$ есть традиционная метеорологическая величина за выбранный период, например — годовая сумма солнечной радиации в Дж/м².

Для оценки предельно возможного вклада радиационных воздействий в общую агрессивность атмосферы тех или других климатических районов были использованы материалы [3]. В табл. I приведены значения скорости производства термического заряда диссипации при полном поглощении солнечной радиации мольной моделью, т. е. для случая, когда вся энергия поступающего электромагнитного излучения расходовалась на преодоление трения

Таблица 1

Средние месячные характеристики климатических районов по скорости производства термического заряда диссипации при поглощении солнечной радиации (за все дни вне зависимости от облачности), Вт/(моль·К), 12 ч 30 мин местного времени

Климатический район	Обозначение	Представительный пункт	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Очень холодный	Ia	Якутск	0,32	0,91	1,69	2,28	2,14	2,44	2,17	1,93	1,34	0,83	0,43	0,18
Холодный	Iб	Улан-Уде	0,82	1,29	1,90	1,93	2,29	2,36	2,13	2,16	1,70	1,29	0,88	0,69
Умеренно холодный	IIa	Москва	0,40	0,83	1,36	1,73	2,04	2,49	1,83	1,53	1,08	0,76	0,43	0,30
Умеренно холодный влажный	IIв	Владивосток	0,14	1,86	2,16	2,14	2,09	2,01	1,76	2,01	1,91	1,63	1,26	1,17
Умеренно теплый	IIб	Одесса	0,72	1,06	1,53	2,12	2,50	2,67	2,78	2,52	2,10	1,38	0,64	0,54
Умеренно влажный теплый	IIбв	Рига	0,28	0,62	1,25	1,58	1,92	2,07	1,85	1,53	1,25	0,67	0,30	0,20
Теплый влажный	III	Сухуми	0,92	1,21	1,53	1,77	2,16	2,65	2,60	2,57	2,14	1,89	1,09	0,83
Сухой жаркий	IVa	Ташкент	1,19	1,46	1,72	2,26	2,74	3,08	3,06	2,98	2,60	1,89	1,24	0,92
Очень жаркий сухой	IVб	Ак-Молла	1,39	1,78	2,10	2,51	2,84	3,11	3,08	3,01	2,79	2,17	1,41	1,20

Средние месячные характеристики климатических районов по суммарному количеству термического заряда диссипации, произведенному при поглощении солнечной радиации, кДж/(моль·К)

Климатический район	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Год
Ia	145	448	1235	1910	2169	2509	2313	1702	1059	529	208	82	14 232
Iб	460	769	1431	1740	2250	2250	2219	1954	1399	939	511	372	16 350
IIa	208	454	1040	1450	2080	2143	2143	1689	1084	542	240	151	13 224
IIав	952	1223	1702	1765	1866	1677	1614	1626	1569	1235	845	756	16 829
IIб	416	592	1790	2383	2565	2679	2679	2269	1658	1008	448	356	17 358
IIбв	132	328	870	1349	2055	2206	2143	1607	977	466	164	88	12 404
III	567	800	1267	1658	2080	2458	2414	2269	1759	1223	725	511	17 743
IVa	674	845	1317	1840	1053	2792	2937	2641	2042	1374	800	586	20 359
IVб	927	1141	1677	2023	2660	3007	2962	2773	2269	1645	1053	763	22 905

при прохождении объема моля. Расчеты проводились по формуле, полученной из соотношения (6)

$$\dot{\Theta}_s = k' I_{\text{ср}}^T / T_{\text{ср}}^T,$$

где $I_{\text{ср}}^T$ — стандартное табличное значение средней интенсивности солнечной радиации; $T_{\text{ср}}^T$ — среднее значение температуры климатических районов за год в кельвинах [3]; k' — коэффициент связи, равный 697,8. Из табл. 1 видно, что, как и в работе [3], максимальная мощность агрессивного воздействия солнечной радиации характерна для очень жаркого климатического района IVб в июне, а минимальная — в районе Ia в январе.

Интегральное количество произведенного термического заряда диссипации представлено для климатических районов в табл. 2. Расчеты производились по формуле, полученной из выражения (7):

$$\Delta \Theta_s = k'' \sum^T T_{\text{ср}}^T,$$

где \sum^T — сумма солнечной радиации в Вт/м² по месяцам и за год [3]; k'' — коэффициент связи. Из табл. 2 следует, что, как и в стандарте [3], наибольшая опасность агрессивного поражения от солнечной радиации существует в районе IVб, а наименьшая — в районе IIбв.

В заключение можно сделать следующие выводы:

— предложенный термодиссипативный способ оценки обобщенной агрессивности атмосферы дает значения, которые не противоречат существующим представлениям о климате районов,

— предложенные оценки увязываются с традиционными метеорологическими (актинометрическими) величинами, применяемыми для отражения степени опасности радиационных солнечных воздействий.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Вейник А. И. Термодинамика.— Минск: Высшая школа, 1968.— 464 с.
2. ГОСТ 4401-73. Стандартная атмосфера. Параметры.— М.: Изд-во стандартов, 1974.— 117 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 агрессивности атмосферы на межповоротные интервалы.— См. наст. сб.

ВЛИЯНИЕ ВЕТРОВЫХ ВОЗДЕЙСТВИЙ НА ИЗНОС МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРИБОРОВ

В публикации [5] были развиты положения о термодиссипативных (энтропийных) оценках общей агрессивности атмосферы мест эксплуатации метеорологических средств измерений и других технических изделий. В работе [6] на радиационном виде воздействий среды доказана непротиворечивость подобных оценок существующим представлениям. Ниже в предлагаемой статье проведена оценка вклада в агрессивность атмосферы другого фактора — ветровых воздействий.

В соответствии с положениями публикации [5] мерой интенсивности необратимых внешних воздействий со стороны атмосферы на метеорологические приборы и другие изделия может служить скорость производства термического заряда диссипации. Для ограниченной термодинамической системы, к которой относится выбранная молярная модель изделия, справедлива формула

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

где $\dot{\Theta}$ — скорость производства термического заряда диссипации, вызванного трением энергообмена между изделием и средой; W' — энергия, вовлеченная в обмен между системой и окружающей ее средой; P' , P'' — входные и выходные потенциалы, возбуждающие энергообмен; T — температура процесса обмена; N_M — количество вещества системы; t — время.

В нормальных условиях движение воздуха практически отсутствует. При ветре энергия моля воздуха ветрового потока отличается от энергии такого же моля в нормальных условиях наличием кинетической энергии. Из общей теории термодинамики [2] приращение кинетической формы движения для системы определяется из выражения

$$dW_k = P_k dE_k = \omega d(\omega m), \quad (2)$$

где ω — скорость поступательного движения системы; m — ее масса; $P_k E_k$ — потенциал и заряд кинетической (поступательной) формы движения.

Интегрируя выражение (2) при условии $m = \text{const}$, получим известную формулу для кинетической энергии

$$W_k = m \omega^2 / 2. \quad (3)$$

Следует отметить, что ветер является одним из самых важных факторов среди механических воздействий атмосферы. Ветер оказывает давление (и иногда весьма существенное) на различные гражданские и промышленные конструкции, высотные сооружения

и мачты, различные объекты, находящиеся в полете, на опоры и провода линий электропередачи и связи. Совершенно очевидно, что сила этого давления, действующая на единицу поверхности, не может превосходить величину кинетической энергии, т. е.

$$F \leq c W_k = (m \bar{\omega}^2 / 2) c,$$

где F — сила давления; $\bar{\omega}$ — средняя скорость ветра; c — коэффициент аэродинамического сопротивления, зависящий от формы препятствия, омываемого потоком ветра, и числа Рейнольдса.

В случае полного торможения ветра при столкновении его с бесконечной поверхностью, расположенной перпендикулярно к направлению ветра, вся кинетическая энергия потока превращается в тепло, которое рассеивается ($c=1$). В результате вся избыточная энергия движущегося в потоке моля модели изделия расходуется на преодоление трения неподвижной среды препятствия. Для такого случая из выражений (1) и (2) вытекает равенство $W' = W_k$. В нормальных условиях, как уже отмечалось, ветер отсутствует, т. е. $W_k'' = 0$, $P'' = 0$, и, следовательно, $\left| \frac{P'' - P'}{P'} \right| = 1$.

Тогда соотношение (1) можно переписать в следующем виде:

$$\dot{\Theta}_k = W_k / TN_M t = m \bar{\omega}^2 / 2 TN_M t. \quad (4)$$

Принимая $N_M = 1$ молю и $t = 1$ с, из (4) окончательно получим

$$\dot{\Theta}_k = m_M \bar{\omega}^2 / 2 T, \quad (5)$$

где m_M — масса одного моля воздуха, равна $28,964 \cdot 10^{-3}$ кг [3]; $\dot{\Theta}_k$ — скорость производства термического заряда при полном рассеивании кинетической энергии ветра.

Из выражения (5) были найдены текущие значения величины $\dot{\Theta}_k$. При расчетах использовались средние годовые температуры климатических районов, взятые из стандарта [4]. Полученные результаты сведены в табл. 1. Из таблицы видно, что воздействие ветра быстро возрастает с увеличением его скорости. Так, при скорости 37 м/с значения величины $\dot{\Theta}_k$ достигают 70—80 мВт/(моль·К). Это в 5—10 раз меньше, чем скорость производства термического заряда диссипации $\dot{\Theta}_\theta$ при воздействии радиации Солнца [6]. Реальные текущие значения величины $\dot{\Theta}_k$ могут отличаться от приведенных в табл. 1 средних значений из-за влияния температуры воздуха и наличия в потоке ветра пыли, аэрозолей и частиц осадков.

Не менее важной величиной, чем $\dot{\Theta}_k$ при обобщенных оценках агрессивности отдельных климатических районов, является величина полного термического заряда диссипации $\Delta \Theta_k$, произведенного ветром за год. Из [5] для этой величины можем записать

$$\Delta \Theta = \Delta \Theta_n + \int_{t_n} \dot{\Theta}(\tau) d\tau,$$

где $t - t_n$ — выбранный период исследования; $\Delta \Theta_n$ — термический

Таблица 1

Характеристика климатических районов по скорости производства термического заряда диссипации при полном торможении потока ветра, движущегося с различными скоростями, мВт/(моль·К)

Климатический район	Средняя годовая температура района, К	Скорость ветра, м/с						
		1	3	5	7	9	11	13
Ia	260,66	0,06	0,50	1,39	2,72	4,50	6,72	9,39
Iб	271,66	0,05	0,48	1,33	2,61	4,32	6,45	9,00
IIa	277,66	0,05	0,47	1,30	2,56	4,22	6,31	8,81
IIав	277,66	0,05	0,47	1,30	2,56	4,22	6,31	8,81
IIб	282,66	0,05	0,46	1,28	2,51	4,15	6,20	8,66
IIбв	279,16	0,05	0,47	1,30	2,54	4,20	6,28	8,77
III	287,66	0,05	0,45	1,26	2,47	4,08	6,09	8,51
IVa	286,66	0,05	0,45	1,26	2,48	4,09	6,11	8,54
IVав	287,66	0,05	0,45	1,26	2,47	4,08	6,09	8,51
IVб	289,66	0,05	0,45	1,25	2,45	4,05	6,05	8,45
В целом по СССР	272,16	0,05	0,48	1,33	2,61	4,31	6,44	8,99

Климатический район	Средняя годовая температура района, К	Скорость ветра, м/с						
		15	17	19	22	26	30	37
Ia	260,66	12,50	16,06	20,06	26,89	37,56	50,00	76,06
Iб	271,66	11,99	15,41	19,24	25,80	36,04	47,98	72,98
IIa	277,66	11,73	15,07	18,83	25,24	35,26	46,94	72,98
IIав	277,66	11,73	15,07	18,83	25,24	35,26	46,94	72,98
IIб	282,66	11,53	14,81	18,50	24,80	34,64	46,11	71,40
IIбв	279,16	11,67	14,99	18,73	25,11	35,07	46,69	70,14
III	287,66	11,33	14,55	18,24	24,37	34,03	45,31	71,02
IVa	286,66	11,37	14,60	18,17	24,45	34,15	45,47	68,92
IVав	287,66	11,33	14,55	18,24	24,37	34,03	45,31	71,02
IVб	289,66	11,25	14,45	18,05	24,20	33,80	45,00	68,92
В целом по СССР	272,16	11,97	15,38	19,21	25,75	35,97	47,89	72,85

заряд диссипации, накопленный в системе к началу периода исследования, т. е. к моменту $t_H=0$.

Полагая $\Delta\theta_H=0$ и $t-t_H=1$ год, из [5] с учетом выражения (5) получим

$$\Delta\theta_K = \sum_1^n \frac{m_m \bar{\omega}_n^2 t_n}{2T_{cp}}, \quad (6)$$

Таблица 2
Интегральная продолжительность существования скоростей ветра различных значений в климатических районах в процентах от года

Климатический район	Представительный пункт	Среднее интегральное значение скорости ветра, м/с														
		1	3	5	7	9	11	13	15	17	19	22	26	30	37	
		Ia	Якутск	55,6	24,8	12,5	4,9	1,5	0,2	0,34	0,04	0,11	0,01			
Iб	Улан-Уде	49,8	23,7	13,5	6,6	2,7	1,0	1,3	0,5	0,7	0,1	0,1				
IIa	Москва (Костюковичи)	25,4	30,4	22,9	13,2	5,9	1,2	0,8	0,1	0,08	0,02					
IIв	Владивосток	14,8	15,2	18,1	16,2	18,3	3,0	4,8	3,1	3,6	1,7	0,8	0,3	0,04	0,06	
III	Одесса (Комрат)	37,3	28,9	16,3	9,0	4,3	2,2	0,9	0,5	0,4	0,1	0,1				
IIIв	Рига (Клайпеда)	10,9	23,3	24,6	16,7	8,1	5,5	5,5	1,9	2,5	0,4	0,38	0,13	0,08	0,01	
IIIв	Батуми (Самтредиа)	53,2	21,1	12,4	5,2	3,2	0,2	1,5	0,3	1,7	0,2	0,97	0,03			
IVa	Ташкент (Джизак)	52,2	21,4	11,8	7,5	3,9	0,7	1,4	0,4	0,5	0,2					
IVв	Астара (Сумгаит)	11,5	18,1	15,4	16,1	9,5	10,2	5,2	4,4	4,0	2,8	1,5	1,0	0,2	0,1	
IVб	Ашхабад (Термез)	57,0	22,8	9,0	4,4	2,3	0,9	1,85	0,57	0,75	0,06	0,29	0,08			

где ω_n — среднее значение скорости ветра в некотором интервале скоростей; t_n — общая продолжительность нахождения скорости ветра в данном интервале в течение года.

Для определения значений t_n были использованы материалы работы [1]. По ним были найдены периоды t_n в процентах от года, приведенные в табл. 2. Сами значения суммарного термического заряда диссипации $\Delta\Theta_n$, произведенного ветром за год в отдельных климатических районах, даны в табл. 3. Из нее следует, что в при-

Таблица 3

Характеристика климатических районов по суммарному количеству термического заряда диссипации, производимому при полном торможении ветра

Климатический район	Ia	Iб	IIa	IIв	III	IVa	IVв	IVб		
Сумма заряда за год, кДж/(моль·к)	18,9	31,7	38,3	117,0	36,0	90,9	39,1	29,5	115,9	33,5

брежных районах вклад ветровых воздействий в агрессивность атмосферы примерно втрое больше, чем во внутренних районах суши.

Таким образом, ежегодный вклад ветровых воздействий в общую агрессивность атмосферы климатических районов не превышает сотен кДж/(моль·К); средняя скорость производства термического заряда диссипации при полном торможении ветра измеряется десятками мВт/(моль·К).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Анапольская Л. Е. Режим скоростей ветра на территории СССР.— Л.: Гидрометеиздат, 1961. — 200 с.
2. Вейник А. И. Термодинамика.— Минск: Высшая школа, 1968.— 464 с.
3. ГОСТ 4401-73. Стандартная атмосфера. Параметры.— М.: Изд-во стандартов, 1974.— 117 с.
4. ГОСТ 16350-70. Климат СССР. Районирование и характеристики климатических параметров для промышленных изделий.— М.: Изд-во стандартов, 1978.— 40 с.
5. Кожевников Б. Л. Влияние агрессивности атмосферы на межповоротные интервалы.— См. наст. сб.
6. Кожевников Б. Л. Влияние радиационных воздействий на старение метеорологических приборов.— См. наст. сб.

КОМПЛЕКСНЫЙ МЕТОД ИССЛЕДОВАНИЯ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

На основании анализа характера возникновения и проявления физических процессов, вызывающих потоки метрологических и явных отказов средств измерений (СИ), эволюции состояний СИ в процессе их эксплуатации, специфики системы метрологического обслуживания СИ, а также на основании анализа существующих методов определения межповерочных интервалов (МПИ) СИ в отделе метрологии Главной геофизической обсерватории им. А. И. Воейкова разработан комплексный метод исследования метрологической надежности СИ.

Предлагаемый метод предназначен для достаточно широкого класса задач, в том числе для исследования изменения метрологической надежности СИ в процессе их эксплуатации, для расчета оптимальной функции управления метрологической надежностью СИ с учетом всей специфики процесса эксплуатации, а также фактических возможностей существующей системы метрологического обеспечения (СМО).

Комплексный метод позволяет исследовать и учесть нестационарность возникновения потоков метрологических и явных отказов, неадекватность функций распределения наработки на метрологический отказ «новых» и «старых» (прошедших неоднократный ремонт и поверку) СИ, математически промоделировать траектории процесса эксплуатации СИ, сохраняя сущность и характер физического эксперимента, и, используя статистические методы обработки его результатов, оценить эффективность и достоверность полученного оптимального алгоритма проверок СИ управления метрологической надежностью СИ.

Блок-схема комплексного метода приведена на рис. 1 и представляет собой пакет программного обеспечения (на основе методов статистического моделирования, регрессионного и дискриминантного анализа) достаточно широкого класса практических задач оптимизации алгоритмов управления, оценки эффективности метрологического функционирования и обслуживания СИ, прогнозирования. Метод опробован на задачах расчета оптимальных функций управления (межповерочных интервалов) СИ и прогнозирования метрологической надежности СИ давления, используемых в системе Госкомгидромета.

Система модулей пакета реализует алгоритмы расчета следующих задач: моделирование процесса эксплуатации СИ (на основе метода Монте-Карло); построение оптимальной модели дрейфа нормируемых метрологических характеристик (НМХ) СИ и прогнозирование дальнейшего развития дрейфа (регрессионный

и дискриминантный анализы); формирование массивов функций управления различными типами стратегий; выбор оптимальной функции управления (расчета МПИ) процессом эксплуатации СИ по критериям надежность — стоимость; оценка достоверности расчета МПИ СИ.

В основу комплексного метода положен метод статистических испытаний (метод Монте-Карло) [3], позволяющий решать статистические задачи с помощью математического моделирования случайных событий или процессов на ЭВМ. Он заменяет физический эксперимент математическим исследованием, сохраняя сущность и характер эксперимента, и использует статистические методы для обработки его результатов.

Решающим преимуществом метода Монте-Карло по сравнению с известными методами исследования надежности СИ является то, что он позволяет решать задачи при любых законах распределения параметров надежности СИ. При этом единственным условием является априорное знание этих законов, распределение в каждом конкретном случае может быть произвольным.

При исследовании метрологической надежности СИ возможность получения достоверных результатов определяет наличие априорной информации об изменении параметров метрологической надежности СИ во времени. Практика эксплуатации СИ показывает, что реально наблюдаются четыре ситуации, определяющие принципиально различные методы решения задачи управления метрологической надежностью СИ, а именно:

1) полное наличие статистических данных об изменении нормируемых метрологических характеристик (НМХ) во времени по всему парку СИ;

2) недостаточное наличие статистических данных об изменении НМХ СИ во времени (недостаточная репрезентативность);

3) полное отсутствие статистических данных об изменении НМХ СИ во времени, но возможность получения их в полном объеме, достаточном для решения задач путем проведения испытаний СИ на долговременную стабильность;

4) полное отсутствие статистических данных об изменении НМХ СИ во времени и невозможность получения репрезентативных данных путем проведения испытаний СИ на долговременную стабильность (уникальность СИ, малые партии, отсутствие образцовых СИ, большая продолжительность и стоимость испытаний и т. д.).

Приведенные выше ситуации во многом определяют необходимость комплексного подхода к задаче исследования метрологической надежности СИ, т. е. исследования различными методами, объединенными в единое целое с учетом всех влияющих факторов в совокупности. Кроме этого, существующие в настоящее время методы управления метрологической надежностью основываются на чисто статистических моделях и не описывают процессов, приводящих к изменению метрологической надежности СИ во времени, что не позволяет точно описывать общий процесс изменения метрологической надежности СИ во времени. В значительной час-

ти эти методы (расчета межповерочных интервалов МПИ) основываются на стационарных моделях изменения надежности во времени и не учитывают динамики развития процессов приработки, старения и износа, а также их нестационарности.

Отсутствие учета зависимости метрологических характеристик СИ от их срока службы, различие функций распределения новых и старых СИ приводит к невозможности получения достоверных результатов, т. е. оптимальных функций управления метрологической надежностью.

Вышеизложенное вызывает необходимость разработки комплексного метода исследования метрологической надежности СИ. На основании приведенных ситуаций о возможных вариантах наличия априорной информации о параметрах метрологической надежности СИ комплексный метод предусматривает независимость решения поставленной задачи управления метрологической надежностью (расчета МПИ) от наличия или отсутствия информации об эксплуатации СИ.

Для практической реализации независимости решения от наличия или отсутствия информации об изменении НМХ СИ во времени используется принцип оптимальности: оптимальная последовательность решений обладает тем свойством, что каким бы ни было начальное решение, остальные решения должны быть оптимальной последовательностью решений по отношению к результату первого решения.

Применение этого принципа к решению задачи оптимального управления метрологической надежностью по существу означает использование принципа декомпозиции: в начале находится решение подзадач, причем различными методами, что и обеспечивает их независимость и достоверность, затем решения подзадач используются для отыскания решения больших подзадач и, наконец, для решения самой задачи.

Для реализации комплексного метода исследования метрологической надежности СИ исходной информацией могут являться как результаты периодической аттестации СИ и результаты испытаний СИ на долговременную стабильность, так и результаты моделирования возникновения и распределения во времени потока метрологических отказов СИ. Использование различных параметров метрологической надежности, полученных различными видами испытаний, включая и статистические методы, обеспечивает достоверность и независимость результатов, однако требует разработки различных методов и алгоритмов поставленной задачи.

Как видно из блок-схемы (см. рис. 1), комплексный метод включает в себя три независимые ветви решения задачи, взаимодополняющие себя и обеспечивающие достоверность получаемых результатов.

В случае отсутствия или недостатка априорной информации о параметрах метрологической надежности СИ и изменений их во времени предусматривается проведение испытаний СИ на долговременную стабильность и получение исходных массивов измене-

ний систематической погрешности $\Delta_i(t)$ во времени по типам СИ. В этом случае функционируют левая и средняя ветви, причем независимость функционирования и наличие обратной связи резко повышают сходимость поиска оптимального алгоритма управления метрологической надежностью, а различие методов решения задачи обеспечивает достоверность результатов.

В ситуации, когда наблюдается полное отсутствие статистических данных об изменении НМХ СИ во времени и невозможность получения репрезентативных данных путем проведения испытаний СИ на долговременную стабильность для получения массивов исходных данных моделируются потоки метрологических отказов методами статистического моделирования. В этом случае функционирует только средняя ветвь решения. В случае полного и частичного наличия информации о параметрах метрологической надежности функционируют все три ветви решения, так как их наличие улучшает сходимость результатов и ускоряет поиск оптимального алгоритма.

Рассмотрим блок-схему комплексного метода отдельно по блокам и опишем их функционирование.

Левая ветвь решения задачи расчета оптимального алгоритма управления метрологической надежностью представляет собой метод исследования и выбора оптимально достоверной модели дрейфа систематической составляющей погрешности СИ во времени. На основании полученной модели производится расчет МПИ для типа СИ (типовых МПИ) в соответствии с [7]. Затем на основании результатов аттестации (поверок) конкретного СИ производится адаптация модели к конкретным условиям эксплуатации и состоянию индивидуального СИ и расчет по адаптированной модели уже индивидуальных МПИ и значений корректируемой систематической погрешности (поправок) СИ, что для высокостабильных СИ позволяет производить поверку СИ расчетным методом, т. е. по индивидуальной модели дрейфа НМХ.

Необходимая для решения задачи по левой ветви информация об изменении во времени систематической составляющей погрешности (поправок) СИ может поступать как из результатов испытаний на долговременную стабильность СИ, так и из результатов аттестации (поверок) СИ, а также взаимно дополняться.

Формирование исходных массивов осуществляется по типам СИ. Затем по результатам первичной обработки массивов, представляющей собой расчет математического ожидания (МО) и среднего квадратического отклонения (СКО) систематической составляющей погрешности СИ в дискретные интервалы времени методом регрессивного анализа, строится полиномиальная модель дрейфа, которая в дальнейшем используется как имитатор дрейфа, т. е. по коэффициентам модели, полученным с определенным средним квадратическим отклонением методом перебора в интервале оценки коэффициентов, определенных с 99 %-ной доверительной вероятностью, формируется массив коэффициентов модели с заданной дискретностью, а следовательно, и массив всех

возможных моделей. Алгоритм формирования массива моделей можно представить в следующем виде:

$$M(a_i) = \begin{cases} a'_{11} = a_{11} - \sigma_{11} + T_0 \leq a_{11} + \sigma_{11}, \\ a'_{12} = a_{12} - \sigma_{12} + 2T_0 \leq a_{12} + \sigma_{12}, \\ \vdots \\ a'_{ij} = a_{ij} - \sigma_{ij} + kT_0 \leq a_{ij} + \sigma_{ij}, \end{cases} \quad (1)$$

где $M(a'_i)$ — массив коэффициентов модели дрейфа; T_0 — заданная дискретность коэффициентов; σ_{ij} — среднее квадратическое отклонение коэффициентов; $k=1, 2, 3, \dots, n$. Аналогичным образом представляются массивы всех коэффициентов модели дрейфа и формируется массив u моделей в виде полиномов.

Алгоритм программы, реализующий построение моделей дрейфа, расчет дисперсии погрешности и дальнейший прогноз дрейфа систематической составляющей погрешности СИ во времени, можно записать в следующем виде:

$$Y_d(t) = \sum_{i=1}^m \alpha_i t^{i-1}, \quad (2)$$

где $Y_d(t)$ — модель дрейфа; α_i — параметры модели; t — время.

Будем характеризовать точность характеристик стабильности СИ дисперсией $\hat{\Delta} \alpha_i$ оценок $\hat{\alpha}_i$ параметров α_i зависимости $Y_d(t)$ модели дрейфа вида (2) от времени t или дисперсией $d\hat{Y}_d(\Theta)$ оценок значений $Y_d(t)$ в заданной точке $t=\Theta$. Точность точечной оценки дрейфа $\hat{Y}_d(t)$ будем характеризовать дисперсией σ^2 .

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

В соответствии с теоремой о наилучших линейных оценках [11], если средняя (регрессия) $Y_d(t) = \varepsilon[\hat{Y}(t)]$ является линейной зависимостью от неизвестных параметров

$$\varepsilon[\hat{Y}(t)] = \bar{\alpha}^T \bar{f}(t), \quad (3)$$

где $\bar{f}^T = \|f_1(t), f_2(t), \dots, f_M(t)\|$ — известные функции; $\bar{\alpha}^T(t) = \|\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m\|$ — неизвестные параметры, и в точках t_i , $i=\overline{1, n}$ произведены независимые измерения $\hat{y}(t_i)$ с дисперсиями σ_i^2 ,

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

$$\hat{\alpha} = M^{-1}Y, \quad (4)$$

где

$$M = \sum_{i=1}^n \omega_i \cdot \bar{f}(t_i) \bar{f}^T(t_i) \quad (5)$$

— неособенная матрица $\{m \times m\}$;

$$Y = \sum_{i=1}^n \omega_i \hat{y}(t_i) \bar{f}(t_i), \quad \omega_i = \sigma_i^{-2}. \quad (6)$$

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

$$D(\hat{\alpha}) = \{\text{cov}[\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_j]\}_{i, j=1, \overline{m}} = M^{-1}. \quad (7)$$

Если в каждой точке t_i проведено r_i измерений, то формулы остаются верны при $\omega_i = r_i/\sigma_i^2$, а вместо $\hat{y}_{r_i}(t_i)$ используют

$$\hat{y}(t_i) = \sum_{k=1}^{r_i} \hat{y}_k(t_i)/r_i, \quad \sum_{i=1}^n r_i = N. \quad (8)$$

Из этих результатов видно, что при равноточных измерениях $\sigma_i^2 = \sigma^2$ имеет место

$$D(\hat{\alpha}) = \left[\sum_{i=1}^n r_i \bar{f}(t_i) \bar{f}^T(t_i) \right]^{-1} \sigma^2. \quad (9)$$

При равноточных измерениях также проста связь $dY_{\pi}(t)$ и σ^2 :

$$dY_{\pi}(t) = \bar{f}^T(t) \left[\sum_{i=1}^n r_i \bar{f}(t_i) \bar{f}^T(t_i) \right]^{-1} \bar{f}(t) \sigma^2. \quad (10)$$

Если в уравнениях (1)—(10) задаться требуемыми значениями коэффициентов матрицы $D(\hat{\alpha})$ или значением $dY_{\pi}(t)$ в заданной точке $t = \Theta$, то при любых множествах $\{t_i\}_{i=1, \overline{n}}$ и $\{r_i\}_{i=1, \overline{n}}$ и при любой заданной системе базисных функций $\{f_i(t)\}_{i=1, \overline{m}}$ можно легко определить необходимое значение.

Для решения задачи выбора оптимальной модели дрейфа формируются обучающая выборка, представляющая из себя массив значений $M_{об}[\Delta_i(t)]$, и некоторые дополнительные обучающие параметры ($M_{от}$, σ_{π}), которым должна удовлетворять оптимальная модель дрейфа.

Формирование массивов обучающей выборки является наиболее важной процедурой выбора оптимальной модели и реализуется по нескольким принципиально различным алгоритмам, что позволяет повысить эффективность обучения и сокращает длительность поиска оптимальной модели. Один из возможных алгоритмов реализован на основе дискриминантного анализа и использует ряд стандартных подпрограмм DMATX, MINV, DISCR, изло-

женных в [3]. В основу алгоритма формирования обучающей выборки положено разделение временного массива $M[\Delta_i(t)]$ на несколько статистически однородных групп, которые в свою очередь подразделяются на 3—5 подгрупп, для которых с целью классификации элементов массивов группы в одну из нескольких подгрупп вычисляется совокупность линейных функций по данным этого множества подгрупп. Отнесение элемента статистически однородной группы (выборки) к одной из подгрупп (в пределах группы) выполняется по оценке вычисленной линейной функции и нахождения подгруппы, для которой это значение будет наибольшим. Разделение исходного временного массива $M[\Delta_i(t)]$ на статистически однородные группы задается априорно в соответствии с критерием Уилкоксона [13], что позволяет получить статистически однородные группы (выборки), равномерно распределенные в течение всего срока службы СИ, т. е. образы состояний СИ и их модификации (переходы), характерные для типа СИ. Классификация элементов массивов внутри каждой статистически не-

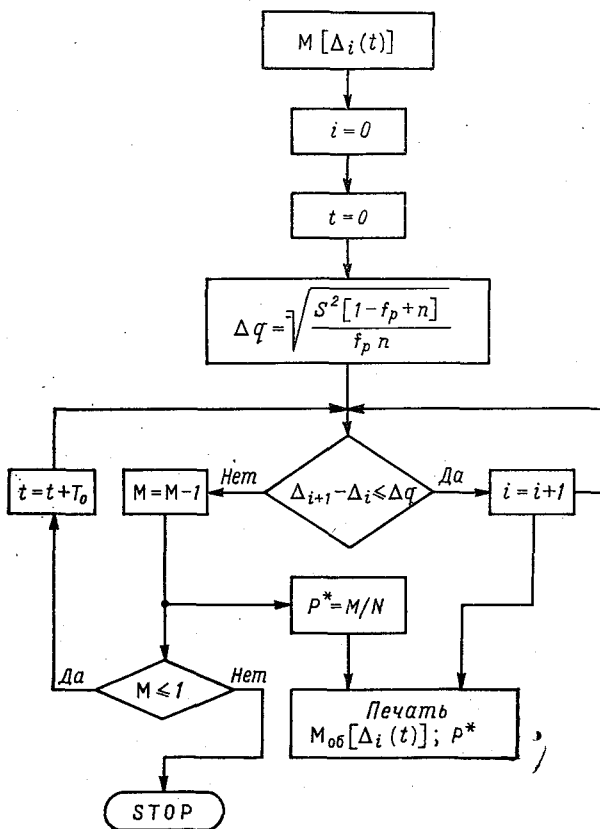


Рис. 2. Алгоритм формирования обучающей выборки.

зависимой выборки по подгруппам, соответствующим дискретным моментам эксплуатации СИ в порядке их возрастания, позволяет получить эволюцию состояний СИ во времени, т. е. обучающую выборку (группу).

Представив описанной процедурой весь временной массив $M[\Delta_i(t)]$ в виде статистически однородных упорядоченных групп, мы получаем в целом обучающую выборку, каждая из групп которой соответствует определенному состоянию СИ, т. е. позволяет формализовать образы состояний и их модификации во времени. По обучающей выборке строится одна из оптимально-предполагаемых моделей дрейфа. Эффективностью формирования обучающей выборки и модели дрейфа полученных моделей служит критерий дисперсий как коэффициентов модели, так и математических ожиданий $E\Delta_i(t)$ в каждой подгруппе, которые должны быть значительно меньше, чем в исходном массиве $M[\Delta_i(t)]$ и у любой из моделей, сформированных по нему. Полученная оптимально-предполагаемая модель дрейфа будет более чувствительна к влиянию нестационарных процессов старения и износа СИ и используется для дополнения уже сформированного массива моделей.

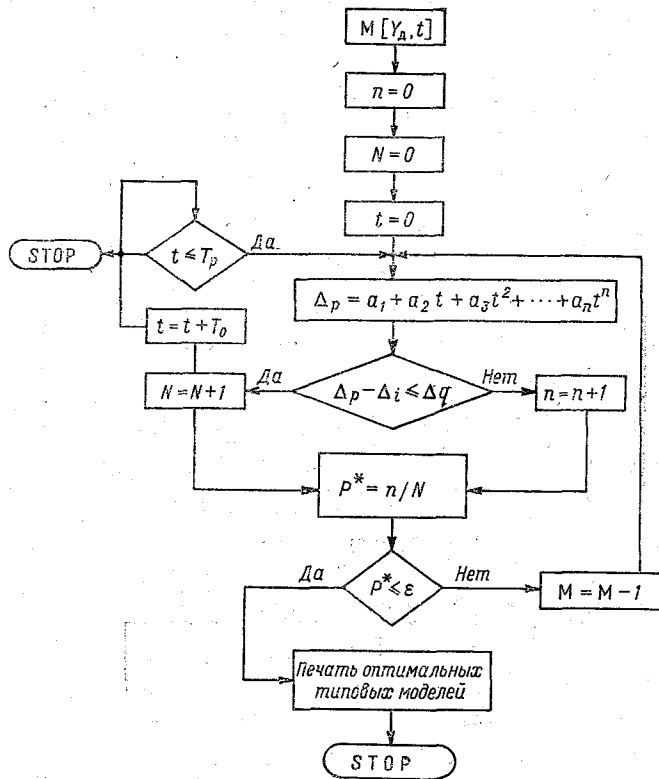


Рис. 3. Алгоритм выбора оптимальной модели.

Другим из возможных вариантов алгоритмов формирования обучающей выборки является алгоритм, приведенный на рис. 2.

По массиву полученной обучающей выборки строится аналогично изложенному выше оптимально-предполагаемая типовая модель дрейфа, дополняющая уже сформированный массив моделей дрейфа. Необходимость описанной процедуры двойного формирования массива моделей дрейфа вызвана стремлением повысить чувствительность моделей к истинному процессу дрейфа, вызванному процессами старения и износа СИ.

Оптимальной моделью с метрологической точки зрения следует считать модель дрейфа, расчетное значение которой в любой дискретный интервал времени не отличается от фактически наблюдаемого значения изменения систематической составляющей погрешности (при поверках) за тот же интервал времени более чем на предел допуска на повторную поверку СИ.

Допуск на повторную поверку СИ может быть рассчитан по формуле

$$\Delta q = \sqrt{\frac{S^2(1-f_p+n)}{f_p n}}, \quad (11)$$

где S^2 — дисперсия погрешностей (поправок) в серии; n — количество измерений в серии; f_p — квантиль распределения Фишера.

Один из вариантов алгоритма обучения выбору оптимальной модели представлен на рис. 3.

Вторая ступень проверки выбора оптимальной модели дрейфа осуществляется по алгоритму, приведенному на рис. 4. Далее по оптимальной типовой модели дрейфа рассчитывается МПИ по алгоритму, изложенному в [7].

Из второго неравенства Чебышева имеем:

$$P = \{ |Y_d(t) - M_{Y_d(t)}(t)| \geq K_{rp}(t) \sigma_{Y_d(t)}(t) \} \leq 1/K_{rp}^2(t), \quad (12)$$

$$K_{rp}(t) = \frac{|M_{Y_d(t)}(t) - a_{rp}|}{\sigma_{Y_d(t)}(t)}, \quad (13)$$

$$a_{rp} = \begin{cases} a_v & \text{при } M_{Y_d(t)}(t) \geq 0, \\ a_n & \text{при } M_{Y_d(t)}(t) < 0, \end{cases} \quad (14)$$

где a_v , a_n — верхние и нижние границы поля допуска предельно допускаемой погрешности СИ;

$$Q(t) \leq 1/K_{rp}^2(t) \quad (15)$$

откуда

$$Q(t) - \alpha = 0 \quad (16)$$

— уравнение невыхода модели дрейфа за установленные границы.

Задав уровень доверительной вероятности $\alpha = 0,05$ выхода модели за установленные границы, рассчитаем из уравнения

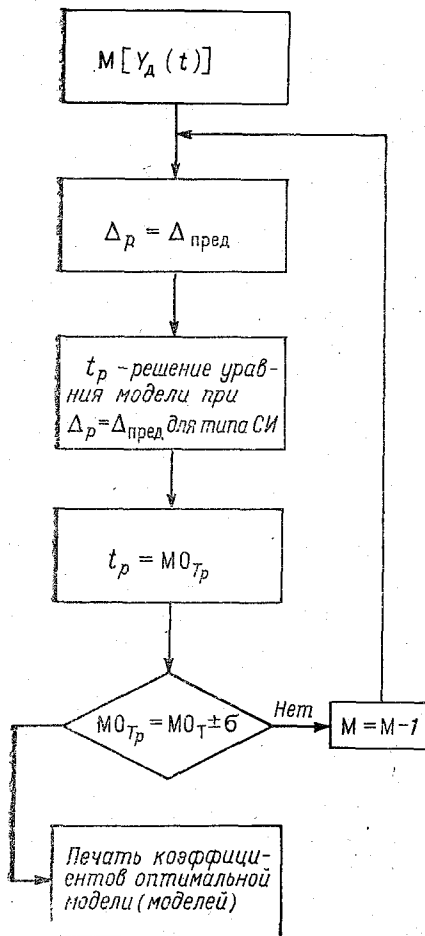


Рис. 4. Алгоритм проверки оптимальности модели дрейфа.

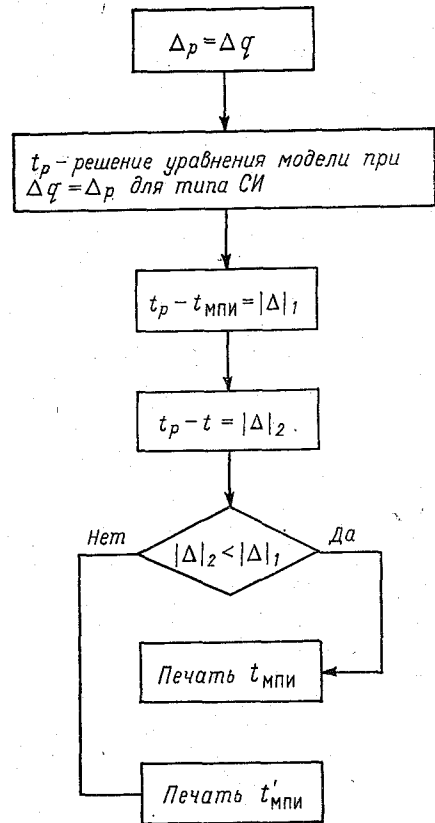


Рис. 5. Алгоритм оценки результатов расчета МПИ и выбор оптимального из них.

модели МПИ, соответствующий принятой доверительной вероятности

$$Y_d(t) \leq 1/K_{гр}^2(t) - 0,05. \quad (17)$$

Аналогичный расчет МПИ дублируется (для повышения достоверности расчета) по алгоритму, изложенному в [7].

1. Рассчитывается оценка согласованности оптимальной модели с массивами обучающей выборки

$$M_{об}[\Delta_i(t)] \quad \text{в виде } S_{MO_{гр}} = \sqrt{\frac{\sum (t'_i - t_i)^2}{N-1}}, \quad (18)$$

где t'_i — расчетное значение периода изменения $\Delta_i(t)$ по модели

дрейфа; t_i — фактическое значение периода, за который наблюдалось изменение $\Delta_i(t)$ — элемента массива $M_{об}[\Delta_i(t)]$.

Таким образом, подставляя в уравнение оптимальной типовой модели дрейфа фактически наблюдаемые значения $\Delta_i(t)$, рассчитаем периоды их возможного наблюдения и, сравнивая их с реально наблюдаемыми периодами, за которые наблюдалось изменение $\Delta_i(t)$, оценим фактическую дисперсию модели дрейфа.

2. Приняв величину $3S_{MO_{гр}}$ за верхнюю границу фактической дисперсии модели, рассчитаем оптимальный МПИ как нижнюю границу интервала $MO_{гр} - 3S \leq t'_{МПИ} \leq MO_{гр} + 3S$, соответствующую доверительной вероятности 0,9973:

$$MO_{гр} - 3S_{MO_{гр}} \leq t'_{МПИ}. \quad (19)$$

Оценка достоверности результатов расчета МПИ и выбор оптимально соответствующей требованиям стабильности систематической погрешности СИ во времени осуществляется по алгоритму, приведенному в [7] (рис. 5).

Таким образом, получив две независимые оценки МПИ по левой ветви решения задачи и выбрав оптимальную из них, необходимо оценить достоверность расчета МПИ с учетом процесса метрологического обслуживания, т. е. с учетом браков поверки I, II рода, вероятности неправильного ремонта, продолжительностей поверки и ремонтов, нестационарности потоков метрологических и явных отказов.

Нестационарность процессов приработки, старения износа СИ, вызывающих нестационарные потоки метрологических и явных отказов, вызывают необходимость моделирования процесса эксплуатации СИ при расчетных (по левой и правой ветви) и моделируемых значениях МПИ с целью оценки их достоверности при заданном уровне метрологической надежности СИ, что осуществляется по средней ветви решения задаи.

Значения $MO_{гр}$ и $S_{MO_{гр}}$ используются для решения задачи расчета оптимальной функции управления метрологической надежностью (МПИ) СИ по средней ветви комплексного метода в случае отсутствия данных о наработке на метрологический отказ или их недостаток (по результатам поверок) для уточнения (пунктирная связь с блоком моделирования процесса эксплуатации СИ, см: рис. 1) и повышения репрезентативности. Более точно расчет МПИ должен осуществляться индивидуально для каждого СИ, с учетом фактических условий эксплуатации и с учетом индивидуальных параметров конструкции СИ, т. е. качества изготовления.

Адаптация оптимальной типовой модели дрейфа к индивидуальным особенностям СИ (качеству изготовления, условиям эксплуатации и т. д.) осуществляется путем включения в обучающую выборку «истории» процесса эксплуатации конкретного СИ в виде дополнительного массива изменений систематической составляю-

щей погрешности, вводимого с определенным весом. Далее вновь осуществляется расчет параметров уже адаптированной индивидуальной модели и затем проверка ее уже описанным выше алгоритмом по истории конкретного СИ, т. е. по результатам его поверок. Если значения вероятности брака поверки по модели не превышают фактически наблюдаемый или расчетный уровень брака поверки II рода, то модель достоверна, в противном случае изменяется значение веса дополнительно вводимого массива $M_d[\Delta_i(t)]$ истории СИ и цикл повторяется. По адаптированной модели производится расчет индивидуального МПИ и значений систематической погрешности (поправок) СИ, которые необходимо скорректировать (исключить) в рассчитанные моменты поверок.

Рассмотрим функционирование блок-схемы комплексного метода по средней ветви решения задачи.

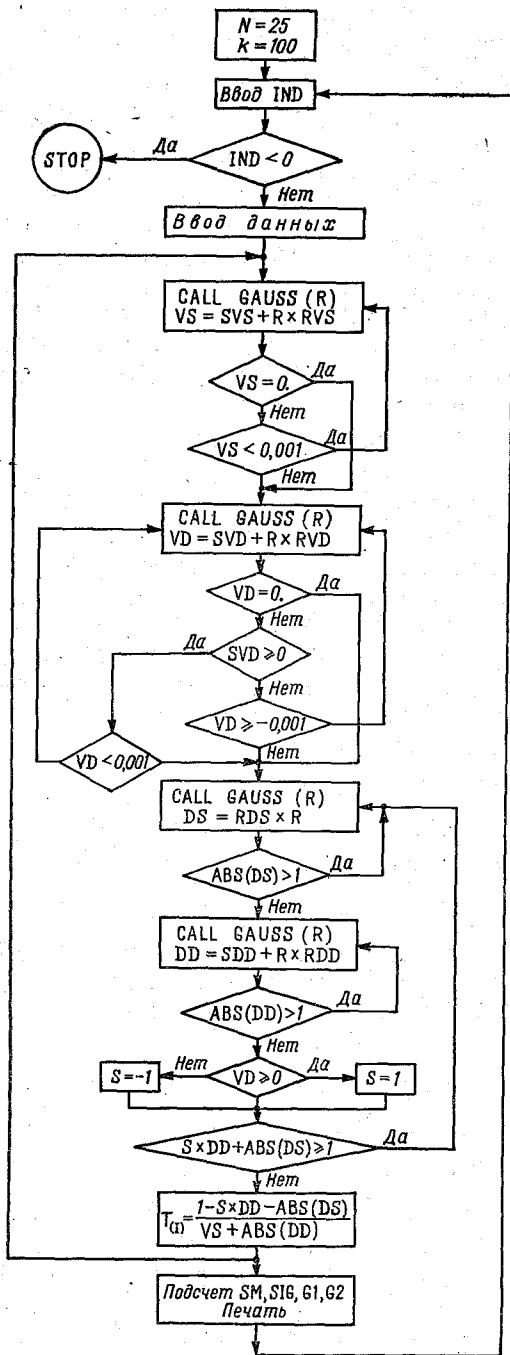
Исходным блоком средней ветви решения является блок формирования массивов алгоритмов (вариантов МПИ) управления метрологической надежностью СИ. Формирование массивов алгоритмов осуществляется по каждой из возможных стратегий управления, а именно стохастической, детерминированной, смешанной (оптимально-размыкаемой).

Формирование массива моделируемых вариантов МПИ, соответствующих стохастической стратегии управления, реализуется с помощью генератора случайных равномерно распределенных чисел, каждое из которых соответствует МПИ. Один из вариантов неравных МПИ представляет собой последовательность случайных чисел, сумма которых не превышает максимального ресурса СИ. Объем массива вариантов МПИ определяется критерием постоянства выбора одного и того же оптимального варианта неравных МПИ из заданного объема массива вариантов при многократном повторении процедуры выбора. Очевидно, что при меньшем объеме вариантов возможны вариации оптимальных вариантов. Единственным требованием к формированию одного из вариантов неравных МПИ является требование непревышения суммы МПИ максимального ресурса СИ.

Сходимость поиска оптимального МПИ (последовательности неравных МПИ) может быть значительно ускорена заданием априорного вида закона преобразования реализаций генератора случайных чисел, исходя из выбора вида априорного распределения наработки до метрологических отказов, например нормальный, двойной экспоненциальный, Вейбулы, Рэлея, усеченный нормальный, экспоненциальный, причем последний из них дает оценку сверху для наработки на метрологический отказ [1], т. е. соответствует наилучшим условиям эксплуатации.

Формирование массива моделируемых МПИ, соответствующих детерминированной стратегии управления, реализуется несколькими способами:

- 1) по данным расчетов детерминированных МПИ левой и правой ветвей решения;



Возможны и многие другие методы формирования детерминированных МПИ, например метод решета, однако в этом случае поиск практически идет в направлении выбора вида закона распределения наработки до метрологических отказов, поэтому максимальная сходимость алгоритма поиска только для постоянных МПИ, для неравных МПИ, задаваемых в виде последовательности (варианта) интервалов поверки в пределах максимального ресурса СИ, поиск оптимальных МПИ целиком определяется объемом массива вариантов, который для достижения достаточной точности должен иметь более 100 вариантов. Очевидно, что число вариантов определяет доверительную вероятность расчета оптимального МПИ. Одновременно может быть решена задача выбора оптимальной стратегии управления для конкретного СИ. Очевидно, что наибольшее количество оптимальных вариантов МПИ будет соответствовать оптимальной стратегии управления, что также важно для исследования метрологической надежности СИ.

Рис. 6. Моделирование потока метрологических отказов СИ.

Для исследования метрологической надежности СИ комплексным методом при отсутствии априорной информации об изменении параметров метрологической надежности СИ во времени (отсутствуют результаты проверок, аттестаций) и при невозможности проведения испытаний на долговременную стабильность или при их недостаточной репрезентативности служит программа «Моделирование потока метрологических отказов», осуществляющая моделирование нестационарного процесса возникновения метрологических отказов СИ и их распределения во времени. Алгоритм программы в виде укрупненной блок-схемы представлен на рис. 6.

В основу этой программы положено моделирование методом Монте-Карло четырех величин:

- 1) скорости изменения случайной погрешности — VS;
- 2) скорости изменения систематической погрешности — VD;
- 3) начального значения случайной погрешности — DS;
- 4) начального значения систематической погрешности — DD.

Применение метода Монте-Карло позволяет получить модели и начальные состояния указанных выше величин, обладающие большей стабильностью (устойчивостью) по сравнению с моделями, подбираемыми непосредственно по наблюдаемым данным [4]. Априорный вид законов распределения этих величин, а также их эволюция во времени задаются на основе физико-статистического анализа процессов, вызывающих метрологические отказы конкретных типов СИ. В соответствии с [12] в качестве базового вида законов в общем случае принят нормальный закон распределения.

В соответствии с априорно заданным законом распределения указанных выше величин генератором случайных чисел производится моделирование начальных значений систематической и случайной погрешностей и также значений скоростей их измерения во времени.

Модели изменения систематической и случайной погрешностей в простейшем случае приняты линейными и при наличии точных моделей задаются индивидуально для каждого типа СИ. Моделирование начальных значений случайной и систематической погрешностей производится в определенных границах, а именно: для случайной погрешности — в границах предельно допустимого значения, а для систематической погрешности — в пределах допуска на перепроверку СИ, определенного с доверительной вероятностью не менее 0,99. Вычисление времени поступления метрологического отказа для каждого СИ производится по формуле

$$T = \frac{APRED - S \times DD - |DS|}{VS + |DD|} \quad (23)$$

Моделируя описанным методом изменения погрешностей для всего парка СИ (или достаточно большой выборке $N \geq 100$), получим распределение массива времени наступления метрологических отказов и оценим все параметры полученного распределения, а именно первые четыре момента: математическое ожидание на-

работки на метрологический отказ; среднее квадратическое отклонение; эксцесс; асимметрия.

Полученные параметры распределения выводятся на печать и используются для сравнения с аналогичными параметрами, получаемыми по левой и правой ветвям комплексного метода, а массив времени наработки до метрологических отказов последовательно для каждого СИ вводится в следующий блок-программу «Моделирование процесса эксплуатации СИ».

Более точное распределение наработки на метрологические отказы (поток метрологических отказов) можно получить, если априорно задать эволюцию законов распределения систематической и случайной погрешностей СИ во времени, что реализуется правой ветвью комплексного метода (пунктирная связь с адаптивным методом расчета МПИ, см. рис. 1). В этом случае описанные выше величины моделируются в соответствии с дискретно-фиксированными априорными видами законов распределения случайной и систематической погрешности СИ. Основу комплексного метода исследования метрологической надежности СИ составляет программа «Моделирование процесса эксплуатации СИ» на основе эволюции состояний СИ.

Как уже упоминалось, использование метода статистического моделирования Монте-Карло в исследовании метрологической надежности СИ позволяет построить эволюцию состояний траектории эксплуатации СИ (работоспособности, метрологического отказа, поверки, ремонта) и описать все возможные переходы состояний и их комбинации на основе показателей метрологической надежности.

Моделирование процесса эксплуатации СИ на основе временного описания эволюции состояний СИ, т. е. имитации переходов состояний, позволяет оценить не только фактическую и возможную в будущем (прогнозируемую) метрологическую надежность при заданных алгоритмах управления, но и промоделировать и оценить эффективность функционирования целых поверочных схем СИ отдельных видов СИ, определить оптимальные варианты их построения.

Для решения поставленной конкретной задачи поиска оптимального алгоритма управления метрологической надежностью СИ в процессе их эксплуатации необходимо определить вектор управляющих параметров X из области допустимых значений Ω_x , минимизирующий долю средств измерений $\alpha_i(t) = N_s(t)/N(t)$, находящаяся в метрологическом отказе, поверке, ремонте в момент времени t текущее при ограничениях, которые обусловлены заданными значениями долей СИ, находящихся в работоспособном состоянии ϵ_1 , в метрологическом отказе (ϵ_2), поверке (ϵ_3), ремонте (ϵ_4) в течение всего срока службы, и максимально допустимыми средними затратами C_0 на метрологическое обслуживание. Математическая формулировка задачи может быть записана следующим образом;

$$\begin{aligned} & \min E[\alpha_i(\mathbf{X})], \\ & \mathbf{X} \in \Omega_x, \\ & \alpha_i(\mathbf{X}) \leq \begin{cases} \varepsilon_2, \\ \varepsilon_3, \\ \varepsilon_4, \end{cases} \\ & P(\mathbf{X}) \geq \varepsilon_1, \quad E[C(\mathbf{X})] \leq C_0, \end{aligned} \quad (24)$$

где $P(\mathbf{X})$ — доля СИ, находящихся в работоспособном состоянии в момент времени t .

Такое аналитическое решение поставленной задачи в настоящее время практически невозможно из-за сложности аналитического описания (24). Приближенное решение может быть получено методом статистического моделирования Монте-Карло процесса эксплуатации СИ, т. е. моделирования всевозможных переходов

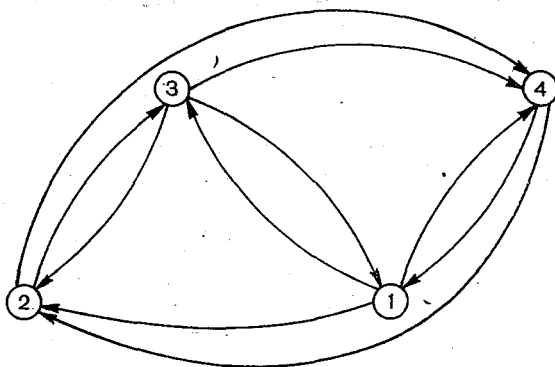


Рис. 7. Модель метрологической надежности СИ.

состояний СИ при допустимых значениях \mathbf{X} (значениях интервалов проверки) для всего множества Ω , исходя из критериев показателей метрологической надежности $\alpha_i(t)$, установленных постоянными на протяжении всего срока службы СИ.

Таким образом, описание процесса изменения надежности СИ методом Монте-Карло может быть представлено в виде ориентированного графа взаимных переходов состояний СИ (рис. 7): 1 — работоспособного состояния, 2 — состояния метрологического отказа, 3 — состояния проверки СИ, 4 — состояния ремонта СИ (предусматривающего последующую внеочередную проверку СИ в этом же состоянии).

Исходя из вышеизложенного траекторию процесса эксплуатации СИ можно представить временной последовательностью взаимных переходов состояний СИ в виде траектории (рис. 8).

Очевидно, что приведенная на рис. 8 реализация процесса эксплуатации i -го СИ случайна и весь процесс в целом относится к числу скачкообразных случайных процессов, поэтому относительно моделирования случайного процесса в общем случае можно отметить следующее. Для получения реализации случайного процесса, строго говоря, необходимо моделировать всевозможные совместные распределения его значений, в конкретном примере переходов состояний. Практически мы не можем получить реализацию бесконечномерного случайного вектора и вынуждены ограничиться конечномерным с достаточно большим числом переходов компонент (состояний). Вызываемая этим погрешность зависит от характера конкретной задачи и в каждом случае подлежит исследованию.

Если моделирование осуществляется для вычисления некоторых средних по траекториям процесса, то переход к конечномерным распределениям эквивалентен приближенной замене интервала бесконечной кратности интегралом конечной крайности и погрешность зависит от вида интегрируемой функции. Вследствие

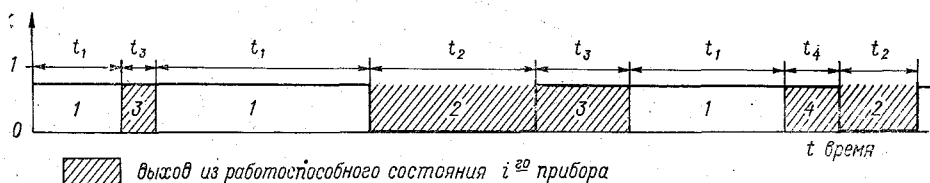


Рис. 8. Траектория процесса эксплуатации СИ.

того что ресурс СИ ограничен, указанная замена целесообразна, так как определяемый нами показатель $\alpha(t)$ достаточно слабо зависит от переменных с большим номером и в основном определяется следующими переменными:

- ресурсом СИ (сроком службы);
- вероятностями брака поверки I и II рода;
- вероятностью неправильного ремонта;
- количеством средств измерений;
- математическим ожиданием (МО) и средним квадратическим отклонением (СКО) длительности поверки;
- МО и СКО длительности ремонта;
- МО и СКО наработки на метрологический отказ;
- МО и СКО наработки на явный (неметрологический) отказ;

— МО и СКО моделируемого межповерочного интервала СИ.

В переводе полученной ситуации в эквивалентную задачу для ЭВМ на первом шаге необходимо написать программу для вычисления фактических значений m выходных характеристик в функции фактических значений n входных характеристик. Затем находим из результатов аттестаций СИ или задаемся формами функций распределения вероятностей для фактических значений входных

характеристик. Генератор случайных чисел ЭВМ используется для случайного набора значений их совокупностей, описываемых этими распределениями вероятностей.

Как только получен набор фактических значений входных характеристик, их используют в программе вычисления фактических значений выходных характеристик. Если какое-то значение выходной характеристики не удовлетворяет накладываемым на нее ограничениям, то моделируется переход из одного состояния в другое, по соответствующим законам. Такая процедура многократно повторяется и после моделирования соответствующего числа переходов состояний СИ, определяемых ресурсом СИ, т. е. таким количеством переходов, которое по времени соответствует ресурсу СИ, оценивается вероятность нахождения СИ в каждом из перечисленных четырех состояний, отношение $\alpha_i(t) = N_s(t)/N$, где $N_s(t)$ — количество СИ, находящихся в i состоянии в момент времени t ; N — общее количество моделируемых СИ.

Чтобы дать представление о зависимости точности метода статистического моделирования от числа опытов, воспользуемся результатами [10], где было показано, что точность оценок

$$m_{\alpha(t)} = \bar{\alpha}(t) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \alpha_k(t), \quad (24)$$

$$D_{\alpha(t)} = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (\alpha_k(t) - \bar{\alpha}(t))^2 \quad (25)$$

математическое ожидание и дисперсия при нормально распределенной величине $\alpha(t)$ характеризуются средними квадратическими отклонениями

$$\sigma_{\bar{\alpha}(t)} = \frac{\sigma_{\alpha(t)}}{\sqrt{n}} \quad \text{и} \quad \sigma_{D_{\alpha(t)}} = \sigma_{\alpha(t)}^2 \sqrt{\frac{2}{n-1}}, \quad (26)$$

где $\sigma_{\alpha(t)}$ — среднее квадратическое отклонение величины $\alpha(t)$, причем формула (26) верна при любом распределении величины $\alpha(t)$ [10].

В [9] приводятся результаты опытов по определению зависимости относительной точности оценок математического ожидания и дисперсии от числа опытов n , а в нашем случае — от числа переходов в момент времени t , т. е. мы получаем точечные оценки $\alpha(t)$. Практически в [9] рекомендуется выбирать $n \geq 100$, что обеспечит оценивание математического ожидания и дисперсии со средними квадратическими погрешностями 10 и 15% соответственно.

Однако даже у одного СИ количество переходов состояний в процессе всего срока эксплуатации достаточно велико (в среднем не менее 10), что при количестве СИ $N \geq 100$ обеспечит уровень погрешности на порядок, меньший указанному, т. е. общее количество переходов состояний СИ в каждый момент времени t достаточно велико.

Для практической оценки полученных результатов использовался 95%-ный уровень доверительной вероятности. Оценка $\alpha_i(t)$ в каждом из состояний дается в виде 95% квантилей, определяемых по формуле [5]:

$$m_{\alpha_i(t)_{0,95}} = m_{\alpha_i(t)} + 1,6 \sigma_{\alpha_i(t)}, \quad (27)$$

где $m_{\alpha_i(t)}$ — математическое ожидание доли СИ, находящихся в i -м состоянии; $i=1, 2, 3, 4$; $\sigma_{\alpha_i(t)}$ — среднее квадратическое отклонение доли СИ, находящихся в i -м состоянии.



Рис. 9. Блок-схема алгоритма программы моделирования процесса эксплуатации СИ.

Таким образом, полученные оценки обеспечивают 95%-ный уровень доверительной вероятности, и, следовательно, моделируемые МПИ, удовлетворяющие заданному значению $\alpha_2(t) = N_s(t)/N$, где $N_s(t)$ — количество СИ, находящихся в метрологическом отказе в момент времени t ; N — общее количество моделируемых СИ, будут соответствовать указанной доверительной вероятности.

Подробное описание алгоритма моделирования процесса эксплуатации СИ изложено в [8], и поэтому здесь не рассматривается. Функциональная блок-схема программы приведена на рис. 9. Блок-схема состоит из основной программы, осуществляющей формирование матрицы переходов и управления подпрограммами и 12 подпрограмм, две из которых стандартные. Функциональное

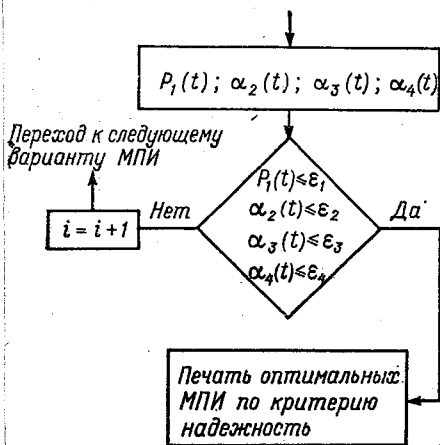


Рис. 10. Алгоритм выбора оптимальных МПИ по критерию надежности.

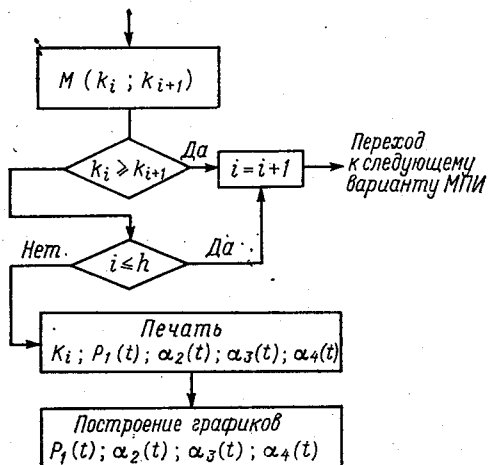


Рис. 11. Алгоритм поиска оптимального варианта МПИ по критерию стоимости.

назначение каждой из подпрограмм указано в названии блоков и в пояснении не требуется. Конкретное описание подпрограмм достаточно сложно и громоздко, поэтому здесь не приводится.

Как уже указывалось выше, программа «Моделирование процесса эксплуатации СИ» позволяет получить математические ожидания и средние квадратические отклонения 95 % квантилей долей СИ, находящихся в каждом из моделируемых состояний: работоспособном, метрологическом отказе, проверке, ремонте при моделируемых МПИ с учетом всей специфики процесса эксплуатации и возможностей существующей системы метрологического обеспечения (СМО), а также графики распределения во времени 95 % квантилей долей СИ, находящихся в указанных выше состояниях. Дальнейшее решение поставленной задачи расчета оптимального МПИ СИ осуществляется в блоке анализатора массивов состояний. Алгоритм анализа и выбора оптимального МПИ по

критериям надежности ε_1 , ε_2 и критериям допустимых долей СИ, находящихся в поверке и ремонте в момент времени ε_3 , ε_4 приведен на рис. 10.

Полученный оптимальный вариант МПИ запоминается (все четыре состояния); дополнительно вводится для анализа по критерию стоимости количество поверок k , соответствующее этому варианту; затем аналогичным образом анализируется последующий моделируемый МПИ, и если он тоже удовлетворяет всем четырем критериям по надежности, то выбирается вариант МПИ, имеющий минимальное количество поверок, затем цикл повторяется. Алгоритм поиска оптимального варианта по критерию стоимость приведен на рис. 11.

Левая ветвь решения задачи комплексным методом функционирует при наличии априорной информации и потоках метрологических и явных отказов.

Исходными массивами являются данные о наработке на метрологический и явный отказы и распределение их. По исходным массивам рассчитывается математическое ожидание наработки на первый и последующий метрологические отказы (МО) и явные отказы, а также их среднее квадратическое отклонение. Если наблюдается наработка на первый и последующие отказы, то рассчитываются функциональные зависимости $F(\text{МО}_T(t))$ изменения $\text{МО}_T(t)$ и $F(\sigma_T(t))$ — пунктирная связь с программой «Имитатор дрейфа» и расчет МО_T и σ_T по программе «Моделирование потока метрологических отказов СИ» уточняется. Дополнительно формируется в виде последовательности МО_1 , МО_2 , МО_3 , ..., МО_n — детерминированный алгоритм поверок СИ и направляется в формирователь массива моделируемых МПИ.

По исходным массивам наработки на метрологический и явный отказы строятся их распределения.

Для построения и расчета параметров эмпирических распределений используются стандартные подпрограммы HIST, MOMENT [3]. Полученные распределения поступают в программу «Выбор», где путем сравнения с базисными теоретическими распределениями по критериям χ^2 , Барлета, Колмогорова — Смирнова осуществляется выбор вида априорного распределения, наиболее близко соответствующего эмпирическому.

Для указанной процедуры используются также некоторые стандартные подпрограммы KOLMO, KOLMO2, SMIRN [3]. Полученная информация о виде выбранного распределения поступает в программу «Моделирование процесса эксплуатации СИ». Дальнейший расчет оптимального МПИ по правой ветви решения осуществляется адаптивным методом.

Управление метрологической надежностью СИ невозможно без тщательного изучения изменения надежности СИ во времени, а также процессов, вызывающих это изменение. Как уже указывалось ранее, исходными данными для анализа изменения метрологической надежности СИ во времени являются как эксперимен-

тальные данные испытаний на долговременную стабильность, так и результаты аттестаций и проверок, образующие упорядоченную последовательность — временной ряд $X(t_1), X(t_2), \dots, X(t_n)$. В отличие от случайной выборки наблюдений объемом n порядок последовательности t_1, t_2, \dots, t_n является существенным для выявления структуры ряда и тех причинных механизмов (процессов), которые обуславливают появление временного ряда.

Физико-статистический анализ временного ряда, описывающего изменения метрологической надежности СИ, необходим для оценивания и восстановления по данной реализации свойств процессов, генерирующих данный временной ряд, и теоретического обоснования применения в качестве модели изменения метрологической надежности СИ определенных типов распределений.

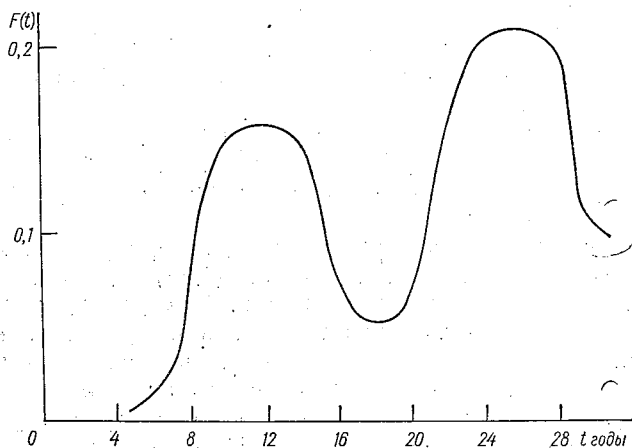


Рис. 12. Функция распределения наработки до метрологических отказов барометров типа СР-А, СР-Б (выборка 100 СИ).

Анализ существующих методов расчета МПИ СИ показал, что, как правило, авторы основывают расчеты МПИ либо на априорно предполагаемом законе распределения вероятности безотказной работы (ВБР) СИ, либо на подобранном по выборке наблюдений аппроксимирующем распределении [5]. Однако априорно заданный закон распределения ВБР СИ не позволяет использовать метод расчета МПИ для других типов СИ, где вид закона неизвестен, а аппроксимирующее распределение, подобранное по выборке наблюдений, может отличаться по типу от выборки к выборке в одной генеральной совокупности. Например, на рис. 12 приведено изменение метрологической надежности барометров типа СР-А, СР-Б.

Если располагать выборкой данных за 10 лет, то очевидно, что в качестве аппроксимирующего распределения можно выбрать экс-

понижающую зависимость, а если располагать временным рядом за весь срок эксплуатации (30 лет), то модель аппроксимирующего распределения следует искать в классе бимодальных распределений.

Таким образом, для научно обоснованного управления метрологической надежностью СИ более целесообразным представляется не подбор аппроксимирующего распределения к выборным данным, а теоретическое обоснование применения определенных распределений, т. е. физико-статистический подход к выбору типа распределения.

Для этой цели в комплексном методе исследование метрологической надежности СИ служит адаптивный метод расчета МПИ, который решает в некоторой мере следующие задачи:

- 1) распознавание природы процессов, генерирующих потоки метрологических отказов;
- 2) прогнозирование потоков метрологических отказов;
- 3) исследование динамических связей между процессами, вызывающими потоки отказов СИ;
- 4) выработка стратегии оптимального управления СИ.

В основу адаптивного метода расчета детерминированных межповорочных интервалов (МПИ) положено два принципиально различающихся подхода:

1. Распознавание природы процессов, генерирующих нестационарный поток метрологических отказов (МО) путем классификации отказов по типам вызывающих их процессов, обоснование и выбор теоретических моделей процессов и динамики их развития на основе спектрального анализа фактических потоков отказов по временной области позволяет построить динамическую модель изменения метрологической надежности во времени и рассчитать стратегию оптимального управления СИ, в процессе их эксплуатации.

2. Разделение нестационарного потока метрологических отказов СИ на квазистационарные отрезки с заданной доверительной вероятностью позволяет представить общую модель изменения метрологической надежности СИ во времени композицией стационарных моделей, определенных в границах квазистационарных участков, и использовать в качестве теоретической модели потока метрологических отказов распределения Пуассона и, следовательно, легко рассчитать детерминированные МПИ.

В основе первого подхода к решению задачи расчета оптимальной функции управления метрологической надежностью СИ адаптивным методом положен метод спектрального анализа [9] потока метрологических отказов, позволяющий проанализировать природу процессов, генерирующих поток метрологических отказов во времени, исследовать динамику развития и периоды проявления процессов, вызывающих потоки метрологических отказов.

В основе физико-статистической модели процесса изменения надежности СИ во времени положена свертка трех одномерных

нестационарных процессов приработки, старения, износа, описываемых функциями распределения времени до отказов, вызываемых этими процессами.

Учитывая различия динамики развития процессов, а также временных границ проявления процессов, композиционная модель должна описывать динамику развития процессов, т. е. нестационарность потоков метрологических отказов во времени.

Процессы приработки, старения, износа СИ — это необратимые процессы, причем первый из них наиболее быстротечный, вызывающий поток внезапных метрологических отказов (отказы из-за скрытых дефектов, переходных процессов, некачественного старения материалов конструкции и т. д.), т. е. спектр короткопериодического колебания метрологической надежности. Процессы старения и износа СИ проявляются в монотонном изменении метрологических характеристик СИ во времени, что приводит к возникновению постепенных метрологических отказов, причем сначала отказов, связанных со старением конструкций СИ, а затем отказов, вызванных износом конструкции, т. е. эти процессы имеют различные временные границы и спектры, которые описывают длиннопериодические колебания метрологической надежности во времени.

Спектральный анализ потоков метрологических отказов возможен лишь при наличии потока отказов СИ значительной протяженности во времени (10—30 лет и более) и достаточно большого количества метрологических отказов (100 и более), т. е. наиболее эффективен для СИ, обладающих большим ресурсом и не слишком большой надежностью, что, очевидно, снижает возможности применения этого метода для всех СИ.

В качестве основы программы спектрального анализа потоков метрологических отказов была использована программа, описанная в [9]. Алгоритм программы в целом не изменен, введены лишь частные дополнения и изменения, позволяющие адаптировать программу для изложенных выше целей. Программа позволяет выделить спектры коротко- и длиннопериодических колебаний метрологической надежности и описать их, что по существу является временным описанием процессов приработки, старения и износа, выделить период изменения метрологической надежности СИ во времени для типа СИ в целом.

Второй подход к решению задачи расчета детерминированных МПИ реализуется на основе представления потока метрологических отказов СИ в виде временного ряда

$$X(t) = a(t) + \sigma(t) \xi(t), \quad (28)$$

где $X(t)$ — случайный процесс изменения вероятности метрологических отказов $X(t) = n(t)/N(t)$ во времени; $n(t)$ — количество СИ, метрологически отказавших в момент времени t ; $N(t)$ — общее количество СИ, эксплуатирующихся в момент времени t ; $a(t)$ — ма-

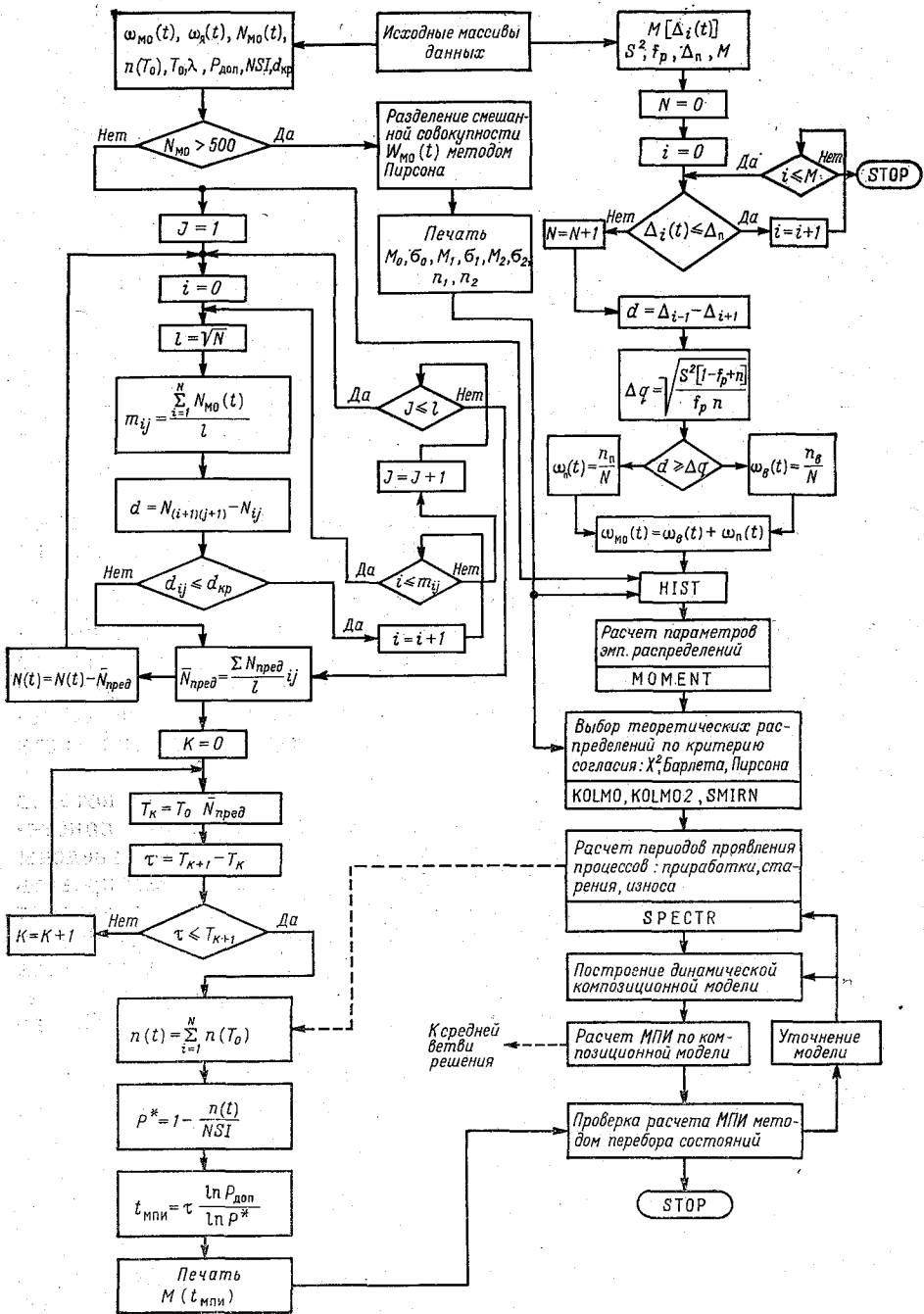


Рис. 13. Адаптивный метод расчета детерминированных МПИ.

тематическое ожидание вероятности метрологических отказов; $\sigma(t)$ — среднее квадратическое отклонение процесса; $\xi(t)$ — нормированный стационарный случайный процесс с математическим ожиданием $E_{\xi} = 0$ и дисперсией $D_{\xi} = 1$.

Ясно, что в случаях постоянных a и σ плотность распределения случайной величины $P(\xi)$ должна совпадать с плотностью распределения случайной величины $P(x)$. Если они не совпадают, то процесс нестационарен. Это означает [6], что, представив $a(t)$ и $\sigma(t)$ в виде ступенчатой функции, можно проверить гипотезу о стационарности. В границах стационарных участков поток метрологических отказов подчиняется закону Пуассона, что позволяет представить общую модель изменения метрологической надежности в виде композиции стационарных моделей, определенных в границах стационарности.

Укрупненный алгоритм адаптивного метода расчета детерминированных МПИ представлен на рис. 13. Первый из изложенных выше подходов реализует правая ветвь алгоритма. Исходными массивами данных в этом случае являются:

- 1) $M[\Delta_i(t)]$ — массив изменений систематической погрешности (поправок) СИ во времени;
- 2) S^2 — дисперсия $\Delta_i(t)$ для типа СИ;
- 3) f_p — квантиль распределения Фишера, соответствующая доверительной вероятности $P = 0,99$;
- 4) Δ_{np} — предельно допускаемая погрешность для типа СИ;
- 5) n — количество измерений в серии при определении дисперсий;
- 6) Δq — допуск на повторную поверку для типа СИ;
- 7) M — количество членов массива $M[\Delta_i(t)]$.

Располагая необходимой информацией, программа из исходного массива $M[\Delta_i(t)]$ выделяет метрологические отказы и разделяет их на типы: метрологические постепенные и метрологические внезапные отказы, используя критерий «подтверждения» ($d \geq \Delta q$), что соответствует следующей ситуации.

Если изменения погрешности (поправки) СИ, определенных при предыдущей поверке (до момента отказа) и последующей поверке (после момента отказа), отличаются между собой на величину, меньшую или равную величине допуска на перепроверку $\Delta q_{0,99}$ при доверительной вероятности 0,99, то метрологический отказ, зафиксированный между поверками, относится к типу внезапных, в противном случае его возникновение закономерно, т. е. отказ относится к типу постепенных. Далее программа реализует расчет параметров потока отказов $\omega(t) = n/N$, где n — количество метрологических отказов соответствующих типов, и подготовку исходных массивов к построению гистограмм законов распределения: метрологических отказов $\omega_{MO}(t)$; $\omega_B(t)$ — внезапных отказов; $\omega_{П}(t)$ — постепенных отказов; $\omega_{Я}(t)$ — явных отказов.

Для построения гистограмм используется стандартная подпрограмма [3]. Расчет параметров эмпирических распределений производится по стандартной подпрограмме MOMENT [3]. После

получения необходимых параметров эмпирических распределений по критериям согласия χ^2 , Барлета, Пирсона с использованием стандартных подпрограмм KOLMO, KOLMO2, SMIRN [3] проводится выбор и обоснование теоретических распределений, описывающих соответствующие эмпирические распределения потоков метрологических отказов. Далее в случае необходимости информация о виде законов распределения наработки до метрологических отказов передается в программу «Моделирование процессов эксплуатации СИ» (пунктирная связь), а расчет периодов проявления соответствующих видов процессов: приработки, старения, износа и динамики их развития — производится методом спектрального анализа [9].

Алгоритм и программа метода спектрального анализа, изложенные в [9], в основном не изменены, введены лишь дополнительные блоки, адаптирующие программу для изложенных выше целей. Программа позволяет определить периоды проявления указанных выше процессов и оценить их параметры, т. е. получить параметрические модели. После указанной выше процедуры в соответствии с полученными, теоретически обоснованными распределениями и их параметрами строится композиционная модель изменения метрологической надежности СИ во времени и по ней в соответствии с заданной доверительной вероятностью метрологических отказов во времени рассчитывается МПИ.

Второй подход к решению задачи расчета детерминированных МПИ реализуется левой ветвью алгоритма (рис. 13).

Исходными массивами данных в этом случае являются:

- 1) $\omega_{M0}(t)$; $\omega_2(t)$ — потоки метрологических и явных отказов СИ;
- 2) $N(t)$ — массивы номеров временного ряда потоков метрологических отказов;
- 3) $n(T_0)$ — количество метрологических отказов по годам с дискретностью $T_0=1$ год;
- 4) λ — статика Колмогорова при доверительной вероятности (0,95; 0,99);
- 5) $P_{\text{доп}}$ — допускаемая вероятность безотказной работы (ВБР) СИ за МПИ;
- 6) NSI — количество СИ в выборке.

Алгоритм реализации второго подхода к решению задачи расчета детерминированных МПИ описывается следующим образом:

1. Нумеруем члены временного ряда (потока метрологических отказов) от 1 до N с минимальным интервалом дискретности T_0 . Распределяем значения вероятности метрологических отказов в данном ряду по градациям. Пусть в j -ю градацию попадает m_j значений ряда. Запишем в порядке возрастания номера членов ряда, попавших в j -ю градацию, и назовем ее j -м классом. В дальнейшем оперируем номерами членов ряда вместо их значений.

2. При $a(t) = \text{const} = a$; $\sigma(t) = \text{const} = \sigma$ и вследствие стационарности ξ номера значений случайной величины ξ (значения вероятности отказа), соответствующие $X(t)$, должны распределяться так же, как и их номера.

3. Мера расхождений между распределениями d_x и d_ξ в j -м классе записывается как

$$D_i = \max |F(d_{ij})_x - F(d_{ij})_\xi|, \quad (29)$$

где $i=1$ (m_j — последний номер в j -м классе); F — функция распределения значений величин d_x и d_ξ , которые являются распределениями соответствующих номеров значений величины ξ в том же классе (распределение Пуассона справедливо для $a(t) = \text{const}$; $\sigma(t) = \text{const}$).

4. Проверка соответствия распределений $F(d_{ij})_x$ и $F(d_{ij})_\xi$ сводится к проверке различий между $(d_{ij})_x$ и $(d_{ij})_\xi$ для несовпадающих номеров с помощью критерия Колмогорова:

$$\frac{\lambda_j N}{\sqrt{m_j}} = |(d_{ij})_x - (d_{ij})_\xi|, \quad (30)$$

где λ_j — статика Колмогорова; m_j — число членов в классе.

При уровне значимости $P=0,999$ $\lambda_{кр}=0,32$ и $d_{кр}=0,33N$.

5. При $a(t) = \text{const}$ и $\sigma(t) = \text{const}$ должно выполняться следующее неравенство

$$(d_{ij})_x < d_{ij \text{ кр}}. \quad (31)$$

В результате получим для исходного потока метрологических отказов ряд однородных участков и выделим моменты нарушения статистической однородности. Для этого последовательно сравниваем d_{ij} в каждом классе с $d_{ij \text{ кр}}$. Сравнение начинается с разности $|N_0 - N_{ij}|$, где N_0 — первый номер, от которого начинается отсчет разности; N_{ij} — следующий за ним по порядку номер в каждом из классов. В каждом классе находим $N_{ij \text{ пред}}$, после которого следует разрыв номеров на величину, большую $d_{кр}$. Осредняя значения $N_{ij \text{ пред}}$ для всех классов, получим номер года, когда произошло нарушение статистической неоднородности. Утверждение о неоднородности не является категоричным, а имеет некоторую заранее установленную требуемую доверительную вероятность.

6. Принимая средний номер

$$\bar{N}_{ij} = N_{\text{пред}} = \sum_{i=1}^N N_{ij \text{ пред}} / l, \quad (32)$$

где l — число классов, в которых можно выявить $N_{ij \text{ пред}}$, за N_0 (новая точка отсчета), повторяется заново процедура для нахождения следующего года, в котором нарушена однородность.

7. В границах стационарных участков подсчитываем количество метрологических отказов по годам

$$n(t) = \sum_{i=1}^N n(T_0). \quad (33)$$

8. Рассчитываем статистическую вероятность метрологических отказов

$$P^* = 1 - \omega(t), \quad (34)$$

где

$$\omega(t) = n(t)/N, \quad (35)$$

$n(t)$ — количество метрологически отказавших СИ за время T ; N — общее количество СИ, находящихся в эксплуатации в этот период.

9. Рассчитываем межповерочный интервал

$$t_{\text{МПИ}} = T \frac{\ln P_{\text{доп}}}{\ln P^*}, \quad (36)$$

где T — стационарный период; $P_{\text{доп}}$ — доверительная вероятность безотказной работы СИ за $t_{\text{МПИ}}$.

В случае когда поток метрологических отказов $\omega_{\text{МО}}(t)$ представляет из себя достаточно большую выборку ($N_{\text{МО}} > 500$) за срок эксплуатации, близкий ресурсу СИ (10—15 лет), возможно разделение потока метрологических отказов на их типы методом Пирсона [10]. При достаточно большом сроке эксплуатации влияющие процессы приработки в начале эксплуатации и процессы старения и износа в конце эксплуатации, как правило, приводит к бимодальному распределению $\omega_{\text{МО}}(t)$ рис. 12. Поэтому разделение бимодальной кривой на две кривые, каждая из которых распределена по закону, близкому к нормальному, может быть осуществлено по следующему алгоритму:

1. По фактическим данным наработки на метрологические отказы определяются начальные моменты (до 5-го порядка) по формуле

$$M_k = \sum X^k m / \sum m \quad (37)$$

при этом

$$M_1 = \sum X m / \sum m = \bar{X}_{\text{общ}} \quad (38)$$

2. Осуществляется переход к центральным моментам и определяются семиинварианты K_4 и K_5 .

3. Вводятся обозначения:

$$\bar{X}'_1 = \bar{X}_1 - X_{\text{общ}}; \quad \bar{X}'_2 = \bar{X}_2 - X_{\text{общ}}; \quad \bar{X}'_1 \bar{X}'_2 = U, \quad (39)$$

$$\omega = \bar{X}'_1 \bar{X}'_2 / (\bar{X}'_1 + \bar{X}'_2) = U / (\bar{X}'_1 + \bar{X}'_2), \quad (40)$$

$$\omega_k = \frac{-6M_3 U^3 + 3K_5 U^2 + 9M_3 K_4 + 6M_3^3}{3U^2 + 3K_4 U + 4M_3^2}, \quad (41)$$

$$\omega = \omega' - M_3. \quad (42)$$

4. Если известны U и ω , то частные средние \bar{X}'_1 и \bar{X}'_2 могут быть получены путем использования корней уравнения:

$$y^2 - \frac{\omega}{U} y - \omega = 0; \quad y_1 = \bar{X}'_1; \quad y_2 = \bar{X}'_2. \quad (43)$$

Тогда

$$\bar{X}_1 = y_1 + \bar{X}_{\text{общ}}; \quad \bar{X}_2 = y_2 + \bar{X}_{\text{общ}}. \quad (44)$$

5. Частные дисперсии определяются по формулам:

$$\sigma_1^2 = y_1 a + M_2 - y_1^2; \quad \sigma_2^2 = y_2 a + M_2 - y_2^2; \quad (45)$$

$$6. \quad p = -\frac{y_2}{y_1 - y_2}; \quad q = \frac{y_1}{y_1 - y_2}; \quad (p + q) = 1. \quad (46)$$

$$7. \quad n_1 = np; \quad n_2 = nq. \quad (47)$$

8. В конечном счете Пирсон получил основное уравнение 9-й степени относительно U , позволяющее рассчитать все параметры:

$$\begin{aligned} & 24U^9 + 84K_4U^7 + 36M_1^2U^6 + (72M_3K_5 + 90K_4^2)U^5 - \\ & - (18K_5^2 + 444M_3^2K_4)U^2 + (288M_3^4 - 108M_3K_4K_5 + 27K_4^3)U_3 - \\ & - (63M_3^2K_4^2 + 72M_3^3K_5)U^2 - 96M_3^4K_4U - 24M_3^6 = 0. \quad (48) \end{aligned}$$

После получения U начинаем действовать в обратном порядке: определяем средние M_0, M_1, M_2 , дисперсии $\sigma_0, \sigma_1, \sigma_2$, доли n_1, n_2 , объемы частных совокупностей и строим график. При количестве метрологических отказов $n > 500$ разделение метрологических отказов на внезапные, вызванные процессом приработки, и постепенные, вызванные процессом старения, не вызывает особых трудностей.

Наиболее важным этапом определения детерминированного алгоритма управления метрологической надежностью СИ является проверка достоверности расчета МПИ методом перебора состояний [2]. Идея применения этого метода проста и сводится к перебору всех возможных (наблюдавшихся) состояний СИ и последовательности их переходов в зависимости от расчетных значений МПИ и реально возможных моментов возникновения метрологических отказов.

Вследствие того что моменты возникновения МО по результатам поверок (аттестаций) СИ определены в пределах МПИ, где наблюдался МО, очевидно, что момент возникновения МО $\tau_{\text{МО}}$ возможен в пределах от предыдущей $\tau_{\text{МО}}=0$ до последующей поверки $\tau_{\text{МО}}=1$, т. е. $0 < \tau_{\text{МО}} < 1$. Моделируя возможные моменты возникновения МО в пределах неопределенности реальных потоков МО с заданной дискретностью, можно оценить метрологическую надежность СИ в любой момент времени.

Таким образом, по фактическому потоку МО, дающему реальные траектории процесса эксплуатации СИ, моделируются моменты возникновения МО ($\tau_{\text{МО}}=0; \tau_{\text{МО}}=1/2; \tau_{\text{МО}}=1$) и расчетные значения МПИ при неизменных переходах состояний (рабочего, метрологического отказа, поверки, ремонта) и их последовательности.

Алгоритм реализации метода следующий:

1. Моделируется начальное заполнение траекторий процессов эксплуатации СИ по реальным потокам $\omega_{MO}(t)$ при существовавших МПИ.

2. Моделируются возможные моменты возникновения МО внутри МПИ, где наблюдались МО ($\tau_{MO} = 0$ — наихудшая модель; $\tau_{MO} = 1/2$ — близкая к реальной модель; $\tau_{MO} = 1$ — наилучшая модель).

Дискретность τ_{MO} может быть задана практически любой (в пределах значимой единицы времени).

3. Осуществляется поиск СИ с минимальным временем перехода и подсчет долей СИ, находящихся в каждом из указанных выше состояний с дискретностью T_0 [$p_1(t)$, $\alpha_2(t)$, $\alpha_3(t)$, $\alpha_4(t)$].

4. При неизменных траекториях процесса эксплуатации и моделях возникновения МО ($\tau_{MO} = 0$; $\tau_{MO} = 1/2$; $\tau_{MO} = 1$ и др.) моделируется введение расчетного значения МПИ следующим образом:

а) в случае если поверка СИ попадает на момент возникновения МО, то он выявляется (браком поверки II рода пренебрегаем),

б) если момент возникновения МО попадает после расчетного значения момента поверки (МПИ), то МО продляется до момента последующей поверки,

в) если момент поверки СИ попадает на наблюдавшийся интервал МО, то МО выявляется с момента поверки.

5. Цикл по п. 3 повторяется и относительная оценка эффективности расчетных значений МПИ дается в виде разности полученных долей СИ, находившихся в каждом из состояний при фактически существовавшем и расчетных значениях МПИ.

6. Проверка достоверности расчета детерминированных МПИ осуществляется в виде неравенства на состояние

$$\alpha_2(t) \leq \epsilon_{\text{доп}}, \quad (49)$$

где $\alpha_2(t) = n_{MO}(t)/N(t)$ — доля СИ, находящихся в метрологическом отказе в момент времени t ; $\epsilon_{\text{доп}}$ — допустимая доля СИ, находящихся в метрологическом отказе за МПИ.

В случае соблюдения неравенства (49) МПИ достоверны, в противном случае расчет необходимо повторить при уменьшении МПИ.

Полученные детерминированные МПИ по правой ветви комплексного метода направляются в среднюю ветвь решения для окончательной проверки с учетом всей специфики процесса эксплуатации СИ.

Изложенный выше комплексный метод исследования метрологической надежности СИ реализован на ЭВМ ЕС-1022 и находится в стадии оформления для передачи в Государственный фонд алгоритмов и программ (ГОСФАП) для широкого внедрения.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Андреев А. А. Влияние априорной информации о надежности на оценку эффективности восстанавливаемых систем.— В кн.: Сборник трудов семинара научного совета по проблемам надежности.— М.: Советское радио, 1980, с. 172—180.
2. Беккер П., Йенсен Ф. Проектирование надежных электронных схем.— М.: Советское радио, 1977, с. 14—60.
3. Виленкина С. Я. Сборник научных программ на фортране. Вып. 1.— М.: Статистика, 1974.— 314 с.
4. Ермаков С. М. Метод Монте-Карло и смежные вопросы.— М.: Наука, 1975, с. 36—119.
5. Новицкий П. В. и др. Методика нормирования оценки и контроля метрологической надежности электроизмерительных приборов/П. В. Новицкий, Екимов, Зограф и др.— Метрология, 1977, № 2, с. 14—23.
6. Наумова Л. П. Способ выделения тренда климатологического ряда.— Труды ГГО, 1979, вып. 425, с. 36—40.
7. Окоренков В. Ю. Обоснование межповерочных интервалов образцовых барометров УГКС.— Труды ГГО, 1981, вып. 432, с. 96—104.
8. Окоренков В. Ю. Статистическое моделирование процесса эксплуатации средств измерений.— См. наст. сб.
9. Поляк И. И. Оценивание спектральных плотностей и ковариационных функций двумерных случайных полей.— Труды ГГО, 1975, вып. 364, с. 45—50.
10. Пугачев В. С. Теория вероятностей и математическая статистика.— М.: Наука, 1979, с. 298—331.
11. Тюков Б. В. Некоторые способы оценивания времени изменений метрологических характеристик в заданных пределах.— Труды ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, 1975, вып. 173 (233), с. 79—82.
12. Федоров В. В. Теория оптимального эксперимента.— М.: Наука, 1971.— 450 с.
13. Яковлева Т. Л. О статистической однородности выборок погрешности средств измерений.— Метрология, 1979, вып. 2, с. 19—22.

В. Ю. Окоренков

РАСЧЕТ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ НА ОСНОВЕ МЕТОДА ИМИТАЦИОННО-ВЕРОЯТНОСТНОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ ПРОЦЕССА ИХ ЭКСПЛУАТАЦИИ

В основе задачи расчета межповерочных интервалов лежит проблема научного прогнозирования изменения метрологической надежности средств измерений в процессе их эксплуатации. Трудность решения указанной проблемы заключается в сложности аналитического описания физических процессов, определяющих изменение метрологической надежности СИ во времени, динамики их развития, нестационарного характера проявления, а также трудности описания аналитическим путем процесса поверки СИ, т. е.

процесса управления метрологической надежностью СИ в процессе их эксплуатации.

Все это, а также невозможность применения экспериментальных методов вследствие их чрезвычайной трудоемкости, сложности, большой стоимости и значительной временной протяженности не позволяет осуществить достаточно точный прогноз изменения метрологической надежности СИ в процессе всего срока их эксплуатации известными методами [1—10]. Для решения этой проблемы предлагается использовать имитационно-вероятностный метод моделирования процесса эксплуатации СИ с последующим нахождением целевой функции оптимального управления процессом поверки СИ, что обеспечивает заданный уровень метрологической надежности СИ в течение всего срока их эксплуатации.

В основе предлагаемого метода положена имитация на ЭВМ физических процессов, определяющих изменение метрологической надежности СИ во времени с последующим построением имитационной модели дрейфа (имитатор дрейфа) нормируемых метрологических характеристик, прогнозом динамики ее развития и использованием ее в качестве имитатора нестационарности потоков метрологических отказов для моделирования процесса эксплуатации СИ на основе временного описания переходов состояний средств измерений (работоспособного, метрологического отказа, поверки, ремонта) методом статистического моделирования Монте-Карло. Практическая реализация изложенного метода осуществлена в отделе метрологии ГГО им. А. И. Воейкова, где разработана программа расчета метрологической надежности СИ на ЭВМ ЕС-1022. В основе построения имитационной модели дрейфа (имитатора дрейфа) лежит декомпозиция (разделение) экспериментального участка начального дрейфа нормируемых метрологических характеристик (НМХ) на элементарные составляющие, т. е. элементы — модели физических процессов, вызывающих изменение НМХ во времени.

В настоящее время известны и метрологически обоснованные восемь типов элементарных процессов, аналитическое описание которых может быть положено в основу композиционной модели совместного влияния физических процессов, вызывающих дрейф НМХ, т. е. в основу общей имитационной модели дрейфа (имитатора).

Основными процессами, вызывающими изменение метрологической надежности СИ во времени, являются:

- процесс приработки,
- процесс старения,
- процесс износа,
- процесс поверки, которые могут быть представлены композицией элементарных распределений следующего тезауруса:

- 1) двойное экспоненциальное распределение,
- 2) распределение Вейбулы,
- 3) экспоненциальное распределение,
- 4) нормальное распределение,

- 5) логарифмически-нормальное распределение,
- 6) логарифмическое распределение,
- 7) усеченное — нормальное распределение,
- 8) равномерное распределение.

Использование имитатора дрейфа, т. е. построение имитационной модели включает в себя следующие этапы:

1) структурно-логическое (композиционное) описание модели, конкретного типа СИ основными физическими процессами, определяющими изменение метрологической надежности во времени, т. е. конструирование модели дрейфа в виде композиции (сочетания) сопряженных отдельных моделей процессов, задаваемых аналитически;

2) параметрическое описание модели дрейфа, включающее разработку формы сопряжения отдельных процессов с учетом динамики их развития и временной протяженности в виде алгоритма;

3) реализация полученного алгоритма на ЭВМ.

На первом этапе производится декомпозиция методом разложения экспериментально полученного дрейфа СИ на элементы. Затем формируется структура связей отдельных физических процессов, вызывающих дрейф модели, согласно принятой форме сопряжения (таблица, дающая соотношение интенсивности физических процессов и динамику их развития).

Второй этап предполагает создание специальных массивов данных, несущих информацию о количестве отдельных взаимодействующих процессов, параметров отдельных процессов, о количестве СИ данного типа, сроке их эксплуатации, функциях влияния внешних условий на динамику развития модели дрейфа; с учетом принятой формы сопряжения разрабатывается алгоритм динамики развития модели дрейфа.

Третий этап предполагает формирование задания по структуре и параметрам машинного эксперимента.

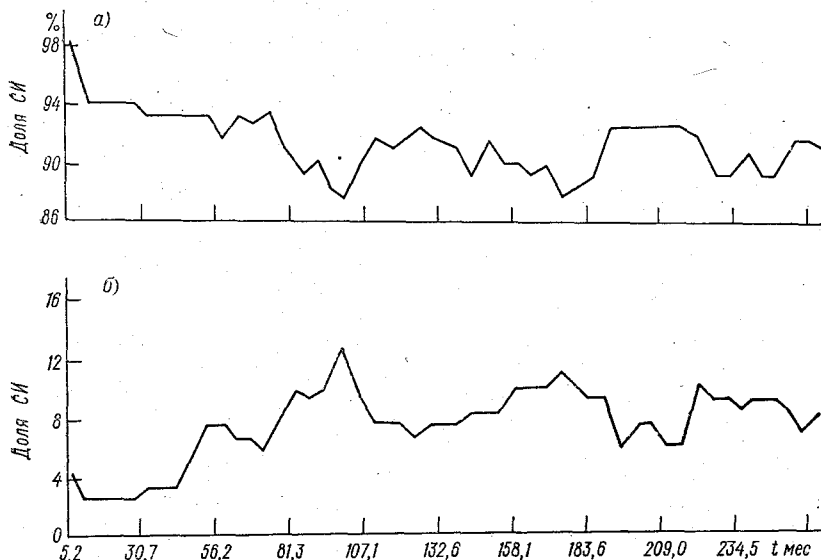
Отличительной особенностью имитационно-вероятностного метода является возможность исследования широкого класса физических процессов, включающих в себя не только моделирование изменения метрологической надежности СИ во времени, но и имитацию измерительных комплексов и т. д. Это достигается за счет введения стандартной формы сопряжения отдельных элементов (процессов) модели дрейфа и наличия библиотеки стандартных программ имитации, построенной на макро модульной основе.

Библиотека пакета на данной стадии развития содержит ограниченное число типовых моделей имитации как физических процессов, так и процессов эксплуатации СИ, с помощью которых можно конструировать модель дрейфа сложного нестационарного физического процесса. Это достигается путем задания в стандартной форме сопряжения динамики и интенсивности элементарных физических процессов, входящих в композицию.

Модули, включаемые в библиотеку пакета, представляют собой подпрограммы, имитирующие процессы дрейфа НМХ во времени, поверки СИ, ремонта, потоки отказов, состояние и переходы

состояний СИ в процессе эксплуатации, а также ряд подпрограмм, позволяющих на единой основе получить статистическую обработку моделируемых процессов и в виде таблиц и графиков получить вероятностную оценку и параметры изучаемых процессов, что в дальнейшем может быть использовано для выбора оптимальной функции управления процессом или нахождения оптимального алгоритма контроля процесса в заданных границах.

Структура модели дрейфа задается в виде элементов (процессов) исследуемого процесса дрейфа конкретной системы или СИ.



Изменение доли СИ (барометры типа КР), находящихся в работоспособном состоянии (а) и метрологическом отказе (б).

В процессе моделирования каждый элемент (процесс) существует физически в виде копии модуля имитации в момент обращения к нему с конкретными начальными (входными) параметрами процесса, определенными по экспериментальной реализации дрейфа на ограниченном временном отрезке.

Конкретной реализацией предложенного метода имитационно-вероятностного моделирования могут служить полученные на его основе модели дрейфа НМХ образцовых барометров типа КР и последующее использование их в качестве имитатора постепенных метрологических отказов при моделировании процесса эксплуатации этих же барометров методом статистического моделирования Монте-Карло. На рисунке приведены 95%-ные доверительные границы показателя метрологической надежности СИ (см. также рис. 1 на с. 9).

В настоящее время на основе описанного выше метода в Главной геофизической обсерватории им. А. И. Воейкова разработан пакет программ типовых моделей имитации на ЭВМ процессов старения и износа некоторых типов метеорологических СИ, а также процессов их эксплуатации, что позволяет исследовать изменение метрологической надежности СИ в процессе их эксплуатации и прогнозировать их метрологическую надежность.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Арапавичус Б. Ш., Бронюкайтис Р. К. Метод определения длительности межповерочных интервалов радиоизмерительных приборов.— Метрология, 1977, № 10, с. 51—56.
2. Казаков О. А. Методы определения межповерочных интервалов по вероятности отказа к моменту поверки и неверных измерений.— Измерительная техника, 1972, с. 18—21.
3. Новицкий П. В., Гореликов Н. И., Мельницкая Ж. С. Методы расчета и корректировки межповерочных интервалов.— Метрология, 1977, № 10, с. 38—43.
4. Новицкий П. В. и др. Методика нормирования, оценки и контроля метрологической надежности электроизмерительных приборов.— Метрология, 1977, № 2, с. 14—23.
5. Полетаев В. П. Планирование оптимальных межповерочных интервалов рабочих средств измерений в условиях массового производства.— Метрология, 1977, № 10, с. 27—33.
6. Резник К. А. Об установлении метрологически обоснованных межповерочных интервалов.— Метрология, 1967, № 10, с. 33—37.
7. Розенквит В. В., Наркевич В. С. Методы определения периодичности контроля.— Метрология, 1974, № 9, с. 42—76.
8. Тюков Б. В. Некоторые способы оценивания времени измерений метрологических характеристик в заданных пределах.— Труды ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, 1975, вып. 173 (233), с. 79—82.
9. Фридман А. Э. Априорная оценка параметра потока метрологических отказов средств измерений.— Метрология, 1977, № 10, с. 67—71.
10. Эффективность расчета на ЭВМ индивидуальных поверок средств измерений/Ю. З. Гуревич, И. Н. Коровин, П. В. Новицкий, Е. А. Болдина.— Метрология, 1977, № 10, с. 48—51.

В. Ю. Окоренков

ПОВЫШЕНИЕ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Проблема управления метрологической надежностью метеорологических средств измерений (СИ) в настоящее время является чрезвычайно актуальной, что объясняется широким применением метеорологических СИ.

Решение указанной проблемы обычно рассматривается двумя подходами: детерминистским и стохастическим [1], причем рассматривается возможность управления метрологической надеж-

ностью СИ на стадии выпуска их из производства на основе управления динамикой развития физических процессов, определяющих изменение метрологической надежности СИ в процессе их эксплуатации. Для большинства метеорологических СИ было выделено три основных процесса, оказывающих доминирующее воздействие: процесс приработки, процесс старения, процесс износа.

Указанные процессы имеют различную динамику развития, что и имеет решающее значение для их изучения.

В отделе метрологии Главной геофизической обсерватории им. А. И. Воейкова на протяжении нескольких лет анализировались результаты аттестации метеорологических СИ различных видов измерений (давления, температуры, скорости воздушного потока). На основании выявленных связей между различными типами метрологических отказов и физическими процессами, вызывающими их, была определена динамика развития и проявления процессов приработки, старения и износа СИ, определены математические модели указанных процессов.

Анализ динамики развития указанных процессов позволил установить, что наиболее быстротечным является процесс приработки элементов, определенный от нескольких месяцев для СИ, имеющих срок службы 2—3 года (обычно электроизмерительных), до 4—6 лет для СИ, эксплуатирующихся от 10 до 20 лет. Процесс приработки объясняется наличием переходных процессов в структуре материалов конструкции, недостаточностью отладки элементов, наличием скрытых дефектов, которые могут приводить как к внезапным метрологическим отказам, так и явным отказам. В большинстве случаев в этот период имеют место отказы контактов, трансмиссии, наличие люфтов, выделение в рабочую часть приборов адсорбированных веществ и т. д. Основная масса отказов, порождаемая этим процессом, это внезапные отказы, связанные с мгновенными повреждениями. Указанный процесс имеет временные границы, которые могут быть определены по соотношению потоков внезапных и постепенных метрологических отказов.

Процесс старения СИ определяется стремлением элементов конструкции к равновесному состоянию. Известно, что при выпуске из производства некоторые элементы СИ искусственно «стареют», т. е. подвергаются резким внешним воздействиям, что приводит к стабилизации основных физических свойств этих элементов. Интенсивность и значительность процесса старения определяются степенью взаимодействия элементов конструкции с влияющими факторами, причем в понятие влияющие факторы необходимо включать и процессы, протекающие на молекулярном уровне, диффузию, окислительно-восстановительные процессы, а также все внешние воздействия.

Существенный интерес представляет достижение этим процессом уровня стабилизации, характеризуемого пределом равновесного или «естественного» состояния элементов конструкции. Таким образом, определив физические характеристики элементов конструкции приборов в равновесном состоянии, можно определить

параметры, до которых необходимо искусственно довести, составить СИ для достижения максимально возможной метрологической надежности.

Процесс износа СИ является наиболее монотонным процессом, имеющим, как правило, для всех СИ эквивалентную модель, определяемую монотонным возрастанием погрешности СИ, близкой к положительно возрастающей экспоненте. Характерной особенностью процесса является то, что проявление его в возникновении метрологических отказов приходится на конечный этап эксплуатации СИ, т. е. на период, когда процессы приработки и старения уже стабилизировались и практически не влияют на изменение метрологической надежности СИ.

Исходя из динамики развития указанных процессов, определяющих метрологическую надежность СИ, предлагается изменить динамику развития процессов приработки и старения СИ, т. е. ускорить их развитие и довести эти процессы до режима стабилизации еще на стадии выпуска СИ из производства. Указанная процедура управления метрологической надежностью наиболее эффективна, так как, стабилизировав два из трех основных процессов и приняв эквивалентность модели третьего процесса для всех СИ, можно добиться оптимального управления, именно управления по открытому контуру. Для этого типа детерминированного управления стратегия управления целиком определяется с помощью априорной модели системы. Если модель будет известна для всех СИ, подвергнутых описанной процедуре, то достаточно будет задать статистики для начальных условий, что может быть легко реализовано на стадии периодических испытаний на надежность.

Таким образом, возможность повышения метрологической надежности СИ заключается в управлении динамикой развития процессов приработки и старения на стадии выпуска из производства, а именно в ускорении развития указанных процессов. Рассмотрим конкретные примеры применения указанной выше стратегии для некоторых типов СИ.

Известно, что неизменность метрологических характеристик ртутных СИ (термометров, барометров) связана с постоянством плотности рабочей жидкости (ртути). Плотность ртути, изменяясь в процессе эксплуатации ртутных СИ, влияет на изменение нормируемых метрологических характеристик СИ, а следовательно, и на метрологические отказы. В настоящее время ртуть перед заполнением СИ химически очищают. Рассмотрим правомерность этого.

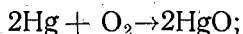
Химически чистой ртути в природе не существует. В естественном состоянии она содержит определенную долю окислов. Поэтому стремление химически чистой рабочей жидкости как элемента конструкции к равновесному состоянию закономерно. Вследствие этого метрологические характеристики барометров, термометров изменяются по мере изменения в процессе эксплуатации плотности ртути из-за окислительной реакции. Процесс старения в конкретном случае имеет четкий предел, характеризующийся значением плотности ртути, которая существует в природе, т. е. процесс

старения характеризуется некоторой плотностью, постоянной при существующих условиях эксплуатации СИ.

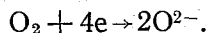
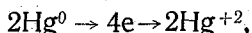
Процесс изменения плотности ртути, т. е. ее стабилизации, вытекает из уравнения Нернста [2]:

$$E = E_0 - \frac{RT}{nF} \ln \frac{C_{\text{Hg}}}{C_{\text{HgO}}},$$

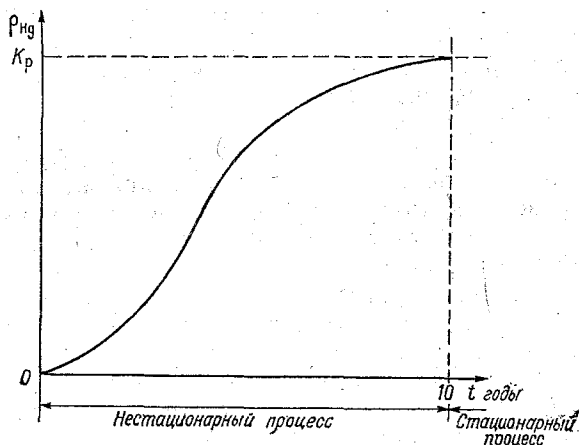
где E — потенциал окисления; E_0 — стандартный потенциал; R — газовая постоянная; F — число Фарадея; n — число электронов, участвующих в реакции; T — температура; C_{Hg} — концентрация Hg



C_{HgO} — концентрация HgO



Таким образом реакция идет до равенства потенциалов окисления и стандартного. Зависимость изменения плотности от времени приведена на рисунке.



Изменение плотности ртути во времени (барометры типа КР).

Вычислив константу равновесного состояния (K_p) при условиях эксплуатации СИ, можно легко искусственно окислить ртуть перед заполнением и тем самым свести разность потенциалов стандартного и конкретного до минимума. В настоящее время химической очисткой ртути даже повышают потенциал окисления, тем самым повышая активность изменения плотности ртути, т. е. сам потенциал процесса старения.

Таким образом, для ртутных барометров и термометров процесс старения может быть сведен к минимуму. Искусственное ста-

ренье элементов конструкции указанных СИ в некоторой степени уже проводится, необходимо дополнить его старением рабочей жидкости, т. е. заполнять приборы ртутью не химически чистой, а уже окислившейся после химической очистки. Реализация этого процесса очень простая: достаточно дать постоять ртути некоторое время, а затем ее механически профильтровать.

Экспериментальное подтверждение указанных выше выводов было проведено в отделе метрологии Главной геофизической обсерватории им. А. И. Воейкова.

В таблице приведены результаты экспериментального измерения плотности ртути у барометров с различным сроком службы,

Определение различия плотности ртути „новых“ и „старых“ образцовых барометров типа КР

№ п/п	Бокс	Бокс+ртуть	
		„новые“ барометры (1978 г.)	„старые“ барометры (1956 г.)
1	16,276 20	32,164 45	32,162 70
2	16,276 25	32,164 50	32,162 80
3	16,276 25	32,164 50	32,162 80
4	16,276 21	32,164 55	32,162 50
5	16,276 23	32,164 55	32,162 55
6	16,276 25	32,164 40	32,162 55
7	16,276 23	32,164 45	32,162 70
8	16,276 25	32,164 50	32,162 70
9	16,276 25	32,164 45	32,162 75
10	16,276 26	32,164 45	32,162 80
Среднее	16,276 24	32,164 47	32,162 69
	0,000 01	0,000 06	0,000 11
		32,164 47	32,162 69
		16,276 24	16,276 24
		15,888 23	15,886 45

$$\frac{\rho_{\text{Hg}} 1956}{\rho_{\text{Hg}} 1978} = \frac{15,886 45}{15,888 23} = 0,999 887 9$$

При 20 °С $\rho_{\text{Hg}} = 13,5461 \text{ г/см}^3$; $\Delta \rho_{22 \text{ года}} = 0,0015 \text{ г/см}^3$

13,5446 г/см³ — плотность состаренной ртути.

выполненные весовым методом [1]. Для исследования использовались по 5 барометров «новых» (со сроком эксплуатации 1 год) и «старых» (со сроком эксплуатации 22 года).

Взвешивание ртути выполнялось на аналитических весах с погрешностью 0,0002 г. Оказалось, что в среднем за 22 года эксплуатации плотность ртути барометров типа КР изменилась на 0,01%, по от-

ношению к новым барометрам, что соответствует средней скорости изменения систематической погрешности $v_p = 0,009$ гПа/год. Кроме этого, был проведен дополнительный эксперимент, который заключался в следующем: несколько барометров этого же типа были частично заполнены сверхчистой ртутью марки Р-1 вместо обычной Р-2. В результате в недельный срок барометры вышли из строя, т. е. процесс старения ртути вследствие резкого повышения окислительного потенциала (сверхчистой ртути) привел к резкому изменению систематических погрешностей, а также загрязнению коротких колен.

Таким образом, проведенные эксперименты подтверждают обоснованность полученных выводов. Ускорить процесс приработки ртутных термометров и барометров возможно, однако это связано со значительными затратами, а потому нецелесообразно. Указанная процедура ускорения развития процесса старения и его стабилизации необходима и для других СИ.

Другим конкретным примером реализации стратегии управления метрологической надежностью СИ может служить управление динамикой развития процессов приработки и старения для барометров-анероидов, обладающих чисто механической конструкцией. Для этого несколько партий барометров-анероидов (М-67, М-98) помещали в барокамеру на специальной подвеске и подвергали одновременному воздействию изменения давления по всему диапазону и вибрации в течение периода времени, позволяющего осуществить 10 циклов перекрытия диапазона измерения. После указанной процедуры изменение систематических погрешностей барометров-анероидов при поверке практически было сведено к минимуму.

Реализация описанного эксперимента в производственных условиях не представляет особых трудностей и может быть легко автоматизирована, зато эффект от проведения подобных работ может быть очень значителен. Во-первых, резко сократится количество брака, наличие скрытых дефектов. Во-вторых, повысится стабильность нормируемых метрологических характеристик во времени. Проведение аналогичного эксперимента на Сафоновском заводе „Гидрометприбор” подтвердило обоснованность полученных выводов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Леонидес К. Т. Фильтрация и стохастическое управление в динамических системах.— М.: Мир., 1980, с. 15—47.
2. Рабинович В. А., Хавин З. Я. Краткий химический справочник.— Л.: Химия, 1978.— 391 с.

СТАТИСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕССА ЭКСПЛУАТАЦИИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ

Использование методов статистического моделирования в исследовании метрологической надежности средств измерений (СИ) позволяет построить процесс переходов СИ по показателям надежности, полученным как расчетным путем, так и по результатам аттестации СИ, а также оценить не только фактическую, но и прогнозируемую метрологическую надежность СИ, что позволяет выбрать оптимальные алгоритмы управления метрологической надежностью в процессе эксплуатации СИ.

В метрологических исследованиях надежности СИ до настоящего времени преобладает эмпирический подход и значительно меньше внимания уделяется разработке обобщенных теоретических положений.

В теории надежности в качестве модели для исследований используются переходы технических устройств из состояния работоспособности (условно «1») в состояние отказа (условно «0») и наоборот.

Исторически положение сложилось так, что аппарат надежности развивался в связи с исследованием «явных», или так называемых «полных», отказов технических устройств, характеризующих полный выход СИ из строя. В этом случае можно предположить, что отказы технических устройств возникают при превышении возмущающими факторами некоторых пиковых значений ε^* или при превышении накапливающимися во времени изменениями

$\int_0^t \varphi[\varepsilon(\tau)] d\tau$ некоторого максимального значения.

Возвращение технических устройств в работоспособное состояние осуществляется после обнаружения отказа, характеризуемого временем обнаружения ($\Delta t_{об}$), путем замены отказавшего элемента, характеризуемого временем восстановления ($\Delta t_{в}$). Однако процесс возникновения полных отказов технических устройств не наблюдаем (уровни ε_i^* , J_{\max}^i неизвестны), процессы $\varepsilon(t)$ и

$\int_{t_{i-1}}^{t_i} \varphi_i[\varepsilon(\tau)] d\tau$ в большинстве случаев неконтролируемы, поэтому

единственно доступной информацией о процессе изменения состояний технических устройств является информация о моментах полного исчезновения выходного сигнала, т. е. о явных отказах. Для средств измерений состояние работоспособности определяется в соответствии с условиями нормирования метрологических характеристик, т. е. по определенному значению выходного сигнала $\varphi(t)$, а не просто по его наличию или отсутствию.

Явный (или полный неметрологический) отказ связан с некоторыми пороговыми явлениями, вызывающими качественные изме-

нения свойств СИ. В случае метрологического отказа (МО), не связанного с браком поверки II рода, мы имеем дело с чисто количественными изменениями свойств СИ, что практически не позволяет использовать для построения процесса изменений выходного сигнала СИ во времени $\varphi(t)$ пороговые величины ε^* или $J_{\text{макс}}$, которые в некоторых случаях известны или могут быть определены. Поэтому практический интерес представляет возможность имитации процесса $\varphi(t)$ — модели дрейфа нормируемой метрологической характеристики НМХ во времени на основе представления модели дрейфа композицией детерминированных составляющих, имеющих четкие физико-статистические связи с процессом, определяющим изменение НМХ во времени.

Определение детерминированных составляющих общей модели изменения метрологической надежности СИ возможно на основе принципа декомпозиции, физических процессов, определяющих изменение метрологической надежности, т. е. принципа различия механизмов процессов приработки, старения, износа отдельных элементов конструкций СИ. Изучение общей модели изменения метрологической надежности на основе статистики моментов возникновения метрологических отказов и моделирования их на основе показателей надежности (браков поверки I, II рода, наработки на метрологический отказ, сроков службы СИ и др.) представляет достаточно сложную задачу, что возможно при наличии комплексной методики анализа, включающей в себя визуальный, качественный и численный анализы, практические разработки которой осуществлены в отделе метрологии ГГО. Необходимость строгого подхода к анализу статистического материала объясняется наличием значительного влияния шумовых эффектов, недостаточной обоснованностью критериев выявления различных типов метрологических отказов, статистической неоднородностью результатов. Все эти причины могут в совокупности привести к существенным погрешностям в определении моментов возникновения метрологических отказов, а следовательно, и их распределений.

Из практики эксплуатации СИ известно, что МО выявляются только при поверках СИ; следовательно, моменты возникновения МО известны лишь в пределах МПИ, наблюдаемого между поверками. Существование момента возникновения МО внутри МПИ может быть определено точно при условии знания параметров индивидуальной модели процесса старения каждого СИ, что возможно лишь в тех случаях, когда влияние шумовых эффектов (браков поверки I, II рода и т. д.) меньше реального изменения метрологических характеристик СИ во времени.

В общем случае границами неопределенности моментов возникновения МО служат две критические ситуации (варианта); а именно: наихудшей возможной ситуацией является возникновение МО сразу после поверки, т. е. МО вызван браком поверки; наилучшей возможной ситуацией является возникновение МО в момент поверки, после которой он устраняется. Очевидно, что подобные ситуации для всех МО являются экстремальными, так

как в противном случае в наихудшем варианте проведение поверки нецелесообразно, а в лучшем случае означает абсолютную точность расчета МПИ, т. е. абсолютную детерминированность МО. Вышеизложенное позволяет представить зону неопределенности возникновения МО.

На рис. 1 эта зона определена двумя экстремальными распределениями показателя метрологической надежности СИ $\alpha_{кр1}(t)$ и $\alpha_{кр2}(t)$, соответствующими двум описанным выше критическим ситуациям. Очевидно, что абсолютная случайность МО возможна лишь в случае, когда возникновение МО определяется вероятно-

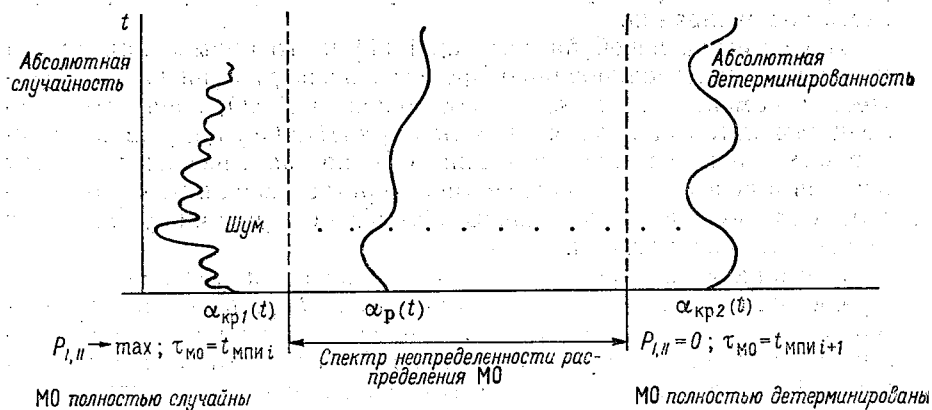


Рис. 1. Относительное положение распределений показателя метрологической надежности в спектре неопределенности.

стью браков поверки I, II рода $P_{I,II} \rightarrow \max$, а влияние всех других воздействий как внутренних, так и внешних полностью сбалансировано либо эквивалентно и представляет собой спектр белого или цветного шума. Абсолютная неслучайность МО возможна в случае отсутствия браков поверки I, II рода $P_{I,II} = 0$ и строгой детерминированности физических процессов, вызывающих отказы. Очевидно, что обе критические ситуации при практической эксплуатации СИ мало вероятны. Наиболее вероятной ситуацией возникновения МО, очевидно, будет момент возникновения МО на середине МПИ, т. е. $\tau_{MO} = \frac{1}{2} t_{MPI}$, соответствующее ему распределение показателя метрологической надежности будет $\alpha_p(t)$.

Вышеизложенное позволяет определить границы и диапазоны возможного изменения распределений показателя метрологической надежности $\alpha(t)$, что важно при оценке эффективности функций управления процессами изменения метрологической надежности в различных вариантах.

Как уже указывалось ранее, целью моделирования процессов эксплуатации СИ является оценка фактической и прогнозируемой

метрологической надежности СИ, а также поиск и определение оптимальной функции управления (алгоритма управления) изменением метрологической надежности СИ во времени. Поэтому для определения реального процесса изменения состояний СИ во времени необходимо учитывать влияние характеристик процесса метрологического обслуживания СИ: времени регулировки (поверки) $\Delta t_{\text{рег}}$, а также нестационарности ввода и вывода СИ из эксплуатации. Таким образом, располагая реальными потоками отказов СИ, методом перебора наиболее характерных ситуаций (трех и более) можно получить диапазон возможного изменения распределений $\alpha(t)$ с учетом вышеперечисленных параметров процесса обслуживания.

Идея метода перебора состояний [1] и его применения проста и сводится к моделированию процесса эксплуатации СИ по множеству моментов возможного возникновения МО, зона неопределенности которых задана пределами МПИ. Осуществив моделирование процесса эксплуатации СИ по фактическому потоку отказов в некоторых, наиболее характерных ситуациях, мы определим зону поиска оптимальных вариантов функции управления процессом эксплуатации.

Определив диапазон изменения показателя метрологической надежности $\alpha(t)$, мы можем построить шкалу, в границах которой целесообразен эксперимент. Вышеописанная процедура моделирования процесса эксплуатации по фактическим потокам отказов СИ представляет собой не что иное, как градуировку шкалы ценности. Очевидно, практически возможно получить сколь угодно малую дискретность шкалы, т. е. точность отчета по шкале. Шкала ценности, заложенная в алгоритме моделирования, позволит определять оптимальность функций управления процессом изменения метрологической надежности СИ, показателем которых служит распределение $\alpha(t)$.

Задавшись множеством функций управления (алгоритмами процесса обслуживания) и их модификациями в процессе эксплуатации СИ, можно промоделировать процесс перехода состояний СИ для каждого СИ по всей траектории процесса. Использование для этих целей метода Монте-Карло является оптимальным вариантом выбора метода статистического моделирования [2]. Получив указанным методом всю совокупность распределений показателя метрологической надежности $\alpha(t)$ и сравнив осредненные его значения со шкалой ценности, можно построить алгоритм поиска оптимальной стратегии управления метрологической надежностью. Один из вариантов подобного алгоритма может быть представлен в следующем виде:

1. Выбор допустимого множества возможных вариантов функций управления метрологической надежностью СИ:

$$\alpha_{\text{кр}2} \leq \alpha_{\text{мод}}(t) \leq \alpha_{\text{кр}1}(t).$$

Если выполняется это неравенство, то все варианты функций управления (алгоритмы управления, удовлетворяющие ему) фор-

в состоянии s_i , $i=1, 2, 3, \dots, k$; $N(t)$ — число СИ, находящихся в эксплуатации в момент времени t , то, задавшись требуемыми значениями этого показателя в каждом из моделированных состояний за период МПИ, можно определить функцию управления (алгоритм проверок), обеспечивающую неизменный уровень этих показателей с учетом как процесса обслуживания, так и нестационарности потоков отказов СИ.

Анализ процесса эксплуатации СИ позволяет легко установить, как формируются во времени $N(t)$ и $n_s(t)$. Общее число СИ, находящихся в использовании $N(t)$, определяется числом поступивших в эксплуатацию новых СИ и числом окончательно выводимых из эксплуатации, а также числом СИ, уходящих на ремонт и в поверку, и соответственно числом СИ, приходящих из поверки и ремонта. В свою очередь $n_s(t)$ формируются из числа СИ, переходящих в моделируемое состояние и выходящих из него. Например, $n_{MO}(t)$ — число СИ, метрологически отказавших. Состояние метрологического отказа формируется из СИ, поступивших из поверки с браком П рода, отказавших в связи с постепенными отказами и уходящих метрологически неисправными из эксплуатации. Аналогично и для формирования других возможных состояний: поверки, ремонта, работоспособного и др.

Отмеченному разбиению $N(t)$ и $n_s(t)$ на составляющие соответствует процесс смены определенных состояний СИ (условно «0» и «1»), что позволяет построить алгоритм моделирования процесса эксплуатации СИ.

Алгоритм моделирования процесса эксплуатации средств измерений, а также аналитические выражения приведены в таблице. В основу метода моделирования процесса эксплуатации СИ положено временное описание переходов совокупности состояний средств измерений во времени. В общем случае описание матрицы взаимных переходов состояний СИ из множества Ω_{Ns} состояний может быть представлено переходами:

- 1 — работоспособное состояние,
- 2 — состояние метрологического отказа,
- 3 — состояние поверки,
- 4 — состояние ремонта.

Переходы состояний друг в друга описаны в матрице состояний таблицы. Очевидно, что количество состояний СИ не ограничивается только описанными четырьмя состояниями и в каждом конкретном случае количество состояний и матрица переходов должны формироваться из условий и специфики эксплуатации СИ, а также возможности количественной оценки состояния СИ.

Последовательность применения алгоритма моделирования процесса эксплуатации средств измерений следующая:

- 1) выбираются переменные состояния, которые полно описывают динамику процесса эксплуатации средств измерений;
- 2) задаются уравнения (матрицы переходов), описывающие изменения переменных состояний СИ в процессе эксплуатации;
- 3) задается уравнение, связывающее изменение переменных

Алгоритм моделирования процесса эксплуатации средств измерений

Характеристика	Уравнение	Порядковый номер																													
Временная модель состояния средств измерений	$I(t-\tau) = \begin{cases} 1 & \text{— метрологически исправное СИ} \\ 0 & \text{— метрологически неисправное СИ} \end{cases}$	1																													
Модель перехода СИ из одного состояния в другое	$I(t-\tau') - I(t-\tau''), \tau' > \tau'', \text{ где } \tau' \text{ — время предыдущего состояния; } \tau'' \text{ — время последующего состояния}$	2																													
Матрица переходов состояний СИ (алгоритм переходов)	<table border="1" style="margin: auto; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th rowspan="2" style="padding: 5px;">Состояние</th> <th colspan="4" style="padding: 5px;">Приход</th> </tr> <tr> <th style="padding: 5px;">1</th> <th style="padding: 5px;">2</th> <th style="padding: 5px;">3</th> <th style="padding: 5px;">4</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td style="padding: 5px;">Работоспособное состояние</td> <td style="padding: 5px;">//</td> <td style="padding: 5px;">×</td> <td style="padding: 5px;">×</td> <td style="padding: 5px;">×</td> </tr> <tr> <td style="padding: 5px;">Метрологический отказ</td> <td style="padding: 5px;"></td> <td style="padding: 5px;">//</td> <td style="padding: 5px;">×</td> <td style="padding: 5px;">×</td> </tr> <tr> <td style="padding: 5px;">Состояние поверки</td> <td style="padding: 5px;">×</td> <td style="padding: 5px;">×</td> <td style="padding: 5px;">//</td> <td style="padding: 5px;">×</td> </tr> <tr> <td style="padding: 5px;">Состояние ремонта</td> <td style="padding: 5px;">×</td> <td style="padding: 5px;">×</td> <td style="padding: 5px;"></td> <td style="padding: 5px;">//</td> </tr> </tbody> </table>	Состояние	Приход				1	2	3	4	Работоспособное состояние	//	×	×	×	Метрологический отказ		//	×	×	Состояние поверки	×	×	//	×	Состояние ремонта	×	×		//	3
	Состояние		Приход																												
		1	2	3	4																										
	Работоспособное состояние	//	×	×	×																										
	Метрологический отказ		//	×	×																										
Состояние поверки	×	×	//	×																											
Состояние ремонта	×	×		//																											
	<p>Матрица возможных переходов может видоизменяться в зависимости от конкретного типа средств измерений и специфики метрологического обслуживания</p>																														
Модель процесса эксплуатации средств измерений	$\alpha(t) = n(t)/N,$ <p>где $n(t)$ — число метрологически неисправных СИ, используемых в момент времени t:</p> $n(t) = \sum_{i=1}^{N_i} \sum_{n_i=1}^{K_{\text{макс}}} \delta_{K_{\alpha}, K_n} \left\{ 1 \left[t - \tau_i - \sum_{K_n=1}^{K_n} (\min(\Delta\tau_0, K_{n-1}, \Delta\tau_1, K_{n-1}) - \Delta\tau_e, K_{n-1}) \right] - 1 \left[t - \tau_i - \sum_{K_n=1}^{K_n} (\min(\Delta\tau_0, K_{n-1}, \Delta\tau_1, K_{n-1}) - \Delta\tau_e, K_{n-1} - \min(\Delta\tau_0, K_n, \Delta\tau_1, K_n)) \right] \right\} + \sum_{i=1}^{N_i} \sum_{n_i=1}^{K_{\text{макс}}} (1 - \delta_{K_{\alpha}, K_n}) \left\{ 1 \left[t - \tau_i - \sum_{K_n=1}^{K_n} (\min(\Delta\tau_0, K_{n-1}, \Delta\tau_1, K_{n-1}) - \Delta\tau_e, K_{n-1} - \Delta\tau_1, K_{n-1}) \right] - 1 \left[t - \tau_i - \sum_{K_n=1}^{K_n} (\min(\Delta\tau_0, K_{n-1}, \Delta\tau_1, K_{n-1}) - \Delta\tau_1, K_{n-1}) \right] \right\}$	4																													

Характеристика	Уравнение	Порядковый номер
	$\Delta\tau_{1, K_{n-1}} - \Delta\tau_{e, K_{n-1}} - \min(\Delta t_0, K_n, \Delta\tau_{1, K_n}) \Bigg\};$ <p>N — число СИ, используемых в момент времени t:</p> $N = \sum_{i=1}^N \sum_{n_i=1}^{K_{\max}} \left\{ 1 \left[t - \tau_i - \sum_{K_n=1}^{K_n} (\min(\Delta\tau_0, K_{n-1}, \Delta\tau_{1, K_{n-1}}) - \Delta\tau_{e, K_{n-1}}) \right] - 1 \left[t - \tau_i - \sum_{K_n=1}^{K_n} (\min(\Delta\tau_0, K_{n-1}, \Delta\tau_{1, K_{n-1}}) - \Delta\tau_{e, K_{n-1}}) - \min(\Delta\tau_0, K_n, \Delta\tau_{1, K_n}) \right] \right\}$	
Начальные условия задаются для каждого типа СИ	<p>TPRED — ресурс СИ NSI — общее количество СИ ALPHA — вероятность брака поверки I рода BETA — " " " " II рода PREM — вероятность неправильного ремонта SR₁₂ — среднее время наработки на метрологический отказ SR₁₃ — среднее время моделируемого МПИ SR₁₄ — среднее время наработки на явный отказ SR₃ — среднее значение продолжительности поверки SR₄ — среднее время продолжительности ремонта ST₁₂ — среднее квадратическое отклонение (СКО) времени наработки на метрологический отказ ST₁₃ — СКО моделируемого межповерочного интервала ST₃ — СКО продолжительности поверки ST₄ — СКО продолжительности ремонта</p>	5
Оценка	$m_{\alpha_i}(t)_{0,95} = m_{\alpha_i}(t) + 1,6\sigma_{\alpha_i}(t),$ <p>где $m_{\alpha_i}(t)$ — математическое ожидание доли средств измерений, находящихся в i-м состоянии, $i=1, 2, 3, 4$ $\sigma_{\alpha_i}(t)$ — СКО доли СИ, находящихся в i-м состоянии $m_{\alpha_i}(t)_{0,95}$ — оценка математического ожидания доли СИ, находящихся в i-м состоянии с доверительной вероятностью 0,95</p>	6

Условные обозначения параметров модели:

τ_2 — время поступления в эксплуатацию; $\Delta\tau_0$ — интервал наступления внезапного отказа СИ; $\Delta\tau_1$ — интервал поверки; $\Delta\tau_2$ — интервал наступления метрологического отказа; $\Delta\tau_e$ — интервал нахождения в поверке; α — количественный показатель брака поверки II рода; K_{\max} — общее количество поверок и внезапных отказов до изъятия из эксплуатации; K_n — номер последовательных событий поступления в поверку или для возникновения внезапного отказа; K_a — номер поверки или ремонта, после которых СИ поступает в сферу использования с браком поверки II рода.

состояний СИ, с показателем качества состояния СИ в процессе эксплуатации (критерием метрологической надежности);

4) по заданным параметрам требуемой надежности СИ в процессе эксплуатации определяется целевая функция управления процессом эксплуатации (алгоритм поверок), а также параметры надежности СИ, которыми должно обладать разрабатываемое средство измерений.

Реализация приведенного алгоритма моделирования процесса эксплуатации средств измерений позволяет определить не только изменение надежности СИ во времени, но и эффективность методик измерений, внедрения новых СИ, метрологического обслуживания, функционирования поверочных схем.

На основе описанного алгоритма разработана программа моделирования процесса эксплуатации СИ на ЭВМ, которая успешно опробована на моделировании процессов эксплуатации СИ давления (барометров типа КР, ИР, СР-А, СР-Б, М-67, М-98, БАММ-1, датчиков давления КРАМС, манометров типа МБП), используемых в системе Госкомгидромета.

Внедрение программы позволило исследовать изменения метрологической надежности указанных выше СИ в процессе их эксплуатации, оценить существующий уровень метрологической надежности всего парка СИ давления и определить с учетом всей специфики процесса обслуживания указанных СИ и возможностей существующей системы метрологического обеспечения оптимальные межповерочные интервалы СИ.

На рис. 2 приведена фактическая реализация процесса эксплуатации одного из указанных СИ (барометров типа КР) в виде четырех совмещенных графиков.

В таблице приведены значения указанных квантилей и их оценки на протяжении всего процесса эксплуатации. Под таблицей, стандартно выпечатаваемой на ЭВМ, приведены осредненные значения 95 %-ных квантилей долей СИ, находящихся в каждом из указанных выше состояний, и их средние квадратические отклонения. В настоящее время программа моделирования процесса эксплуатации СИ направлена в Отраслевой фонд алгоритмов и программ (ОФАП) для широкого внедрения.

Дальнейшее развитие описанного алгоритма моделирования процесса эксплуатации позволило получить некоторые другие направления его практического использования. В частности, изло-

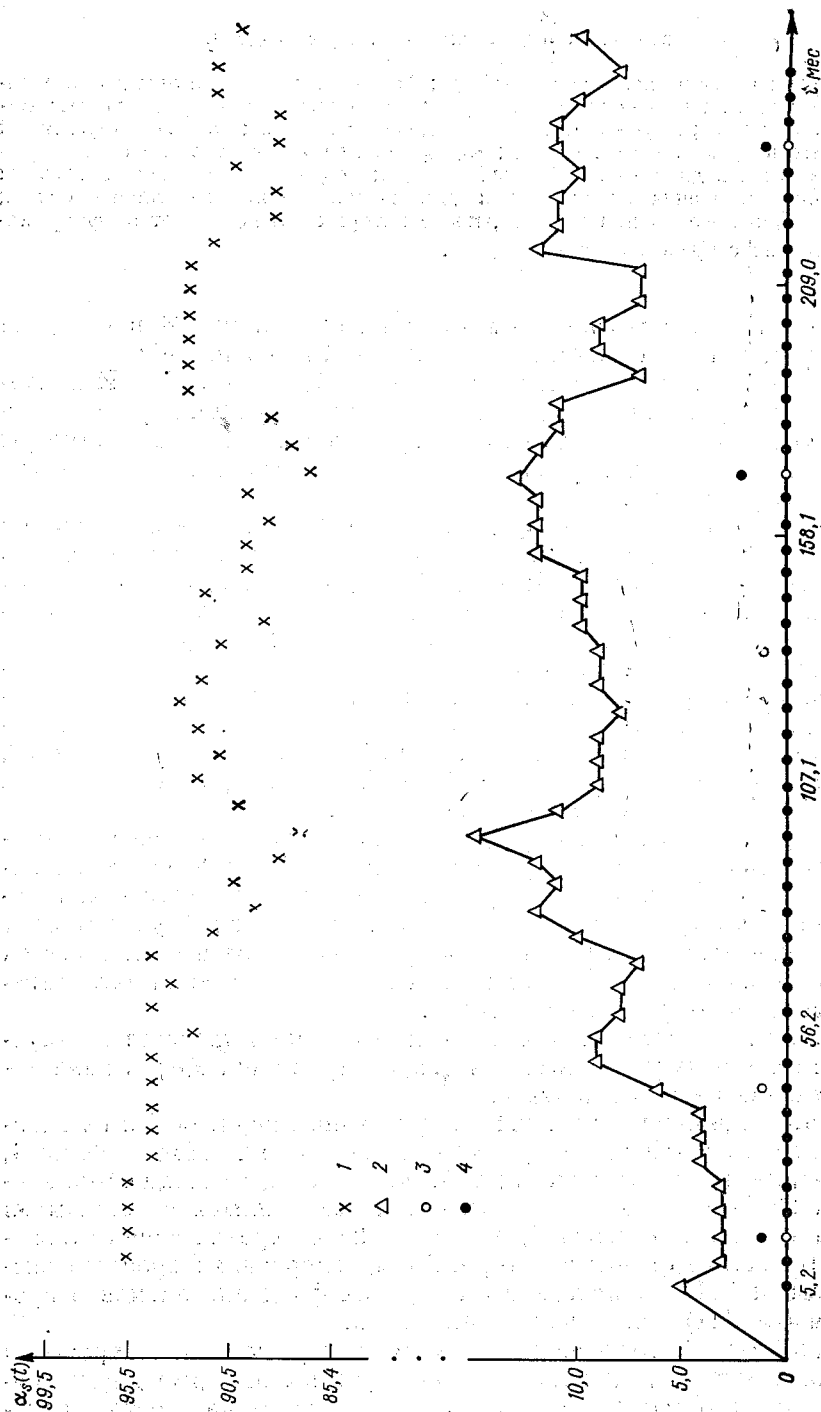


Рис. 2. Изменение метрологической надежности образцовых барометров типа КР (выборка 100 СИ).
 1 — работоспособное состояние, 2 — состояние метрологического отказа, 3 — состояние поверки, 4 — состояние ремонта.

женный выше подход к исследованию изменения метрологической надежности СИ в процессе эксплуатации был использован для проверки достоверности результатов расчета межповерочных интервалов различными методами.

Экспериментальная поверка достоверности результатов расчета МПИ различными методами заключается в проведении эксперимента. Основная идея статистического эксперимента заключается в сопоставлении законов распределения показателя метрологической надежности $\alpha(t) = n_{\text{нн}}(t)/N(t)$, где $n_{\text{нн}}(t)$ — количество метрологически неисправных СИ в момент времени t ; $N(t)$ — общее количество эксплуатируемых СИ в момент времени, полученных моделированием процесса эксплуатации СИ (алгоритм которого описан выше) по расчетным значениям МПИ, полученным различными методами с теоретическими или эмпирическими законами распределения метрологических отказов СИ, положенных в основу методов расчета МПИ.

В случае получения результатов, свидетельствующих о совпадении законов распределения показателя метрологической надежности $\alpha(t)$ при статистическом эксперименте с теоретическими и эмпирическими моделями законов распределения метрологических отказов СИ, положенных в основу методов расчета МПИ, очевидно, что соответствующие методы расчета МПИ позволяют получить достоверные данные о величинах МПИ, в противном случае достоверные результаты невозможны.

Методика проведения статистического эксперимента

1. По экспериментальным данным аттестации СИ о распределении потоков метрологических и явных отказов одного из типов СИ методом перебора состояний [1] в предположении наихудшего варианта возникновения МО (момент наступления МО эквивалентен моменту поверки, т. е. брак поверки) рассчитывается распределение во времени показателя метрологической надежности $\alpha(t)$ при расчетных значениях МПИ, полученных соответствующими методами.

Практическое использование перебора состояний заключается в построении траекторий процесса эксплуатации для каждого СИ, принадлежащего исследуемой выборке (рис. 3а). На рис. 3б приводится распределение показателя метрологической надежности $\alpha(t)$.

Состояние и переходы состояний описываются единичной функцией

$$1(t - \tau) = \begin{cases} 1 & \text{— метрологически исправное СИ.} \\ 0 & \text{— метрологически неисправное СИ.} \end{cases}$$

Алгоритм описания процесса эксплуатации СИ подробно изложен в [3].

Построив аналогичные траектории процесса эксплуатаций для всех СИ, входящих в выборку при значениях МПИ, определенных

различными методами, получим суммированием количества СИ, находящихся в метрологическом отказе в момент времени t , значение показателя метрологической надежности $\alpha_2(t)$ и соответственно его распределение в процессе эксплуатации СИ.

2. По заданному критерию метрологической надежности СИ в течение всего срока службы анализируется полученное распределение $\alpha_2(t)$. Очевидно, что если $\alpha_2(t)$ превышает заданный уровень, то рассчитанные значения МПИ недостоверны.

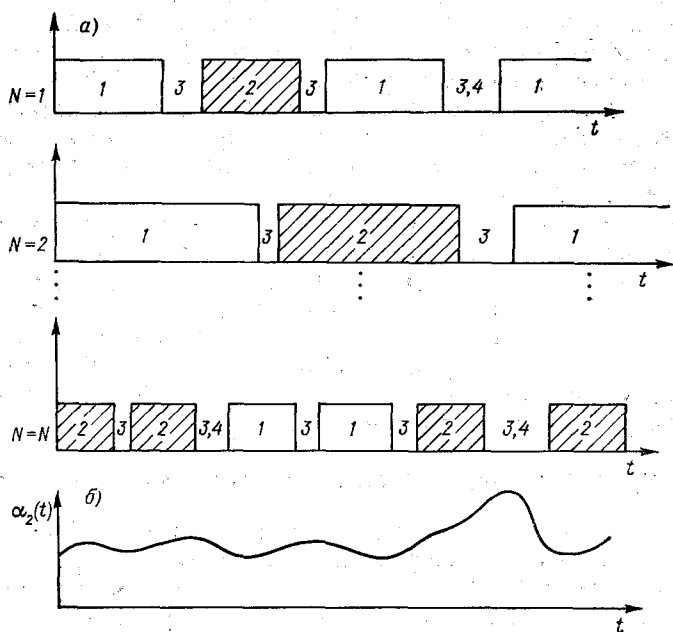


Рис. 3. Траектория процесса эксплуатации СИ (а) и распределение показателя метрологической надежности (б).
Усл. обозначения 1—4 см. рис. 2.

3. Для оценки однородности полученного закона распределения $\alpha_2(t)$ и теоретических или эмпирических законов распределения МО, положенных в основу методов расчета МПИ, может использоваться критерий χ^2 , т. е. требуется проверить гипотезу о том, что распределение признака в двух генеральных совокупностях одинаково.

Для этого используется критерий χ^2 в следующем виде:

$$\chi^2 = n_1 n_2 \sum_{i=1}^l \frac{1}{m'_i + m''_i} \left(\frac{m'_i}{n_1} - \frac{m''_i}{n_2} \right)^2,$$

где n_1, n_2 — количество результатов в выборках (теоретической и эмпирической); m'_i, m''_i — частоты попадания в градации.

В соответствии с [4] этот критерий при больших n распределен по закону χ^2 с $(l-1)$ степенями свободы. Полученное из экспериментальных данных значение χ^2 должно лежать в области допустимых значений χ^2 при заданном уровне значимости (например, $q=5\%$), таблицы которых приведены в [2], что позволяет сделать вывод о соответствии законов распределения показателя метрологической надежности $\alpha(t)$ и теоретических моделей распределения метрологических отказов СИ, положенных в основу метода расчета МПИ, а следовательно, о достоверности расчета МПИ. В противном случае достоверных результатов расчета МПИ использованным методом получить невозможно.

На основе описанного выше метода статистической проверки результатов расчета межповерочных интервалов СИ разработана программа на ЭВМ ЕС-1022, которая была использована для оценки фактического уровня метрологической надежности эксплуатируемых в настоящее время барометров типа КР, СР-А, СР-Б, а также для проверки достоверности расчетов межповерочных интервалов для СИ давления, используемых в системе Госкомгидромета.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Беккер П., Иенсен Ф. Проектирование надежных электронных схем.— М.: Советское радио, 1977, с. 14—60.
2. Ермаков С. М. Метод Монте-Карло и смежные вопросы.— М.: Наука, 1975, с. 36—119.
3. Окоренков В. Ю. Комплексный метод исследования метрологической надежности средств измерений.— См. наст. сб.
4. Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В. Курс теории вероятности и математической статистики для технических приложений.— М.: Наука, 1965, с. 275—277.

С. М. Персин

ВОПРОСЫ МЕТОДИКИ ИЗМЕРЕНИЙ ТУРБУЛЕНТНЫХ ПЕРЕНОСОВ

Создание аппаратуры для измерения турбулентных переносов, интерпретация результатов пульсационных измерений и исследование погрешностей требуют решения ряда методических вопросов. К их числу относится влияние и выбор динамических характеристик датчиков, интервала осреднения, нелинейности датчиков и множительного устройства, частоты дискретизации (при дискретных методах измерений и вычисления потоков), шага квантования по уровню, пространственного разнесения датчиков, алгоритмов вычислений и ряд других. Некоторые из этих вопросов яв-

ляются общими для задач получения статистических характеристик процессов и полей и частично рассмотрены в литературе по корреляционным измерениям [3 и др.]. В некоторых работах приводятся также рекомендации для задач измерения турбулентных потоков в атмосфере. При этом основное внимание уделяется тому, вклад каких частот или вихрей каких масштабов в процессе турбулентного переноса следует учитывать, на основании чего делается вывод о необходимом частотном диапазоне пульсационных приборов. Приведенные рекомендации не позволяют дать количественную оценку погрешности для конкретных условий измерения и приборов.

1. Турбулентный поток (тепла, влаги, количества движения) представляет собой корреляционный момент пульсаций вертикальной скорости ветра и переносимой субстанции в совпадающие моменты времени. Остановимся на погрешности определения взаимной корреляционной функции $R_{xy}(\tau)$ процессов $x(t)$ и $y(t)$ за счет динамических свойств приборов. Частотный диапазон приборов в области верхних частот ограничивается инерцией измерительных преобразователей, а также влиянием пространственного осреднения, определяемого в первую очередь размерами и конструкцией первичных преобразователей. Частотный диапазон в области низких частот определяется методом выделения пульсаций (центрирования процессов).

Полагая процессы $x(t)$ и $y(t)$ эргодичными, стационарными и стационарно связанными, для погрешности определения $R_{xy}(\tau)$ запишем

$$\begin{aligned} \varepsilon(\tau) &= R_{x_1 y_1}(\tau) - R_{xy}(\tau) = \\ &= \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} h_1(t') h_2(t'') R_{xy}(\tau - t' + t'') dt' dt'' - R_{xy}(\tau), \end{aligned} \quad (1)$$

где $x_1(t)$ и $y_1(t)$ — процессы на выходах приборов; $h_1(t)$ и $h_2(t)$ — импульсные переходные функции приборов.

Подставляя в (1) ориентировочное выражение для $R_{xy}(\tau)$, несложно оценить погрешность, вносимую динамическими характеристиками приборов при определении турбулентных потоков. Такого рода оценки для приборов первого порядка приведены в [2]. В работе [5] приведены рекомендации, полученные непосредственной обработкой измерений пульсаций для случаев нахождения потоков тепла и количества движения при различных (конвективных, равновесных, инверсионных) условиях и одинаковых характеристиках двух приборов (интегрирующих за один и тот же скользящий интервал). Заметим, что введение поправки на занижение результатов из-за инерции приборов малоэффективно вследствие весьма неточного знания вида функции $r_{xy}(\tau) = R_{xy}(\tau) / \sigma_x \sigma_y$ и ее изменчивости.

Для приближенной оценки погрешности $\varepsilon(\tau)$ в практически важном случае относительно малой инерции приборов воспользу-

емся разложением $R_{xy}(\tau)$ в ряд. Полагая функцию $R_{xy}(\tau)$ дважды дифференцируемой в точке τ , из (1) получим

$$\varepsilon(\tau) \approx R'_{xy}(\tau) (\lambda_{12} - \lambda_{11}) + \frac{1}{2} R''_{xy}(\tau) (\lambda_{22} + \lambda_{21} - 2\lambda_{11} \lambda_{12}), \quad (2)$$

где $\lambda_{ij} = \int_0^{\infty} h_j(\tau) \tau^i d\tau$; значения λ_{01} и λ_{02} приняты равными 1; $R'_{xy}(\tau)$ и $R''_{xy}(\tau)$ — значения первой и второй производных функции $R_{xy}(\tau)$.

В частности, для прибора первого порядка с постоянной времени T_{Φ} $\lambda_1 = T_{\Phi}$, $\lambda_2 = 2T_{\Phi}^2$, для интегрирующего прибора за интервал T $\lambda_1 = T/2$, $\lambda_2 = T^2/3$.

Из выражения (2) следует, что динамические характеристики приборов при определяющем влиянии первого слагаемого рационально брать таким образом, чтобы первые моменты λ_{11} и λ_{12} весовых функций приборов были равны. При этом первое слагаемое в (2) исключается. Этот вывод позволяет расширить содержащуюся в [2] рекомендацию производить измерения приборами с одинаковыми динамическими характеристиками. Для последнего случая из (2) получим

$$\varepsilon(\tau) \approx R''_{xy}(\tau) (\lambda_2 - \lambda_1^2). \quad (3)$$

Следует отметить, что эффективность такого метода может быть невысока для функций $R_{xy}(\tau)$, не дифференцируемых в локальной области, прилегающей к τ , или имеющих в этой области малое значение отношения $R'_{xy}(\tau)/R''_{xy}(\tau)$. При измерении потоков представляет интерес значение $\tau=0$. Если, например, функция $R_{xy}(\tau)$ симметрична относительно $\tau=0$, относительные погрешности для случаев использования одного прибора с инерцией T_{Φ} , а другого безынерционного и использования двух приборов с инерцией T_{Φ} оказываются одинаковыми независимо от вида функции $R_{xy}(\tau)$ и равными $\frac{1}{T_{\Phi}} \int_0^{\infty} [1 - r_{xy}(\tau)] e^{-\tau/T_{\Phi}} dt$. Так, для $r_{xy}(\tau) = e^{-a|\tau|}$

и $\tau=0$ в обоих случаях получим относительную погрешность — $\frac{aT_{\Phi}}{1+aT_{\Phi}} \approx -aT_{\Phi}$. При использовании интегрирующих приборов для этих двух случаев приближенно получим значения $-aT/2$ и $-aT/3$, т. е. выигрыш от выравнивания инерций приборов имеет место, но невелик. С другой стороны, не в области $\tau=0$ погрешность для этих двух случаев приближенно составляет $\pm aT_{\Phi}$ или $\pm aT/2$ (знак зависит от того, какой из каналов является инерционным) и $-a^2T_{\Phi}^2$ или $-a^2T^2/12$, т. е. при T_{Φ} или T , на порядок меньших $1/a$, погрешность благодаря выравниванию инерции каналов также уменьшается на порядок.

Выше при анализе погрешности $\varepsilon(\tau)$ в качестве оценки значения $R_{xy}(\tau)$ принималось значение $R_{xy}(\tau)$ для совпадающего момента времени. Для уменьшения погрешности можно использовать смещенное значение $R_{xy}(\tau+\Delta)$. Величина Δ может быть

определена для конкретных τ и $r_{xy}(\tau)$. Практически вид функции $r_{xy}(\tau)$ и ее параметры обычно известны с невысокой точностью и целесообразно воспользоваться следующим способом. Пренебрегая вторым слагаемым в (2), приближенно получим

$$R_{x,y_1}(\tau) \approx R_{xy}(\tau) + R'_{xy}(\tau) (\lambda_{12} - \lambda_{11}) \approx R_{xy}(\tau + \lambda_{12} - \lambda_{11}), \quad (4)$$

т. е.

$$\Delta = \lambda_{11} - \lambda_{12}. \quad (5)$$

В ряде работ для уменьшения влияния инерции первичных измерительных преобразователей используется коррекция вносимой ею динамической погрешности. Например, для прибора первого порядка поправка равна произведению производной процесса на выходе прибора на его постоянную времени T_Φ . В работе [2] дополнительно используется экспериментальное определение значения T_Φ для уменьшения влияния нестабильности последней. Более рационально использовать подобные преобразования над результатом измерений. При этом для коррекции погрешности измерений операторы A^{-1} , B^{-1} , обратные операторам приборов A и B , применяются не к процессам $x_1(t)$ и $y_1(t)$, а к оценке взаимнокорреляционной функции, полученной при измерении, т. е. оценка $\tilde{R}_{xy}(\tau)$ ищется в виде

$$\tilde{R}_{xy}(\tau) = A^{-1}B^{-1}[\tilde{R}_{x,y_1}(\tau)]. \quad (6)$$

Это часто упрощает систему, заменяя аппаратурные решения обработкой результатов измерений, и повышает помехоустойчивость и эффективность за счет осуществления тех же операций над осредненными и сглаженными значениями, какими являются корреляционные функции. В общем случае при осуществлении обратных преобразований надо учитывать некорректность задачи. Останемся на некоторых наиболее простых подходах.

Выражая в (2) значения производных $R'_{x,y_1}(\tau)$ и $R''_{x,y_1}(\tau)$, приближенно получим

$$R_{xy}(\tau) \approx R_{x,y_1}(\tau) + (\lambda_{11} - \lambda_{12})R'_{x,y_1}(\tau) + (\lambda_{12}^2 + \lambda_{11}^2 - \lambda_{12}\lambda_{11} - \lambda_{22}/2 - \lambda_{21}/2)R''_{x,y_1}(\tau). \quad (7)$$

Реализация формулы (6) в общем случае осуществляется путем обработки на ЭВМ. Коррекция по (7), требующая введения поправок по первой и второй производным полученной функции в точке τ , возможна в простых автономных приборах. Для случая использования приборов первого порядка формула (7) является точной и имеет вид

$$R_{xy}(\tau) = R_{x,y_1}(\tau) + (T_{\Phi 1} - T_{\Phi 2})R'_{x,y_1}(\tau) - T_{\Phi 1}T_{\Phi 2}R''_{x,y_1}(\tau). \quad (7')$$

При дискретных измерениях обычно осуществляется циклический опрос каналов и вычисляется значение $x_i(iT_d)$ $y_{1j}(iT_d - \Delta_j)$ где Δ_j — сдвиг между измерениями значений x_1 и y_{1j} в i -м цикле

При определении потоков ряда веществ y_j один канал (вертикальной составляющей ветра) является опорным для всех каналов. При этом выбор последовательности (фазы) и периода опроса каналов должен осуществляться с учетом инерции датчиков. Заметим, что для инерционных датчиков могут иметь место оптимальные частота и фаза дискретизации.

Для осуществления коррекции по (7) при цифровых измерениях достаточно осуществить запоминание двух предшествующих измерений в опорном канале (значений $x_1(iT_d - T_d)$ и $x_1(iT_d - 2T_d)$) и получить значения $\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta_j)$, $\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta_j - T_d)$, $\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta_j - 2T_d)$ для всех потоков. Используя параболическую интерполяцию по трем точкам, из (7) получим

$$\begin{aligned} \bar{R}_{xy}(0) = & \bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta - T_d) + \frac{\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta) - \bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta - 2T_d)}{2T_d} (T_d - \Delta) + \\ & + \frac{\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta) + \bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta - 2T_d) - 2\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta - T_d)}{2T_d^2} \times \\ & \times [(T_d - \Delta)^2 + 2(T_d - \Delta)(\lambda_{11} - \lambda_{12}) + \\ & + (2\lambda_{12}^2 + 2\lambda_{11}^2 - 2\lambda_{11}\lambda_{12} - \lambda_{22} - \lambda_{21})]. \end{aligned} \quad (8)$$

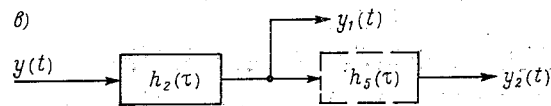
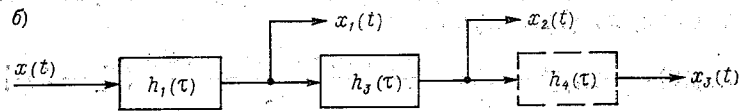
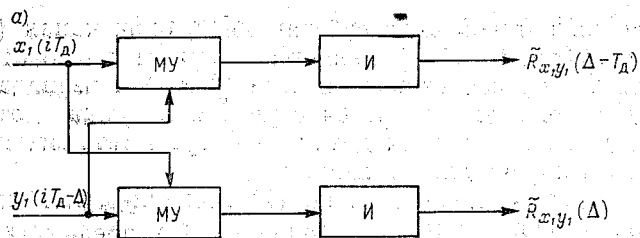
При запоминании одного отсчета (коррекция только по первой производной) выражение для оценки имеет вид

$$\bar{R}_{xy}(0) = \bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta) \left(1 + \frac{\lambda_{11} - \lambda_{12} - \Delta}{T_d} \right) + \bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta - T_d) \frac{\Delta - \lambda_{11} + \lambda_{12}}{T_d}. \quad (9)$$

Подобная реализация устройства несложна и позволяет осуществить коррекцию погрешности для всех каналов с разными динамическими характеристиками (в том числе и погрешности для безынерционных датчиков, вызываемой сдвигом Δ_j). Такой метод может быть реализован как в цифровых устройствах, так и в импульсных аналоговых или цифро-аналоговых. Выражение (9) может быть реализовано также без запоминания предшествующего измерения путем использования двух умножителей для определения $\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta)$ и $\bar{R}_{x_1 y_1}(\Delta - T_d)$ (рисунок а).

Отметим, что выражение (4) — частный случай (9) при $\Delta = \lambda_{11} - \lambda_{12}$; технически предпочтительнее использовать (9).

Для приближенной реализации сдвига процессов можно использовать дополнительные инерционные звенья в каналах (рисунок б). Частным случаем такого подхода является упомянутое выше выравнивание значений λ_{11} и λ_{12} , что не всегда пригодно. Например, при нахождении потоков тепла, влаги, количества движения значение сигнала на выходе анемометра умножается на выходные сигналы датчиков с существенно разными инерциями, и, следовательно, нужно выравнивать все каналы по наиболее инерционному, что нерационально. Кроме того, введение в один из каналов (например, с выходом в виде фазы) инерционного звена может быть технически сложно.



Структура коррелятора с линейной интерполяцией (а) и дополнительными корректирующими звеньями (б). МУ — множительное устройство, И — интегратор.

Пренебрегая вторым слагаемым в (2), можно приближенно записать

$$\begin{aligned} R_{x_1y_1}(\tau) &\approx R_{xy}(\tau) + R'_{xy}(\tau) (\lambda_{12} - \lambda_{11}), \\ R_{x_2y_1}(\tau) &\approx R_{xy}(\tau) + R'_{xy}(\tau) (\lambda_{12} - \lambda_{11p}), \end{aligned} \quad (10)$$

где

$$\lambda_{11p} = \int_0^{\infty} h_p(\tau) \tau^i d\tau, \quad h_p(\tau) = \int_0^{\infty} h_3(t) h_1(\tau - t) dt.$$

Из (10) учитывая, что $\lambda_{11p} = \lambda_{11} + \lambda_{13}$, получим

$$R_{xy}(\tau) = R_{x_1y_1}(\tau) + k [R_{x_2y_1}(\tau) - R_{x_1y_1}(\tau)], \quad (11)$$

где

$$k = \frac{\lambda_{12} - \lambda_{11}}{\lambda_{13}}.$$

Коррекция динамической погрешности по выражению (11) пригодна для передаточных функций приборов и звеньев разного вида.

При инерционных приборах первого порядка и таком же корректирующем звене $k = \frac{T_{\Phi 1} - T_{\Phi 2}}{T_{\Phi 3}}$. В [6] для этого частного случая

и $T_{\phi 2} = 0$ предлагалось другое выражение для коррекции, полученное из нежелательного допущения об экспоненциальном виде функции $r_{xy}(\tau)$.

Учитывая, что $\lambda_{21p} = \lambda_{21} + \lambda_{23} + 2\lambda_{11}\lambda_{13}$, для погрешности при коррекции по (11) получим

$$\varepsilon(\tau) \approx \frac{1}{2} R''_{xy}(\tau) \left[\lambda_{22} + \lambda_{21} + \lambda_{23} \frac{\lambda_{22} - \lambda_{11}}{\lambda_{13}} - 2\lambda_{12}^2 - 2\lambda_{11}^2 + 2\lambda_{11}\lambda_{12} \right]. \quad (12)$$

В частности, при безынерционном втором канале и использовании в первом канале прибора звена первого порядка из (12) имеем

$$\varepsilon(\tau) \approx -R''_{xy}(\tau) T_{\phi 1} T_{\phi 3}. \quad (13)$$

Для исключения погрешности, вносимой вторым членом в разложении (2), может быть использовано еще одно дополнительное звено в первом или втором канале (см. рисунок б). В устройстве находятся оценки коррекционных моментов $R_{x_1 y_1}(\tau)$, $R_{x_2 y_1}(\tau)$ и $R_{x_3 y_1}(\tau)$ либо $R_{x_1 y_1}(\tau)$, $R_{x_2 y_1}(\tau)$ и $R_{x_1 y_2}(\tau)$. В обоих случаях по аналогии с (10) получаем систему трех уравнений с тремя неизвестными, несложно записать выражение для оценки $\bar{R}_{xy}(\tau)$ через значения указанных коррекционных моментов и значения λ_{1i} и λ_{2i} весовых функций $h_i(t)$ ($i=1, 2, 3, 4$ для первого случая и $i=1, 2, 3, 5$ для второго).

Важно отметить, что любой метод коррекции динамической погрешности (по выражениям (7), (8), (11) и др.) требует учета погрешностей измерений и неточного знания динамических характеристик приборов и звеньев [4]. В противном случае коррекция может быть совершенно неэффективной и даже увеличивать ошибку. В частности, для прибора первого порядка коррекция по (9) тем эффективнее, чем меньше шаг дискретизации T_d . Аналогично в (13) минимум погрешности имеет место при $T_{\phi 3} \rightarrow 0$. С учетом указанных факторов это не так, и оптимум соответствуют T_d и T_{ϕ} , не равные 0. По тем же соображениям часто нецелесообразны более сложная коррекция (например, по трем точкам), а также любые методы коррекции, основанные на задании вида $r_{xy}(\tau)$.

2. Остановимся на погрешности, вызываемой ограничением полосы пропускания каналов в области нижних частот. Последнее достигается обычно посредством включения в измерительный тракт дифференцирующих цепей либо посредством введения обратных связей для отработки низкочастотных составляющих сигналов и упрощает построение пульсационных приборов. При этом центрированный процесс

$$x_1(t) = x(t) - \int_0^{\infty} k_1(\tau) x(t - \tau) d\tau,$$

где $k_1(\tau)$ характеризует динамические свойства прибора в области

нижних частот. При цифровой обработке измерений могут быть использованы более сложные алгоритмы исключения тренда.

Полагая, как и выше, процессы стационарными, стационарно связанными и эргодичными, для оценки погрешности нахождения $R_{xy}(t)$ запишем

$$\begin{aligned} \varepsilon(t) = R_{x_1 y_1}(t) - R_{xy}(t) = & - \int_0^{\infty} R_{xy}(t + \tau) k_2(\tau) d\tau - \\ & - \int_0^{\infty} R_{xy}(t - \tau) k_1(\tau) d\tau + \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} R_{xy}(t + \tau'' - \tau') k_1(\tau') k_2(\tau'') d\tau'' d\tau'. \end{aligned} \quad (14)$$

В частности, при центрировании в обоих каналах экспоненциальными фильтрами с постоянными времени $T'_{\phi 1}$ и $T'_{\phi 2}$

$$\begin{aligned} \varepsilon(t) = & - \frac{T'_{\phi 1}}{T'_{\phi 2}(T'_{\phi 1} + T'_{\phi 2})} \int_0^{\infty} R_{xy}(t + \tau) e^{-\tau/T'_{\phi 2}} d\tau - \\ & - \frac{T'_{\phi 2}}{T'_{\phi 1}(T'_{\phi 1} + T'_{\phi 2})} \int_0^{\infty} R_{xy}(t - \tau) e^{-\tau/T'_{\phi 1}} d\tau. \end{aligned} \quad (15)$$

При $T'_{\phi 1} = T'_{\phi 2} = T'_\phi$

$$\varepsilon(0) = - \frac{1}{2T'_\phi} \int_0^{\infty} [R_{xy}(\tau) + R_{xy}(-\tau)] e^{-\tau/T'_\phi} d\tau. \quad (16)$$

При скользящем интегрировании в обоих каналах за интервалы T'_1 и T'_2 получим

$$\begin{aligned} \varepsilon(t) = & \frac{1}{T'_1 T'_2} \left\{ \int_0^{T'_2} R_{xy}(t + \tau) (T'_2 - T'_1 - \tau) d\tau + \right. \\ & \left. + \int_0^{T'_1} R_{xy}(t - \tau) (T'_1 - T'_2 - \tau) d\tau + \int_0^{T'_2 - T'_1} R_{xy}(t + \tau) (T'_1 - T'_2 + \tau) d\tau \right\}, \end{aligned} \quad (17)$$

При $T'_1 = T'_2 = T'$

$$\varepsilon(0) = - \frac{1}{(T')^2} \int_0^{T'} [R_{xy}(\tau) - R_{xy}(-\tau)] \tau d\tau. \quad (18)$$

Выражения (14)–(18) позволяют оценить занижение результатов при измерении потоков, вызванное ограничением полосы пропускания приборов в области нижних частот. Отметим, что для нижних частот, как и для верхних, рекомендуется брать интервал интегрирования в каналах одинаковым. Например, при $r_{xy}(\tau) = e^{-a|\tau|}$, фиксированном T'_1 и $T'_2 \rightarrow \infty$ получим $\varepsilon(0) \approx -1/aT'_1$, а из (18)

получим $\varepsilon(0) \approx -2/(aT_1')^2$, т. е. во втором случае при $aT_1' \gg 1$ имеем значительный выигрыш в точности. Как видно из (15) и (16), для экспоненциального центрирования при четном $r_{xy}(\tau)$ в обоих случаях получим одну и ту же погрешность, равную $-\frac{1}{T_\Phi} \int_0^\infty R_{xy}(\tau) e^{-\tau/T_\Phi} d\tau$. При $r_{xy}(\tau) = e^{-a|\tau|}$ эта погрешность равна $-1/(1+aT_\Phi)$.

3. Алгоритм определения среднего потока за интервал T_0 обычно имеет вид

$$P = k_2(L_0 - L_1L_2), \quad (19)$$

где

$$L_0 = \frac{1}{T_0} \int_0^{T_0} x_1(t) y_1(t) dt; \quad L_1 = \frac{1}{T_0} \int_0^{T_0} x_1(t) dt; \quad L_2 = \frac{1}{T_0} \int_0^{T_0} y_1(t) dt.$$

Выбор интервала интегрирования T_0 определяется характером задачи. Очевидно, если нужно определить суммарный поток за интервал T_0 , вопрос об оптимизации T_0 не стоит. Однако может ставиться вопрос о восстановлении временного хода турбулентного потока, т. е. об определении текущего значения потока. При этом возможно разбиение спектра потока на низкочастотную составляющую, которая рассматривается как полезный сигнал, и высокочастотную компоненту, рассматриваемую как помеха. При подобном подходе, задавая статистической структурой обеих составляющих, несложно получить выражение для оптимального значения T_0 , при котором погрешность определения значения низкочастотной компоненты минимальна [2]. При дискретных измерениях возможна оптимизация T_0 из условия минимума погрешности восстановления хода потока без деления спектра потока на «нужную» и «ненужную» области [4].

В выражении (19) $x_1(t)$ и $y_1(t)$ могут представлять собой нецентрированные или приближенно центрированные (за счет ограничения полосы пропускания прибора в низкочастотной части спектра) процессы. Различные методы реализации операций перемножения и интегрирования в (19) при построении приборов рассмотрены в [3 и др.]. При аналоговых методах построения аппаратуры, нередко и при цифровых, важное преимущество имеют решения, при которых используются предварительное центрирование процессов и перемножение знакопеременных сигналов. При этом значительно уменьшается поправка, определяемая вторым слагаемым в выражении (19) (нередко ею можно пренебречь). В противном случае (19) представляет собой малую разность больших чисел, и резко возрастают требования к точности перемножения и интегрирования (при цифровых методах — к разрядности чисел, помехоустойчивости и др.).

Полагая для простоты, что погрешности определения значений L_1 и L_2 некоррелированы, для дисперсии погрешности определения второго слагаемого в (19) можно записать

$$\sigma^2 \approx D_{L_1} D_{L_2} + \bar{L}_1^2 D_{L_2} + \bar{L}_2^2 D_{L_1}, \quad (20)$$

где \bar{L}_1 и \bar{L}_2 — математические ожидания средних значений L_1 и L_2 процессов $x_1(t)$ и $y_1(t)$; D_{L_1} и D_{L_2} — дисперсии погрешности определения средних. При использовании предварительного центрирования процессов \bar{L}_1 и \bar{L}_2 приближенно равны нулю и $\sigma^2 \approx D_{L_1} D_{L_2}$. При использовании схемы умножения сигналов одного знака (например, в [2]) для оценки погрешности можно принять, что $\bar{L}_1 \approx \approx 3\sigma_{x \text{ макс}}$, $\bar{L}_2 \approx 3\sigma_{y \text{ макс}}$, и величина σ^2 резко возрастает.

При использовании аналоговых методов построения аппаратуры (время-импульсных и т. д.) значительный интерес представляет замена интегрирования процессов и произведений в (19) сглаживанием с помощью РС-фильтров с последующей цифровой обработкой сигналов на выходе фильтров. Такой подход, используемый в [1], позволяет значительно упростить аппаратуру и получить средние значения за требуемый интервал и временной ход потоков.

Номограммы для погрешности определения средних по взвешенной сумме отсчетов инерционного прибора приведены в [4]. Примем с учетом [2], что корреляционные функции потоков и пульсаций приближенно описываются экспонентами с интервалами корреляции $1/a$ порядка (6...30) z/\bar{u} с, т. е. интервал корреляции при высоте установки аппаратуры $z=2$ м и $\bar{u}=1..10$ м/с лежит примерно в диапазоне 1,2—60 с. Тогда при $T_0=10$ мин величина $\beta=aT_0$ составляет 10—500. При шаге дискретизации $T_d=1$ мин и осреднении с равными весами измерений рациональный выбор инерции фильтров в указанном диапазоне β соответствует примерно $0,7 T'_d=40$ с. При этом максимальная дисперсия погрешности составляет порядка $2 \cdot 10^{-3} \sigma_z^2$, т. е. погрешность не превышает $c_0 \sigma_z$, где $c_0 \approx 4,5\%$; σ_z^2 — дисперсия интегрируемого процесса. При $T'_d=2$ мин $c_0 \approx 7\%$. При нахождении средних за 1 ч и T'_d , равном 1 или 2 мин, $m=T_0/T'_d$ равно 60 или 30, а β лежит в интервале 60—2400. При этом c_0 составляет не более 0,5 и 1%. Указанные погрешности приведены для худшего случая и, как правило, меньше.

Учитывая, что при определении среднего значения произведения L_0

$$z(t) = x(t)y(t) \quad \text{и} \quad R_z(t) = R_x(t)R_y(t) + R_{xy}(t)R_{yx}(t),$$

т. е. дисперсия потока $\sigma_z^2 = \sigma_x^2 \sigma_y^2 [1 + r_{xy}^2(0)]$, а само значение потока равно $\sigma_x \sigma_y r_{xy}(0)$, получим, что относительная погрешность определения потока, вызываемая погрешностью определения L_0 ,

составляет $\frac{c_0 \sqrt{1+r_{xy}^2(0)}}{r_{xy}(0)}$, т. е. тем больше, чем меньше норми-

рованный коэффициент корреляции процессов $r_{xy}(0)$. Для типичного значения $r_{xy}(0) \approx 0,35$ относительная погрешность составляет $3 c_0$, т. е. для часовых средних не превосходит 1—2%. Приведенные погрешности могут быть значительно уменьшены при использовании фильтров второго порядка и особенно при обработке с неравными весами измерений [4].

Дисперсия погрешности второго слагаемого в выражении (19), связанная с погрешностями определения средних L_1 и L_2 может быть приближенно определена по формуле (20). Значения D_{L_1} и D_{L_2} в (10) можно оценить в виде $c_1^2 \sigma_x^2$ и $c_2^2 \sigma_y^2$. Приближенно, принимая $c_1 \approx c_2 \approx c_0$, получим, что при использовании предварительного центрирования процессов $\sigma \approx \sqrt{D_{L_1} D_{L_2}} \approx c_0^2 \sigma_x \sigma_y$, т. е. погрешность определения поправочного члена (второго слагаемого в (19)) в $\frac{\sqrt{1+r^2} (0)}{c_0}$ раз меньше, чем первого слагаемого, и этой погрешностью можно пренебречь. При использовании сигналов одного знака

$$\sigma \approx 3c_0 \sqrt{\sigma_y^2 \sigma_{x \text{ макс}}^2 + \sigma_x^2 \sigma_{y \text{ макс}}^2},$$

что значительно превосходит погрешность, вносимую первым слагаемым.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. А. С. № 853584 (СССР). Устройство для измерения турбулентных переносов/С. М. Персии, Н. Г. Поликахина, Л. А. Щепановская.— В кн.: Бюл. изобретений, 1981, № 29.
2. Комплекс аппаратуры для измерения турбулентных потоков тепла и влаги в приземном слое атмосферы.— Л.: Гидрометеоздат, 1976.— 68 с.
3. Мирский Г. Я. Аппаратурное определение характеристик случайных процессов.— М.: Энергия, 1972.— 445 с.
4. Персии С. М. Основы теории и проектирования автоматических измерительных систем.— Л. Гидрометеоздат, 1975.— 320 с.
5. Пристли С. Х. Б. Турбулентный перенос в приземном слое атмосферы.— Л.: Гидрометеоздат, 1964.
6. Романов Е. В. Об учете инерционности датчиков при определении турбулентных потоков пульсационным методом.— Труды ГГО, 1971, вып. 259, с. 21—29.

СОДЕРЖАНИЕ

<i>В. Ю. Окоренков, Н. П. Фатеев.</i> Оптимальные стратегии управления метрологической надежностью метеорологических средств измерений и их практическое применение	3
<i>В. В. Лячев, Н. П. Фатеев.</i> О детерминистском подходе к оценке параметров метрологической надежности средств измерений	13
<i>Н. П. Фатеев, Б. В. Куров, А. Я. Ривлин, Ю. В. Рогалев.</i> Исследование образцового термоанемометра	20
<i>Н. П. Фатеев, Ю. В. Рогалев, Б. Л. Кожевников.</i> Состояние измерений параметров ветра и анализ их метрологического обеспечения	25
<i>Н. П. Фатеев, Ю. В. Рогалев, Ю. Е. Синицын.</i> Исследования по определению точности поверки ручных анемометров	37
<i>Б. Л. Кожевников.</i> Влияние агрессивности атмосферы на межповоротные интервалы	50
<i>Б. Л. Кожевников.</i> Влияние радиационных воздействий на старение метеорологических приборов	55
<i>Б. Л. Кожевников.</i> Влияние ветровых воздействий на износ метеорологических приборов	60
<i>В. Ю. Окоренков.</i> Комплексный метод исследования метрологической надежности средств измерений	65
<i>В. Ю. Окоренков.</i> Расчет и прогнозирование метрологической надежности метеорологических средств измерений на основе метода имитационно-вероятностного моделирования процесса их эксплуатации	97
<i>В. Ю. Окоренков.</i> Повышение метрологической надежности метеорологических средств измерений	101
<i>В. Ю. Окоренков.</i> Статистическое моделирование процесса эксплуатации средств измерений	107
<i>С. М. Персин.</i> Вопросы методики измерений турбулентных переносов	119

Труды ГГО, вып. 465

МЕТРОЛОГИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ
И ВОПРОСЫ ПОВЕРКИ
МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ АППАРАТУРЫ

Редактор В. И. Кузьменко. Техн. редактор Е. А. Маркова. Корректор Л. А. Сандлер

Н/К

Сдано в набор 10.03.82. Подписано в печать 4.03.82. М-30735. Формат 60×90^{1/16}. Бум. тип. № 1.
Лит. гарнитура. Печать высокая. Печ. л. 8,5. Кр.-отг. 8,75. Уч.-изд. л. 9,42. Тираж 610 экз.
Индекс МЛ-202. Заказ № 352. Цена 65 коп. Заказное. Гидрометеиздат. 199053. Ленинград,
2-я линия, д. 23.

Сортавальская книжная типография Государственного комитета Карельской АССР по делам
издательств, полиграфии и книжной торговли. Сортавала, Карельская, 42.

УДК 551.501 : 53.08 : 681.2

Оптимальные стратегии управления метрологической надежностью метеорологических средств измерений и их практическое применение. Окоренков В. Ю., Фатеев Н. П. Труды ГГО, 1982, вып. 465, с. 3—12.

Обосновывается оптимальность стратегий управления метрологической надежностью СИ и приводятся конкретные примеры их практического использования.

Табл. 2. Илл. 3. Библ. 2.

УДК 551.501 : 53.08

О детерминистском подходе к оценке параметров метрологической надежности средств измерений. Лячев В. В., Фатеев Н. П. Труды ГГО, 1982, вып. 465, с. 13—20.

Обосновывается возможность и целесообразность использования детерминистского подхода к решению вопросов метрологической надежности средств измерений, предлагается методика его практического применения при определении оценок параметров надежности метеорологических приборов.

Библ. 16.

УДК 551.501 : 53.089.6 : 681.118.4

Исследование образцового термоанемометра. Фатеев Н. П., Куров Б. В., Ривлин А. Я., Рогалев Ю. В. Труды ГГО, 1982, вып. 465, с. 20—25.

Приведены результаты аттестации образцового термоанемометра в двухсопловой аэродинамической трубе. На основании проведенных исследований термоанемометра даны его метрологические характеристики.

Табл. 4. Библ. 2.