УДК 620.19:621.192

ПЛАНИРОВАНИЕ ПРОФИЛАКТИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ МАСЛОНАПОЛНЕННОГО ЭНЕРГЕТИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ ДЛЯ ВЫЯВЛЕНИЯ ПРОЦЕССОВ СТАРЕНИЯ С ЗАДАННОЙ ДОСТОВЕРНОСТЬЮ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ

Щапов П.Ф., к.т.н., доц.
Национальный технический университет "Харьковский политехнический институт"
Украина, 61002, Харьков, ул. Фрунзе, 21, НТУ "ХПИ", кафедра ИИТ
тел./факс: (057) 707-60-15

Розглянути теоретичні аспекти використання випадкових моделей діперсійного аналізу в задачах розпізнавання, з встановленною достовірністю, параметричних змін фізико-хімічних показників трансформаторної олії. Одержані практичні результати оцінювання мінімально допустимого часу періодичних випробувань з метою контроля процесів старіння трансформаторної олії.

Рассмотрены теоретические аспекты использования случайных моделей дисперсионного анализа в задачах обнаружения, с заданной достоверностью, параметрических изменений физико-химических показателей трансформаторного масла в рамках профилактических испытаний маслонаполненного энергетического оборудования. Получены практические результаты по оцениванию минимально допустимого времени периодических испытаний при контроле процессов старения трансформаторного масла по стандартным показателям качества.

Постановка проблемы. Функциональная диагностика и прогнозирование технического ресурса действующего энергетического оборудования – основные цели периодических профилактических испытаний такого оборудования [1].

Однако целый ряд трудностей, связанных как с организацией таких испытаний, так и с анализом полученной информации, порождает проблему получения объективных выводов об эксплуатационной надежности оборудования и усложняет задачу синтеза оптимальных алгоритмов контроля работоспособности элементов и узлов оборудования. Объясняется это многими причинами.

1. Все чаще энергетическое оборудование работает в условиях, которые не позволяют длительные и полные проверки технического состояния [2], что сказывается на полноте и представительности получаемой информации.

2. Задачи профилактического измерительного контроля решаются силами, в основном, подразделений эксплуатации и ремонта, обслуживающих конкретные единицы оборудования и не обобщаются на уровне административно-технического руководства, что порождает неоднородность информацию в виде методических погрешностей результатов измерений [3].

3. Профилактические испытания энергетического оборудования являются, по сути, многолетней подконтрольной эксплуатацией, что порождает неоднородность получаемой в ходе испытаний информации в форме неуправляемого временного дрейфа показателей контроля [4].

Анализ литературы. Проблема неоднородности исходной информации при создании оптимальных систем профилактического контроля и технической диагностики – это проблема априорной неопределенности о виде технического состояния объекта контроля. Уменьшение априорной неопределенности, в этом случае, ведется по нескольким направлениям, включая:

а) повышение точности и метрологической надежности технических средств контроля [2],

б) расширение номенклатуры контролируемых физико-химических показателей [5],

в) усложнение информационных технологий в процедурах технического контроля и диагностики [6].

Однако, любая попытка повышения достоверности контроля без построения адекватной вероятностной модели многофакторной информации, используемой при обучении системы технического контроля и диагностики, – обречена на неудачу, поскольку достоверность контроля тем выше, чем адекватнее модель объекта контроля реальной физической модели его функционирования.

Цель статьи. Основная цель – это обоснование применения случайных моделей дисперсионный анализ для определения минимально допустимого времени контроля процессов старения в рамках периодических профилактических испытаний маслонаполненного энергетического оборудования, при фиксированных значениях ошибок контроля первого и второго рода.

Вероятностные модели контролируемых параметров. Для выявления параметрической нестационарности контролируемых физико-химических показателей трансформаторного масла широко используют регрессионные модели старения [4].

Общий вид такой параметрической модели можно представить уравнением [7]

$$X_{ji} = a + в \cdot t_j + \delta_j + Z_{ji} \qquad (1)$$

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

Начальными условиями модели (1) являются:

$$\begin{cases} M[\delta_j] = M[Z_{ji}] = 0, \\ M[\delta_j^2] = \sigma_\delta^2, \\ M[Z_{ji}^2] = \sigma^2. \end{cases} \quad (2)$$

Кроме этого все δ_j и Z_{ji} предполагаются независимыми величинами.

Модель (1) является параметрической, поскольку отклонения от линейности δ_j считают систематическими. Число многократных измерений должно быть (хотя бы для одной группы) не меньше двух ($n \geq 2$), что согласуется с правилами проведения профилактических испытаний [1], когда в течение года производят, как минимум, два измерения контролируемых показателей.

Разложение полной суммы квадратов отклонений результатов измерения X_{ji} от общего среднего $\overline{\mathrm{X}}$ на три слагаемых [8],

$$S = S_в + S_\delta + S_z, \quad (3)$$

позволяет проверить значимость регрессии (гипотезу H_0: $в=0$) по отношению средних квадратов суммы $S_в$ (зависит от величины углового коэффициента $в$) и остаточной суммы S_z (зависит от дисперсии ошибки Z_{ji}). Сумма S_δ используется обычно для проверки гипотезы о линейности регрессии, т.к. определяется величиной отклонения δ_j.

Результаты дисперсионного анализа параметрической модели (1) представлены в табл.1.

Таблица 1

Результаты дисперсионного анализа параметрической модели

Источник изменчивости	Число степеней свободы	Сумма квадратов
Линейная регресия	1	$S_в = в^2 \cdot n \cdot \sum_{j=1}^{K} (t_j - \bar{t})$
Отклонение от линейности	K-2	$S_S = n \cdot \sum_{j=1}^{K} [\bar{x}_j - \bar{x} - в \cdot (t_j - \bar{t})]^2$
Остаток	$K(n$-1)	$S_z = \sum_{j=1}^{K} \sum_{i=1}^{n} (x_{ji} - \bar{x}_j)^2$
Сумма	nK-1	$S = \sum_{j=1}^{K} \sum_{i-1}^{n} (x_{ji} - \bar{x})^2$

Обозначения в таблице 1:

$$\bar{x} = \frac{1}{n \cdot K} \cdot \sum_{j=1}^{K} \sum_{i=1}^{n} x_{ji},$$

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i-1}^{n} x_{ji},$$

$$\bar{t} = \frac{1}{K} \cdot \sum_{j=1}^{K} t;$$

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

Поэтому более правильным будет представление результата X_{ji} в форме случайной модели компонент дисперсии [8]

$$X_{ji} = \overline{\mathrm{X}} + u_j + Z_{ji} \quad (4)$$

где u_j - случайные взаимонезависимые величины отклонений групповых средних $\overline{\mathrm{X}}_j$ от общего среднего $\overline{\mathrm{X}}$. Кроме этого:

$$M[u_j] = 0,$$

$$M[u_j^2] = \sigma_u^2.$$

Разложение S полной суммы квадратов для модели (4) определяется двумя слагаемыми

$$S = S_u + S_Z, \quad (5)$$

где сумма квадратов отклонений S_u зависит от дисперсии σ_u^2 случайных отклонений $\mathrm{U_j}$.

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 (5) позволяет проверить и конкурирующую гипотезу H_1: $u_1 \neq u_2 \neq \ldots \neq u_K \neq 0$.

Результаты дисперсионного анализа случайной модели (4) представлены в табл. 2.

Таблица 2

Результаты дисперсионного анализа случайной модели

Источник изменчивости	Число степеней свободы	Сумма квадратов
Между группами	K-1	$S_u = n \cdot \sum_{j=1}^{K} (\bar{x}_j - \bar{x})^2$
Внутри групп	$K(n$-1)	$S_z = \sum_{j=1}^{K} \sum_{i=1}^{n} (x_{ji} - \bar{x}_j)^2$
Сумма	nK-1	$S = \sum_{j=1}^{K} \sum_{i-1}^{n} (x_{ji} - \bar{x})^2$

Сравнивая разложения (3) и (5) отметим, что

$$S_u = S_в + S_\delta, \quad (6)$$

Число степеней свободы для левой и правой частей выражения (6) одно и тоже и равно (K-1). Сравним математические ожидания средних квадратов для S_u и для ($S_в + S_\delta$), считая количество наблюдений в каждой из K групп одинаковым и равным n:

$$M[\overline{S}_u] = \sigma^2 + n \cdot \sigma_u^2, \quad (7)$$

$$M[\overline{S_в + S_\delta}] = \sigma^2 + n \cdot (в^2 \cdot \sigma_t^2 + \sigma_\delta^2), \quad (8)$$

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

Из равенства правых частей выражений (7) и (8) видно, что

$$\sigma_u^2 = в^2 \cdot \sigma_t^2 + \sigma_\delta^2, \quad (9)$$

Уравнение (9) отражает априорную неопределенность в выборе регрессионной модели старения и эта неопределенность не зависит от сложности самой модели.

Планирование периодического контроля. Замена регрессионной модели (1) моделью компонент дисперсий (4) позволяет минимизировать число групп K, а, следовательно, и период наблюдения

$$T = \Lambda^{-1} \cdot K_{\min} \cdot n\,, \qquad (10)$$

где Λ- среднее число наблюдений в год. Размерность Λ - 1/год.

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

Критериальная статистика F вычисляется независимо от вида модели (1) или (4) по отношению

$$F = \frac{\text{Средний квадрат между группами}}{S_z / K(n-1)}\,. \qquad (11)$$

После сравнения статистики F с критической статистикой F_K принимают одно из двух решений:

γ_0: время эксплуатации не влияет на среднее значение показателя X (справедлива гипотеза H_0), если $F = F_0 \le F_K$;

γ_1: время эксплуатации влияет на среднее значение показателя (справедлива гипотеза H_1), если $F = F_1 > F_K$

Наличие процессов старения является необходимым и достаточным условием для принятия решения γ_1. С другой стороны, принятие этого решения может свидетельствовать о резких изменениях показателя X обусловленных не процессами старения а аварийной ситуацией (для трансформаторного масла – это, например, деградационные процессы дугообразования).

Критериальная статистика F является случайной величиной, плотность распределения вероятности которой известна. При справедливости гипотезы H_0 – это центральное F – распределение с (K-1) и K(n-1) степенями свободы, как для параметрической, так и случайной моделей. Если же справедлива гипотеза H_1, то для параметрической модели – это нецентральное F – распределение с (K-1) и K(n-1) степенями свободы и параметром нецентральности.

$$\sigma^{-2} \cdot n \sum_{j=1}^{K} \delta_j^2$$

При использовании нецентрального F – распределения можно получить критерий, с мощностью, обеспечивающей обнаружение любого данного множества значений, однако в этом случае, необходимо использовать специальные номограммы [8], что затрудняет процедуру принятия альтернативного решения. Для модели же компонент дисперсии можно показать, что отношение F_1 (справедлива гипотеза H_1) имеет такое же распределение, что и отношение

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

где χ^2_{K-1} и $\chi^2_{K(n-1)}$ – взаимно независимы.

Таким образом, при справедливости гипотезы H_1 статистика F_1 является линейно преобразованной статистикой F_0

$$F_1 = F_0 \cdot [1 + n(\sigma_u^2 / \sigma^2)]\,, \qquad (12)$$

где F_0 - случайная величина, имеющая центральное F -распределение с (K-1) и n(K-1) степенями свободы:

$$F_0 \sim F_{K\text{-}1,\, n(K\text{-}1).} \qquad (13)$$

Условные вероятности принятия решения γ_1 связаны с ошибками контроля α и β:

$$P[F_{K\text{-}1,\, n(K\text{-}1)} > F_K/H_0\,] \le \alpha \qquad (14)$$

$$P[F_{K\text{-}1,\, n(K\text{-}1)} > F_K/H_1\,] \ge 1\text{-}\beta \qquad (15)$$

Учитывая, что при справедливости гипотезы H_0 $\sigma_u^2=\sigma^2$, запишем неравенства связывающие (1-α) и β - процентные точки $F_{K\text{-}1,n(K\text{-}1)}$ – распределение с критической статистикой F_K:

$$F_{K\text{-}1,\, n(K\text{-}1),\, (1\text{-}\alpha)} \le F_K(1+n)^{-1} \qquad (16)$$

$$F_{K\text{-}1,\, n(K\text{-}1),\, \beta} \ge F_K(1+n\cdot\sigma_u^2/\sigma^2)^{-1} \qquad (17)$$

Из (16) и (17) следует:

$$F_{K\text{-}1,\, n(K\text{-}1),\, (1\text{-}\alpha)}\cdot(1+n) \le F_K \le F_{K\text{-}1,n(K\text{-}1),\, \beta}\cdot(1+n\cdot\sigma_u^2/\sigma^2) \qquad (18)$$

Разделим все части неравенства (18) на $F_{K\text{-}1,n(K\text{-}1),\beta}$ и на $(1+n)$ и учтем, что

$$\frac{F_{K\text{-}1,n(K\text{-}1),1\text{-}\alpha}}{F_{K\text{-}1,n(K\text{-}1),\beta}} = \frac{\chi^2_{K\text{-}1,1\text{-}\alpha}}{\chi^2_{K\text{-}1,\beta}}\,, \qquad (19)$$

где правая часть - это отношение процентных точек χ^2_{K-1} – распределения. Тогда минимальные значения числа групп $K_{\min}$, обеспечивающее выполнение неравенства (18), должно соответствовать условию

$$\frac{\chi^2_{K\min\text{-}1,1\text{-}\alpha}}{\chi^2_{K\min\text{-}1,\beta}} \le \left(\frac{1+n\cdot\dfrac{\sigma_u^2}{\sigma^2}}{1+n} \right). \qquad (20)$$

Практические результаты исследований. Используем известную информацию о старении трансформаторного масла, представленную в табл. 3 литературы [4] на основе линейной модели множественной регрессии времени эксплуатации на контролируемые физико-химические показатели качества масла, значения которых контролировались в ходе многолетних профилактических испытаний маслонаполненного энергетического оборудования. Величину отношения σ_u^2/σ^2 определим через скорректированный коэффициент множественной корреляции (коэффициент детерминации) $\overline{R}_P^2$ [4]

$$\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} = \frac{\overline{R}_P^2}{1-\overline{R}_P^2}$$

где p – число контролируемых показателей.

Примем Λ=2(1/год) и n=2, что соответствует нормам проведения профилактических испытаний [1]. В табл. 3 представлены результаты расчета $K_{\min}$ и минимального времени контроля Т для достоверности контроля D=0,95(α=β=0,05). Значения $\overline{R}_P^2$ для наборов из p контролируемых показателей взяты из [4]. Величина ε - это правая часть неравенства (20).

Таблица 3

Результаты оценивания минимального времени контроля

Показатели контроля	p	$\overline{R}_P^2$	σ_u^2/σ^2	ε	T (лет.)
$X_{(1)}$	1	0,82	4,81	3,543	16
$X_{(1)},X_{(2)}$	2	0,88	7,47	5,317	10
$X_{(1)},X_{(2)},X_{(3)}$	3	0,93	15,1	10,419	6
$X_{(1)},X_{(2)},X_{(3)}X_{(4)}$	4	0,96	25,3	17,211	5
$X_{(1)},X_{(2)},X_{(3)}X_{(4)}X_{(5)}$	5	0,97	28,4	19,275	5

В качестве показателей контроля использовались:

$X_{(1)}$ - кислотно-щелочное число;

$X_{(2)}$ - температура вспышки;

$X_{(3)}$ – тангенс угла диэлектрических потерь (при 70^0C);

$X_{(4)}$ – процентное содержание CO (угарного газа);

$X_{(5)}$ – напряжение пробоя.

Основные выводы

1. Оценка минимального времени профилактического контроля на основе случайных моделей дисперсионного анализа позволяет планировать количество измерений исходя из заданной величины достоверности контроля. Как следует из неравенства (20), возможна и обратная процедура расчета достоверности принятия решений при заданном объеме числа измерений. Случайная модель контроля процессов старения имеет преимущество перед регрессионными моделями, так как последние учитывают ошибку контроля только первого рода, что не позволяет оценивать полную достоверность контроля.

2. Контроль на основе случайных моделей использует наиболее мощное правило принятия решений о появлении процессов старения, поскольку не зависит от вида параметрической модели старения и обнаруживает любые отклонения от стационарности как по среднему значению так и по дисперсии.

3. Случайная модель имеет и то преимущество по сравнению с параметрической моделью, что ее критериальная статистика базируется на стандартном широко используемом центральном F – распределении, независимо от априорных предложений о справедливости основной или конкурирующей гипотез H_o или H_1. Кроме этого, применение случайной модели компонент дисперсии не исключает использование, например, параметрической модели множественной линейной регрессии, позволяющей решать задачи линейного количественного прогнозирования технического состояния, если случайная модель анализа подтвердила справедливость конкурирующей гипотезы. Достоверность прогноза при этом сохраняется на том же уровне, что и для случайной модели.

ЛИТЕРАТУРА

[1] Норми випробування електрообладнання. Галузевий керівний документ. ГКД 34.20.302, Київ, 2002. – 216 с.

[2] Алексеев Б.А. Системы непрерывного контроля состояния крупных силовых трансформаторов. Электрические станции, 2000, №8. –с. 62-71.

[3] Чичинский М.И. Повреждаемость маслонаполненного оборудования электрических сетей и качество контроля его состояния. Энергетика, 2000, № 11 – с. 29-31.

[4] Бондаренко В.Е., Шутенко О.В. Оптимизация системы показателей качества трансформаторных масел для технического эксплуатационного контроля маслонаполненного энергетического оборудования. Інформаційно-керуючи системи на залізничному транспорті, 2003, №2. –с. 46-50.

[5] Аракелян В.Г. Перспективы развития физико-химической диагностики маслонаполненного оборудования. Электротехника, 2000, № 5. – с. 35-43.

[6] Воропай Н.И., Массель Л.В. и др. Организация системы мониторинга энергетического хозяйства России на базе новых информационных технологий. Электричество, 2002, № 9. – с. 2-8.

[7] Шеффе Г. Дисперсионный анализ.М.:Наука, 1980.–512с.

[8] Джонсон н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке: Методы планирования эксперимента. –М. : Мир, 1981. –520 с.

Поступила 27.01.2005