

3. Зацепина Г. Н. Физические свойства и структура воды [Текст] / Г. Н. Зацепина. — 2-е изд. — М.: Изд-во МГУ, 1987. — 171 с.
4. Эйзенберг Д. Структура и свойства воды [Текст] / Д. Эйзенберг, В. Кауцман; пер. с англ. — Л.: Гидрометеиздат, 1975. — 280 с.
5. Маэно Н. Наука о льде [Текст] / Н. Маэно. — М.: Мир, 1988. — 231 с.
6. Основы физики воды / В. Я. Антонченко, А. С. Давыдов, В. В. Ильин. — Киев: Наук. думка, 1991. — 672 с.
7. Берсукер И. Б. Эффект Яна — Теллера и вибронные взаимодействия в современной химии. [Текст] / И. Б. Берсукер. — М.: Наука, 1987. — 344 с.
8. Глестон С. Теория абсолютных скоростей реакций [Текст] / С. Глестон, К. Лейдлер, Г. Эйринг. — М.: Изд-во иностр. лит-ры, 1948. — 584 с.
9. Френкель Я. И. Кинетическая теория жидкостей [Текст] / Я. И. Френкель. — М.-Л.: Изд-во АН СССР, 1959. — 253 с.
10. Межмолекулярные взаимодействия: от двухатомных молекул до биополимеров [Текст] / под ред. Б. Пюльмана (с англ.). — М.: Мир, 1981. — 592 с.
11. Малафаев Н. Т. Связь между кинетическими и энергетическими параметрами воды [Текст] / Н. Т. Малафаев // «Прогресивні ресурсозберігаючі технології та їх економічна ...»: зб. наук. праць. — Ч. 2. — Харків, ХДАТОХ, 1998. — С. 81—84.
12. Ривкин С. А. Теплофизические свойства воды и водяного пара [Текст] / С. А. Ривкин, А. А. Александров. — 2-е изд., М.: Энергия, 1980. — 422 с.
13. Желиговская Е. А. Кристаллические водные льды [Текст] / Е. А. Желиговская, Г. Г. Маленков // Успехи химии. — 2006. — Т. 75(1) — С. 64—85.
14. Pople J. A. Proc. Roy. Soc. — London, 1951. — V. A 205. — P. 163—178.
15. Вода и водные растворы при температурах ниже 0 °С [Текст] / К. А. Анджел и др. — пер. с англ. — Киев: Наук. думка, 1985. — 388 с.
16. Малафаев Н. Т. Аппроксимация динамических свойств воды и эффект Яна — Теллера [Текст] / Н. Т. Малафаев // Весник НТУ ХПИ, вып. «Химия, химич. технологія і екологія» / — 3. — 2003. — С. 58—63.
17. Малафаев М. Т. Температурна залежність теплоємності води [Текст] / М. Т. Малафаєв // «Прогресивні техніка та технології харчових виробництв, ресторанного господарства і торгівлі»: зб. наук. праць. — Харків, ХДУХТ. — 2010. — Ч. 2. — С. 459—463.
18. Малафаев Н. Т. О природе возникновения изогнутых связей в воде [Текст] / Н. Т. Малафаев // Письма в ЖТФ. — 2003. — Т. 29. — В. 1. — С. 42—46.
19. Малафаев М. Т. Лібраційні моди коливань молекул води [Текст] / М. Т. Малафаєв // «Прогресивні ресурсозберігаючі технології та їх економічне ...»: зб. наук. праць. — Харків, ХДУХТ. — 2003. — Ч. 1. — С. 471—478.
20. Малафаев М. Т. Коливальні спектри лібраційних мод у воді [Текст] / М. Т. Малафаєв // «Прогресивні ресурсозберігаючі технології та їх економічне ...»: зб. наук. праць. — Харків, ХДУХТ. — 2004. — Ч. 1. — С. 545—550.
21. Малафаев М. Т. Аномалії в'язкості рідин біля точки плавлення [Текст] / М. Т. Малафаєв // «Прогресивні техніка та технології харчових виробництв...»: зб. наук. праць. — Харків, ХДУХТ. — 2005. — Вип. 1. — С. 348—354.
22. Tokushima T. High resolution X-ray emission spectroscopy of liquid water: The observation of two structural motifs [Текст] / T. Tokushima et al. // Chem. Phys. Lett., 460, 387—400 (2008).

У статті наведені результати порівняння двох математичних моделей інформаційної технології обробки результатів багатомірних багаторазових вимірювань фізичних величин, що характеризують параметричні зміни ізоляційних матеріалів, які обумовлені процесами старіння.

**Ключові слова:** параметричне старіння, інформаційна технологія контролю.

В статті представлені результати порівняння двох математических моделей інформаційної технології обробки результатів багатомірних багаторазових вимірювань фізичних величин, що характеризують параметричні зміни ізоляційних матеріалів, обумовлені процесами старіння.

**Ключевые слова:** параметрическое старение, информационная технология контроля.

The results of the comparison of the two mathematical models of the information technology of the processing of the results of the many-dimensional repeated measurements, which characterize the parametrical changings of the insulation materials, aced by the processes of the deterioration, are given.

**Keywords:** parametrical deterioration, information technology of the test.

УДК 620.179

## МИНИМИЗАЦИЯ ВРЕМЕНИ ПРОФИЛАКТИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ ПАРАМЕТРОВ ЖИДКОЙ ИЗОЛЯЦИИ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ

П. Ф. Шапов

Доктор технических наук, доцент, профессор\*

Контактный тел.: (057) 707-60-15

Т. В. Чунихина

Кандидат технических наук, доцент\*

Контактный тел.: (057) 737-68-83, 099-382-33-99

E-mail: ctv@kpi.kharkov.ua

\*Кафедра информационно-измерительных технологий и систем, Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт» ул. Фрунзе, 21, г. Харьков, Украина, 61002

## 1. Введение

При эксплуатационном профилактическом контроле параметров сложных энергетических объектов одним из критериев эффективности контроля является критерий минимизации времени обнаружения параметрических нарушений, приводящих к постепенным, а затем и внезапным отказам оборудования.

Информационные технологии в задачах контроля параметров нашли широкое применение при технологическом контроле качества промышленных изделий [1], при контроле и диагностики функциональных изменений сложных физических объектов [2], при контроле изменений динамических сигналов и систем [3, 4]. Все эти технологии базируются на математических моделях параметрического тестирования многократных результатов измерения, представленных случайными периодически обрабатываемыми данными. При этом применяемые модели обработки данных требуют существенных априорных ограничений на вероятностные свойства случайных измерительных сигналов.

Цель статьи – показать возможности случайных моделей дисперсионного анализа неполных данных, позволяющих уменьшить априорные ограничения на вероятностные свойства случайных измерительных сигналов, что дает возможность выбора минимального времени наблюдения сигналов при заданных вероятностях ошибок контроля первого и второго рода.

## 2. Сравнение параметрической и случайной моделей при дисперсионном анализе неполных данных

В системах эксплуатационного контроля неоднородность значений контролируемых величин выражается в нестационарности последовательных значений  $\{x_{li}\}$  по математическому ожиданию, которая адекватна систематическим смещениям.

Параметрическое тестирование для обнаружения систематических сдвигов эффективно, если оно может быть использовано для принятия решений с учетом вероятности ошибок, как первого, так и второго рода.

Общий вид параметрической модели тестирования можно представить уравнением

$$X_{ji} = a + bt_j + \delta_j + Z_{ji}, \quad (1)$$

где  $X_{ji}$  – результат одного из  $n$  ( $i = \overline{1, n}$ ) измерений контролируемой величины (показателя  $X$ ) в момент времени  $t_j$  ( $j = \overline{1, K}$ );  $K$  – количество групп из  $n$ -кратных измерений;  $a$ ,  $b$  – параметры линейной регрессии показателя  $X$  на время эксплуатации  $t$ ;  $\delta_j$  – отклонение от линейности для используемой регрессии;  $Z_{ji}$  – случайный остаток, зависящий как от погрешностей измерения, так и от влияния неконтролируемых факторов.

Разложение полной суммы квадратов отклонений результатов измерения  $X_{ji}$  от общего среднего  $\bar{X}$  на три слагаемых

$$S = S_b + S_\delta + S_z \quad (2)$$

позволяет проверить значимость регрессии (гипотезу  $H_0: b = 0$ ) по отношению средних квадратов суммы  $S_b$  (зависит от величины углового коэффициента  $b$ ) и остаточной суммы  $S_z$  (зависит от дисперсии ошибки  $Z_{ji}$ ). Сумма  $S_\delta$  используется обычно для проверки

гипотезы о линейности регрессии, т. к. определяется величиной отклонения  $\delta_j$ .

Модель (1) имеет существенный недостаток, поскольку предполагает априори известной вид регрессии показателя  $X$  на время  $t$ . В действительности, в силу априорной неопределенности исходных данных, модель, отражающая нестационарность показателя  $X$  во времени – неизвестна.

Поэтому более правильным будет представление результата  $X_{ji}$  в форме случайной модели компонент дисперсии [5]

$$X_{ji} = \bar{X} + u_j + Z_{ji}, \quad (3)$$

где  $u_j$  – случайные взаимонезависимые величины отклонений групповых средних  $\bar{X}_j$  от общего среднего  $\bar{X}$ . Кроме этого:  $M[u_j] = 0$ ,  $M[u_j^2] = \sigma_u^2$ .

Разложение  $S$  полной суммы квадратов для модели (3) определяется двумя слагаемыми

$$S = S_u + S_z, \quad (4)$$

где сумма квадратов отклонений  $S_u$  зависит от дисперсии  $\sigma_u^2$ .

Гипотеза  $H_0: u_j = 0$  для всех  $j = \overline{1, K}$ , так же может быть проверена по отношению средних квадратов сумм  $S_u$  и  $S_z$ . Однако модель (4) позволяет проверить и конкурирующую гипотезу  $H_1: u_1 \neq u_2 \neq \dots \neq u_k \neq 0$ .

Сравнивая разложения (2) и (4) отметим, что

$$S_u = S_b + S_\delta. \quad (5)$$

Число степеней свободы для левой и правой частей выражения (5) одно и тоже и равно  $(K - 1)$ . Сравним математические ожидания средних квадратов для  $S_u$  и для  $(S_b + S_\delta)$ , считая количество наблюдений в каждой из  $K$  групп одинаковым и равным  $n$

$$M[\bar{S}_u] = \sigma^2 + n \cdot \sigma_u^2, \quad (6)$$

$$M[\bar{S}_b + \bar{S}_\delta] = \sigma^2 + n \cdot (v^2 \cdot \sigma_t^2 + \sigma_\delta^2), \quad (7)$$

где  $\sigma_t^2 = \lim_{K \rightarrow \infty} (K - 1)^{-1} \sum_{j=1}^K (t_j - \bar{t})^2$ .

Из равенства правых частей выражений (6) и (7) видно, что

$$\sigma_u^2 = v^2 \cdot \sigma_t^2 + \sigma_\delta^2. \quad (8)$$

Замена регрессионной модели (1) моделью компонент дисперсий (3) позволяет минимизировать число групп  $K$  а, следовательно, и период наблюдения

$$T = \Lambda^{-1} \cdot K_{\min} \cdot n,$$

где  $\Lambda$  – среднее число наблюдений в единицу времени.

При этом минимум числа групп ( $K_{\min}$ ) можно рассчитать, исходя из заданных величин вероятностей ошибок контроля 1-го и 2-го рода ( $\alpha$  и  $\beta$ ) [5].

Критериальная статистика  $F$  вычисляется независимо от вида модели (1) или (3)

$$F = \frac{\text{Средний квадрат между группами}}{S_z / K(n - 1)}. \quad (9)$$

После сравнения статистики  $F$  с критической статистикой  $F_k$  принимают одно из двух решений:  $\gamma_0$  – время наблюдения не влияет на среднее значение показателя  $X$  (справедлива гипотеза  $H_0$ ), если  $F = F_0 \leq F_k$ ;

$\gamma_1$  — время наблюдения влияет на среднее значение показателя (справедлива гипотеза  $H_1$ ), если  $F = F_1 > F_k$ .

**3. Практические результаты оценивания минимального времени контроля**

Критериальная статистика является случайной величиной, плотность распределения вероятности которой известна. При справедливости основной гипотезы  $H_0$  — это центральное  $F$  — распределение с  $(K - 1)$  и  $K(n - 1)$  степенями свободы, как для параметрической, так и случайной моделей.

Для модели компонент дисперсии можно показать, что отношение (9) имеет такое же распределение, что и отношение

$$\frac{[\chi_{K-1}^2 \cdot (\sigma^2 + \sigma_u^2 n)] / (K - 1)}{\chi_{K(n-1)}^2 \cdot \sigma^2 / [K \cdot (n - 1)]},$$

где  $\chi_{K-1}^2$  и  $\chi_{K(n-1)}^2$  — взаимно независимы [5].

Используя последнее выражение и уравнение (6) можно доказать, что  $\sigma_u^2 / \sigma^2$  связано с количеством контролируемых физических величин.

Величину отношения  $\sigma_u^2 / \sigma^2$  определим через скорректированный коэффициент множественной корреляции (коэффициент детерминации)  $\bar{R}_p^2$  [6]

$$\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} = \frac{\bar{R}_p^2}{1 - \bar{R}_p^2},$$

где  $p$  — число контролируемых величин.

Примем  $\Lambda = 2$  (1/год) и  $n = 2$ , что соответствует двукратным измерениям контролируемых величин. В табл. 1 представлены результаты расчета  $K_{min}$  и минимального времени контроля  $T$  для достоверности контроля

$D = 0,95$  ( $\alpha = \beta = 0,05$ ) и  $D = 0,99$  ( $\alpha = \beta = 0,01$ ). Значения  $\bar{R}_p^2$  для наборов из  $p$  контролируемых показателей взяты из [5].

В качестве контролируемых величин использовались следующие физические параметры жидкой изоляции (трансформаторного масла): X(1) — кислотно-щелочное число; X(2) — температура вспышки; X(3) — тангенс угла диэлектрических потерь (при 70 °C); X(4) — процентное содержание CO (угарного газа); X(5) — напряжение пробоя.

**Таблица 1**

**Результаты оценивания минимальных числа групп и времени контроля**

Показатели контроля	p	$\bar{R}_p^2$	$\sigma_u^2 / \sigma^2$	$\alpha = \beta = 0,05$		$\alpha = \beta = 0,01$	
				$K_{min}$	T, лет	$K_{min}$	T, лет
X(1)	1	0,828	4,814	16	16	30	30
X(1) X(2)	2	0,882	7,475	10	10	18	18
X(1) X(2) X(3)	3	0,938	15,129	6	6	10	10
X(1) X(2) X(3) X(4)	4	0,962	25,316	5	5	8	8

**4. Выводы**

Оценка минимального времени контроля на основе случайных моделей дисперсионного анализа позволяет планировать количество измерений и время контроля, исходя из заданной величины достоверности контроля. Случайная модель контроля имеет преимущества перед регрессионными моделями, так как последние учитывают ошибку контроля только первого рода, что не позволяет оценить полную достоверность контроля.

**Литература**

1. Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю [Текст]: навч. посіб. / Є. Т. Володарський, В. В. Кухарчук, В. О. Поджаренко, Г. Б. Сердюк. — Вінниця: Велес, 2001. — 219 с.
2. Малайчук В. П. Інформаційно-вимірювальні технології неруйнівного контролю [Текст]: навч. посіб. / В. П. Малайчук, О. В. Мозговой, О. М. Петренко. — Дніпропетровськ: РВВ ДНУ, 2001. — 240 с.
3. Калябин С. Ю. Использование кумулятивных статистик в задачах обнаружения спектральных изменений случайных сигналов [Текст] / С. Ю. Калябин, В. В. Муляров // Вестник НТУ «ХПИ» — Х.: НТУ «ХПИ», 2005. — № 7. — С. 68–72. — (Серия «Автоматика и приборостроение»).
4. Бархатов В. А. Обнаружение сигналов и их классификация с помощью распознавания образов [Текст] / В. А. Бархатов // Дефектоскопия. — 2006. — № 4. — с. 14–27.
5. Щапов П. Ф. Планирование профилактического контроля маслonaполненного энергетического оборудования для выявления процессов старения с заданной достоверностью принятия решений [Текст] / П. Ф. Щапов // Электротехніка та електромеханіка. — 2005. — № 3. — С. 65–68.
6. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ [Текст] / Дж. Себер; пер. с англ. под ред. М. Б. Малютова. — М.: Мир, 1980. — 456 с.