

Щапов П.Ф.

### ПРОВЕРКА ОДНОРОДНОСТИ ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ ПРИ ПАРАМЕТРИЧЕСКОМ КОНТРОЛЕ ПРОЦЕССОВ СТАРЕНИЯ ЭНЕРГЕТИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ

Контроль технического состояния в ходе профилактических испытаний маслонаполненного энергетического оборудования ориентирован на использование результатов измерений, значений физико-химических показателей качества трансформаторного масла [1]. Основной проблемой, влияющей на достоверность принятия решений о качестве масла, является проблема параметрического обучения системы измерительного контроля в условиях эксплуатационной неоднородности верифицированных банков данных о состоянии маслонаполненного оборудования, когда определяющим фактором снижения его надежности являются процессы старения [2].

Неоднородность эксплуатационной информации о надежности технических систем и ее влияние на формирование банков данных зависит от вероятностной модели наработок до отказа по группам оборудования и исследовано более или менее подробно для экспоненциальной модели [3]. К сожалению, такая модель не предусматривает появление постепенных отказов, вызванных старением, что исключает постоянство интенсивности отказов во времени. Продление сроков эксплуатации действующего энергетического оборудования решается, в основном, за счет методического обоснования программ комплексного обследования силового оборудования, с использованием всей априорной информации, полученной в ходе профилактических испытаний [4].

Статистическая фильтрация результатов измерений для разнородного энергетического оборудования учитывает физические модели изменения контролируемых показателей в ходе длительной эксплуатации и применяется для отбора наиболее информативных показателей контроля оборудования, без учета его качественных показателей [5].

Основная цель работы – рассмотрение процедуры параметрического тестирования оценок показателей надежности для подгрупп различного по мощности ремонтно-пригодного энергетического оборудования при принятии решения об однородности измерительной информации, характеризующей процессы старения трансформаторных масел.

#### Выбор количественной характеристики однородности.

Рассмотрим  $n$  подгрупп однотипных (маслонаполненных) энергетических объектов. При отсутствии старения, когда интенсивность отказов  $\chi_i$ ,  $i = \overline{1, n}$ , являются постоянными, в рамках подгрупп, величинами, – дисперсия вероятностей безотказной работы  $P_i(t)$  определяется выражением

$$D(t) = \sum_{i=1}^n q_i P_i^2(t) - \left( \sum q_i P_i(t) \right)^2, \quad (1)$$

где  $P_i(t) = e^{-\lambda_i t}$ .

Интегральной характеристикой неоднородности эксплуатационной надежности для множества объектов контроля можно выбрать показатель [3]

$$h = \int_0^{\infty} D(t)dt, \quad (2)$$

где  $D(t)$  определяется выражением (1).

При показательном законе для  $P_i(t)$  величина  $h$  меньше размаха  $\Delta$  выборочных значений для средних наработок до отказа ( $T_1, \dots, T_n$ ), где  $T_i = 1/\lambda_i$  [3].

Если

$$\Delta = T_{\max} - T_{\min}, \quad (3)$$

то

$$h < \Delta/2 \quad (4)$$

Выражения (2)-(4) справедливы при отсутствии старения энергетических объектов, но могут быть использованы и для принятия решения об однородности параметрических отказов вызванных старением объектов, когда факторами неоднородности являются: а) различное время их эксплуатации, б) различная мощность и тип энергетического оборудования.

Выбор условия однородности. Появление постепенных отказов наряду с отказами внезапными снижает вероятность безотказной работы оборудования и величину  $P_i(t)$  в уравнении (1) можно представить в виде

$$\hat{P}_i(t) = e^{-\lambda_i t} \cdot P_{\Pi}(t),$$

где  $P_{\Pi}(t)$  - вероятность безотказной работы, обусловленная постепенными отказами. Уменьшение  $\hat{P}_i(t)$  по отношению к  $P_i(t)$  приводит к уменьшению дисперсии  $D(t)$  в выражении (2), что не нарушает неравенство (4). Найдем интервальную оценку для средней наработки до отказа по всем  $n$  подгруппам объектов с учетом появления только внезапных отказов ( $i = \overline{1, n}$ ), если известна точечная оценка

$$T_i^* = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N_i} t_{ij}, \quad (5)$$

где:  $t_{ij}$  – случайные наработки до отказа в  $i$ -ой подгруппы для  $j$ -го объекта этой подгруппы,  $N_i$  – число объектов в  $i$ -ой подгруппе.

Обозначим сумму случайных величин в правой части выражения (5) как новую случайную величину

$$y_i = \sum_{j=1}^{N_i} t_{ij}.$$

При показательном распределении величин  $t_{ij}$ , характеристическая функция величины  $y_i$  имеет вид [6]

$$\Theta_{y_i}(u) = (1 - juT_i)^{-N_i}.$$

Точечная оценка средней наработки по всем  $n$  подгруппам энергетических объектов равна

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n y_i, \quad \text{где } N = \sum_{i=1}^n N_i.$$

Характеристическая функция суммы всех  $y_i$  ( $i = \overline{1, n}$ ) имеет вид

$$\Theta_y(u) = (1 - juT)^{-N}, \tag{6}$$

где  $Y = \sum_{i=1}^n y_i$ .

Совершая линейное преобразование случайной величины  $y$

$$Z = \frac{2Y}{T},$$

получим характеристическую функцию для величины  $Z$

$$\Theta_Z(u) = (1 - 2ju)^{-N}. \tag{7}$$

Выражение (7) указывает, что случайная величина  $Z$  имеет хи-квадрат распределение с  $2N$  степенями свободы.

Зададимся доверительной вероятностью  $P$  (или уровнем значимости  $\alpha = 1 - P$ ). Используем нижнюю ( $\chi_{2N, \alpha/2}^2$ ) и верхнюю ( $\chi_{2N, P+\alpha/2}^2$ ) процентные точки хи-квадрат распределения для вычисления нижней ( $T_H$ ) и верхней ( $T_B$ ) границ доверительного интервала для средней наработки по всем подгруппам объектов:

$$\begin{cases} T_H = 2Y / \chi_{2N, P+\alpha/2}^2; \\ T_B = 2Y / \chi_{2N, \alpha/2}^2. \end{cases} \tag{8}$$

Ширина  $\Delta_T$  доверительного интервала

$$\Delta_T = T_B - T_H$$

для однородных выборок по всем  $n$  группам объектов не должна быть меньше широты выборки  $\Delta$ , определяемой выражением (3).

Таким образом, условие однородности (4) для интегрального критерия может быть рассмотрено, как условие выполнения двойного неравенства

$$h < \frac{\Delta}{2} < \frac{\Delta_T}{2}. \quad (9)$$

Условие однородности (9) выборочных данных, полученных в ходе профилактических испытаний  $n$  подгрупп оборудования, гарантирует с доверительной вероятностью  $P$  отсутствие систематических погрешностей в оценках параметров  $T_i$ ,  $i = \overline{1, n}$ , что эквивалентно справедливости гипотезы о принадлежности выборочных данных для любой из подгрупп к одной и той же генеральной выборке.

Практические результаты. Проверка однородности измерительной информации о техническом состоянии трансформаторного масла была осуществлена при синтезе информационной системы измерительного контроля маслonaполненных высоковольтных трансформаторов. Достоверность такого контроля тем выше, чем адекватнее процедура параметрического обучения системы физическим моделям эксплуатационного старения масел. Нарушение же однородности исходной информации из-за эксплуатационных или конструктивных особенностей объектов измерительного контроля может снизить эффективность процедур обучения, что приведет к дополнительным систематическим ошибкам при контроле.

Исходными данными для проверки теста на неоднородность служили результаты профилактических испытаний 34 высоковольтных маслonaполненных трансформаторов [7] типов ТДТН, ТРДН, ТДНГ и ТДН, разбитых в зависимости от мощности на 3 подгруппы: мощностью 20-25, 32 и 40 мВА.

Количественным показателем  $x$  служило кислотно-щелочное число, как наиболее информативный показатель, характеризующий качество трансформаторного масла.

Объемы выборок по кислотно-щелочному числу с указанием интервалов наблюдения для всех трёх подгрупп трансформаторов даны в табл.1. Как видно из таблицы, группы отличаются как по числу контролируемых трансформаторов, так и по длительности их эксплуатации.

Таблица 1 – Основные характеристики исследуемых выборок

№ под- группы (i)	Мощность (мВА)	Число трансфор- маторов	Количество значений по- казателей	Интервал наблюдения (в годах)
1	20-25	6	65	0-30,5
2	31,5-32,0	5	76	0-39,4
3	40,0-40,5	12	126	0-32,0

Для выделения информации, характеризующей параметрические отказы трансформаторов, использовалась методика измерительного параметрического контроля. Моментами отказов являлись значения времени эксплуатации, для которых кислотно-щелочное число выходило за принятые допустимые симметричные пределы  $x_n$  и  $x_v$ . В качестве этих допустимых пределов использовались значения нижней и верхней границ доверительного интервала при доверительной вероятности  $P = 0,68$ .

С целью устранения прогрессирующего смещения во времени средних значений кислотно-щелочного числа (для получения пуассоновского потока отказов) границы зоны допуска  $x_H$  и  $x_B$  были представлены как линейные функции времени эксплуатации с угловым коэффициентом ( $v$ ), задаваемым моделью старения трансформаторного масла:

$$\left. \begin{aligned} x_H &= a + vt - \sigma_x \\ x_B &= a + vt + \sigma_x \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

где  $\sigma_x$  – остаточное С.К.О. показателя  $x$ .

Значения наработок на отказ вычислялись как интервалы времени между соседними моментами отказов.

В таблице 2 представлены смоделированные, в соответствии с правилами измерительного параметрического контроля значения  $T_j$  моментов отказов и величины  $\Delta T_j$  наработок на отказ, где:

$$\Delta T_j = T_j - T_{j-1}, \text{ причём } T_0 = 0.$$

Моментом отказа считалось значение времени эксплуатации, соответствующее значению кислотно-щелочного числа (КОН) выходящему за пределы границ зоны допуска (10).

Проверка однородности трёх массивов выборочных значений с объёмами выборок с  $n_1 = 15$ ,  $n_2 = 27$ ,  $n_3 = 25$  значений велась с использованием двух критериев: 1) Краскала – Уоллиса [8], 2) интегрального критерия на основе уравнения (9).

Критерий Краскала – Уоллиса.

1. Статистическая модель: имеется  $k = 3$  массивов независимых выборочных значений.

2. Гипотезы:

$H_0$  – все  $k$  совокупностей одинаково распределены

3. Критическая область: верхняя 5%-ная область распределения  $\chi^2_{k-1}$  (статистика сравнения  $\chi^2_{k-1, 0.95}$ )

4. Критериальная статистика

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \left( R_1^2 / n_1 + R_2^2 / n_2 + R_3^2 / n_3 \right) - 3(n+1), \quad (11)$$

где  $R_1, \dots, R_k$  – суммы рангов для  $k$  подгрупп.

5. Решение: гипотеза  $H_0$  отвергается, если  $H < f_{2, 0.95}$ .

Результаты расчёта:  $R_1=429$ ,  $R_2=1048$ ,  $R_3=801$ ,  $n=\sum n_i=67$ ,  $H=3,05362$ ,  $\chi^2_{k-1, 0.95}=5,991$ .

Решение:  $H_0$  не отвергается ( $3,05362 < 5,991$ ).

Интегральный критерий.

Принятое решение об однородности исходных данных по трансформаторам разной мощности не противоречит и условию однородности (9):

1. ширина доверительного интервала ( $P = 0,95$ )

$$\Delta T = T_B - T_H = 1,646168 - 0,011298 = 1,63487 \text{ (лет);}$$

2. ширина выборки

**ЭНЕРГЕТИКА ТЕПЛОТЕХНОЛОГИИ И ЭНЕРГОСБЕРЕЖЕНИЕ**

$$\Delta = T_{\text{тах}} - T_{\text{тин}} = 1,11436 - 0,69899 = 0,41537 \text{ (лет)}.$$

Выборка однородна поскольку  $\Delta T > \Delta$ , ( $1,63487 > 0,41537$ ).

Таблица 2 – Значения моментов параметрических отказов и наработок на отказ по трём группам трансформаторов (в годах)

j	Группа 1		Группа 2		Группа 3	
	Tj	ΔTj	Tj	ΔTj	Tj	ΔTj
1	0,00000	0,00000	3,49589	3,49589	4,75890	4,75890
2	0,00000	0,00000	4,49589	1,00000	7,75068	2,99178
3	0,96986	0,96986	5,88767	1,39178	9,02466	1,27397
4	1,63014	0,66027	5,98904	0,10137	9,07123	0,04658
5	2,16986	0,53973	7,41096	1,42192	0,62466	1,55342
6	2,92603	0,75616	7,90411	0,49315	11,13973	0,51507
7	3,06575	0,13973	8,24932	0,34521	12,63014	1,49041
8	3,67945	0,61370	8,89041	0,64110	12,69589	0,06575
9	4,16712	0,48767	9,76164	0,87123	13,15616	0,46027
10	6,03836	1,87123	10,47123	0,70959	13,73699	0,58082
11	8,31507	2,27671	12,76164	2,29041	14,84109	1,10411
12	8,95342	0,63836	12,91781	0,15616	16,75890	1,91781
13	9,67397	0,72055	13,38630	0,46849	17,80548	1,04658
14	10,20274	0,52877	15,69589	2,30959	18,32055	0,51507
15	10,48493	0,28219	16,87945	1,18356	18,97534	0,65479
16	-	-	17,46301	0,58356	19,15616	0,18082
17	-	-	19,78630	2,32329	19,47671	0,32055
18	-	-	22,50411	2,71781	19,51233	0,03562
19	-	-	23,84384	1,33973	21,40000	1,88767
20	-	-	23,94520	0,10137	21,70959	0,30959
21	-	-	25,18356	1,23836	21,70959	0,00000
22	-	-	26,09589	0,91233	21,74795	0,03836
23	-	-	27,46849	1,37260	21,89863	0,15069
24	-	-	27,75890	0,29041	22,85753	0,95890
25	-	-	28,83562	1,07671	23,98082	1,12329
26	-	-	29,86575	1,03014	-	-
27	-	-	30,08767	0,22192	-	-
Средняя наработка на отказ T0i	0,69899		1,11436		0,95923	

Рассмотренный интегральный критерий однородности может быть использован для формирования многомерной системы информационных показателей измерительного контроля, причем в систему включаются те показатели, в отношении которых не выявлено нарушения однородности измерительной информации.

#### Литература

1. Норми випробування електрообладнання. Галузевий керівний документ. ГКД 34.20.302. Київ, 2002. – 216 с.
2. Чичинский М.И. Состояние эксплуатации и диагностики высоковольтного маслонаполненного оборудования в РАО «ЕЭС России». Второй НТС “Современные методы и средства оценки технического состояния и продления сроков высоковольтного оборудования энергосистем”. Материалы семинара. Москва, 2001. – С. 1-9.
3. Северцев Н.А. Надежность сложных систем в эксплуатации и отработке. М.: Высш. шк., 1989. – 432 с.
4. Потребин А.А. Об определении технического состояния оборудования электрических сетей энергосистем. – Электрические станции, 2001, №3. – С. 47-50.
5. Бондаренко В.Е., Шутенко О.В. Оптимизация систем информационных показателей качества трансформаторного масла для технического эксплуатационного контроля маслонаполненного, энергетического оборудования. – інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті. Науково-технічний журнал, 2003, №2. – С. 46-50.
6. Крамер Г. Математические методы статистики. М.: Мир, 1975. – 648 с.
7. Щапов П.Ф., Шутенко О.В., Бондаренко Д.В. Дисперсионный анализ линейных моделей старения трансформаторных масел // Інтегровані технології та енергозбереження. – Харків: НТУ”ХПІ”: 2003. - №4. – С. 92-97.
8. Поллард Дж. Справочник по вычислительным методам статистики. Пер. с англ. М.: Финансы и статистика. 1982 – 344 с.

УДК 621.3.0025

Щапов П.Ф.

#### **ПЕРЕВІРКА ОДНОРІДНОСТІ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ІНФОРМАЦІЇ ПРИ ПАРАМЕТРИЧНОМУ КОНТРОЛІ ПРОЦЕСІВ СТАРІННЯ ЕНЕРГЕТИЧНОГО ОБЛАДНАННЯ**

Запропоновано методику параметричної перевірки статистичної однорідності вимірювальної інформації у вигляді результатів профілактичних випробувань трансформаторної олії, коли на енергетичне обладнання впливають конструкційні та експлуатаційні фактори.