

№63749, МКИ Н01Т9/00. Високовольтний повітряний розрядник // *Баранов М.І., Ігнатенко М.М., Колобовський А.К.* – Заявл. 10.06.2003. Опубл. Бюл. № 8, 15.08.2005. – 3 с. **4.** Техника больших импульсных токов и магнитных полей / Под ред. *В.С.Комелькова.* – М.: Атомиздат, 1970. – 472 с. **5.** *Дныщенко В.Н., Еремеев В.О., Недельский О.С. и др.* Измерительный шунт ШК-300 для определения амплитудно-временных параметров имитированного импульса тока молнии // Вісник Національного технічного університету «Харківський політехнічний інститут». Збірник наукових праць. Тематичний випуск: Техніка і електрофізика високих напруг. - Харків: НТУ «ХПІ». –2007. – № 20. – С. 75-79. **6.** *Баранов М.И.* Приближенный расчет электрической эрозии металлических электродов высоковольтных сильноточных искровых коммутаторов // Технічна електродинаміка. – 2004. – № 5. – С. 11-14. **7.** *Лозанский Э.Д., Фирсов О.Б.* Теория искры. – М.: Атомиздат, 1975. – 272 с. **8.** *Баранов М.И.* Аналитический расчет времени электрического взрыва проводников под воздействием больших импульсных токов высоковольтных электрофизических установок // Електротехніка і електромеханіка. – 2004. – № 4. – С. 95-99.

Поступила в редколлегию 29.01.2008

УДК 620.19:389.14

В.Е.БОНДАРЕНКО, докт.техн.наук; **О.В.ШУТЕНКО**; **Н.В.АУЛОВА**;
НТУ «ХПИ»

ОЦЕНКА СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОДНОРОДНОСТИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ТРАНСФОРМАТОРНОГО МАСЛА

Запропоновано метод оцінки статистичної однорідності результатів періодичного контролю стану трансформаторного масла. Метод базується на використанні дисперсійного аналізу лінійних моделей показника на час експлуатації. Процедура оцінки статистичної однорідності розглянуто на прикладі такого показника як температура спалаху масла. Надана інтерпретація отриманих результатів.

The method of an estimation of statistical uniformity of results of the periodic control of a condition of transformer oil is offered. The method is based on use of the dispersive analysis of linear models of a parameter for the period of operation. Procedure of an estimation of statistical uniformity it is considered by the example of temperature of flash of oil. Interpretation of the received results is given.

Постановка задачи. Использование современных алгоритмов распознавания, как правило, базируется на широком применении обучающих выборок (последовательностей верифицированных образцов). Для формирования подобных выборок используют однотипные объекты с известным состоянием (диагнозом). Естественно, что они должны соответствовать целому ряду требований, основным из которых по нашему глубокому убеждению является адекватное отображение функционирования объекта контроля. Обеспечение такой адекватности, при использовании результатов периодическо-

го контроля состояния трансформаторного масла в качестве обучающей выборки, подразумевает выполнения целого комплекса процедур статистической обработки результатов измерений. Важное место в данном комплексе занимает формирование статистически однородных временных рядов показателей.

Цель статьи. Данная статья посвящена описанию метода оценки статистической однородности, результатов периодического контроля состояния трансформаторного масла. Данный метод основан на дисперсионном анализе линейных моделей, показателя на время эксплуатации.

Анализ публикаций. В работе [1] предложен интегральный критерий для оценки статистической однородности, временных рядов показателей качества масла. Однако данный критерий наиболее эффективен при ограниченном объеме выборочных значений. В работе [2] для оценки статистической однородности временных рядов использовался коэффициент парной корреляции показателя на время. Недостатком такого критерия является то, что низкие значения коэффициента парной корреляции может быть обусловлено не только неоднородностью временных рядов образующих данное подмножество, но и незначительным значением углового коэффициента (слабой интенсивностью исследуемого процесса). В связи с этим, вопросы оценки статистической однородности временных рядов являются актуальными и требуют дополнительного рассмотрения.

Метод решения. Условия однородности временных рядов можно сформулировать следующим образом: дисперсия результатов измерений в каждый момент времени должна быть минимальной. Очевидно, что однородность временных рядов будет определяться их взаимным расположением друг относительно друга. Другими словами минимум дисперсии в каждый момент времени будут обеспечивать временные ряды лежащие на одной линии тренда и параллельные друг другу. Информацию о взаимном расположении временных рядов показателей качества трансформаторного масла можно получить, используя методику дисперсионного анализа линейных моделей (ковариационного анализа) [3]).

Допустим, что временные ряды показателей описываются линейной регрессией, при этом характеристики регрессии меняются от группы к группе. Тогда соответствующая модель имеет вид:

$$Y_{ji} = \alpha_j + \beta_j \cdot t_{ji} + Z_{ji}, \quad (1)$$

где i – номер измерения ($i = \overline{1, n_j}$) для j -го показателя; t_{ji} – время i -го измерения значений j -го показателя; α_j, β_j – частные коэффициенты регрессии для значений j -й группы результатов измерения; Z_{ji} – случайный неконтролируемый остаток, для которого $M[Z_{ji}] = 0$ и $M[Z_{ji}^2] = \sigma_z^2$.

Кроме этого, остатки Z_{ji} взаимно независимы. Если A_j, B_j МНК – оценки неизвестных коэффициентов a_j, b_j то будет естественным рассмотреть может ли одно линейное уравнение

$$y = a + b \cdot x, \quad (2)$$

представить все k регрессий (1)

Такая линейная $2(k-1)$, гипотеза $H_0: (a_1 = a_2 = \dots = a_k = a; b_1 = b_2 = \dots = b_k = b)$ соответствует выводу об одинаковой скорости дрейфа значений показателей качества масла на всем наблюдаемом интервале эксплуатации, что идентично полной однородности временных рядов показателей.

Эту гипотезу удобно разбить на четыре части каждую, из которых можно проверять в отдельности.

$H_0^{(1)}$: линии регрессии параллельны, то есть $(b_1 = b_2 = \dots = b_k)$;

$H_0^{(2)}$: групповые средние лежат на прямой;

$H_0^{(3)}$: угловой коэффициент этой прямой равен b_c , то есть совпадает с (b_1, b_2, \dots, b_k) ;

$H_0^{(4)}$: групповые свободные члены совпадают, то есть $(a_1 = a_2 = \dots = a_k)$.

Для проверки данных гипотез найдем разложение полной суммы квадратов отклонений величин Y_{ji} от общего среднего. Такое разложение имеет вид [3]:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ji} - \bar{y})^2 &= w_0 \cdot B_0^2 + \frac{W_c \cdot W_m}{w_0} (B_c - B_m)^2 + \sum_{j=1}^k n_j [\bar{y}_j - \bar{y} - B_m \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})]^2 + \\ &+ \sum_{j=1}^k w_j \cdot (B_j - B_c)^2 + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} [y_{ji} - \bar{y}_j - B_j \cdot (x_{ji} - \bar{x}_j)]^2. \end{aligned} \quad (3)$$

Результаты ковариационного анализа для полученного разложения представлены в табл. 1.

Значение параметров a_m и b_m определяются уравнениями:

$$\begin{aligned} a_m &= \frac{1}{N} \sum_{j=1}^k n_j \cdot a_j; \\ b_m &= \frac{1}{W_m} \sum_{j=1}^k n_j (\bar{x}_j - \bar{x}) \cdot (a_j + b_j \cdot \bar{x}_j). \end{aligned}$$

Учитывая результаты табл. 1 рассмотрим три дополнительные статистики: $S_{\Sigma 0} = S_{WG} + S_G + S_W$; $S_\alpha = S_G + S_{WG}$; $S_{Ra} = S_W + S_R$, которые связаны со следующими значениями степеней свободы: $v_{\Sigma 0} = v_{WG} + v_G + v_W$; $v_\alpha = v_{WG} + v_G$; $v_{Ra} = v_W + v_R$.

Для проверки выдвинутых гипотез выполним расчет средних квадратов которые определяются как:

$$\bar{S}_0 = \frac{S_0}{v_0}; \bar{S}_{WG} = \frac{S_{WG}}{v_{WG}}; \bar{S}_G = \frac{S_G}{v_G}; \bar{S}_W = \frac{S_W}{v_W}; \bar{S}_\alpha = \frac{S_\alpha}{v_\alpha}; \bar{S}_{Ra} = \frac{S_{Ra}}{v_{Ra}}; \bar{S}_R = \frac{S_R}{v_R}.$$

Таблица 1 – Результаты ковариационного анализа

Источник изменчивости результата измерений показателя качества	Число степеней свободы	Сумма квадратов отклонений	Математическое ожидание среднего квадрата
Общий угловой коэффициент регрессии	$\nu_0 = 1$	$S_0 = \omega_0 B_0^2$	$\sigma^2 + \omega_0 B_0^2$
Угловой коэффициент групповых средних по сравнению со средневзвешенным коэффициентом	$\nu_{WG} = 1$	$S_{WG} = \frac{\omega_c \cdot \omega_m}{\omega_0} \cdot (B_c - B_m)^2$	$\sigma^2 + \frac{\omega_c \cdot \omega_m}{\omega_0} \cdot (b_c - b_m)^2$
Относительно линейной регрессии групповых средних	$\nu_G = k-2$	$S_G = \sum_{i=1}^k n_j \cdot [\bar{y}_j - \bar{y} - B_m \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})]^2$	$\sigma^2 + \frac{1}{k-2} \sum_{i=1}^k n_j \cdot [a_j - a_m - b_m \cdot \bar{x}_j]^2$
Между угловыми коэффициентами внутри групп	$\nu_W = k-1$	$S_W \sum_{j=1}^k \omega_j (B_j - B_c)^2$	$\sigma^2 + \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^k \omega_j (b_j - b_c)^2$
Остаток	$\nu_R = N-2$	$S_R = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} [y_{ji} - \bar{y} - B_j (x_{ji} - \bar{x})]^2$	σ^2
Общий	$\nu = N - 1$	$S_R = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ji} - \bar{y})^2$	–

Полученные значения средних квадратов при известных значениях числа степеней свободы позволили рассчитать значения F -статистик:

$$F_0 = \frac{\overline{S_0}}{S_R}; F_{WG} = \frac{\overline{S_{WG}}}{S_R}; F_G = \frac{\overline{S_G}}{S_R}; F_W = \frac{\overline{S_W}}{S_R}; F_\alpha = \frac{\overline{S_\alpha}}{S_{Ra}}$$

Проверка гипотезы $H_0^{(1)}$ осуществлялась путем сравнения значения статистики F_w с F -распределением с $k - 1$ и $N - 2k$ степенями свободы; гипотезы

$H_0^{(2)}$ путем сравнения статистики F_G с F распределением с $k - 2$ и $N - 2k$ степенями свободы; гипотезы $H_0^{(3)}$ путем сравнения статистики F_{WG} с F -распределением с 1 и $N - 2k$ степенями свободы; а проверка гипотезы выполнялась $H_0^{(4)}$ путем сравнения статистики F_α с F -распределением с $k - 1$ и $N - k - 1$ степенями свободы. Для оценки суммарных изменений в параметрах a_i и b_i модели используем тестовую статистику F_{Σ_0} :

$$F_{\Sigma_0} = \frac{\bar{S}_G + \bar{S}_{WG} + \bar{S}_W}{2 \cdot \bar{S}_R} \cdot \left(\frac{N - 2 \cdot k}{k - 1} \right).$$

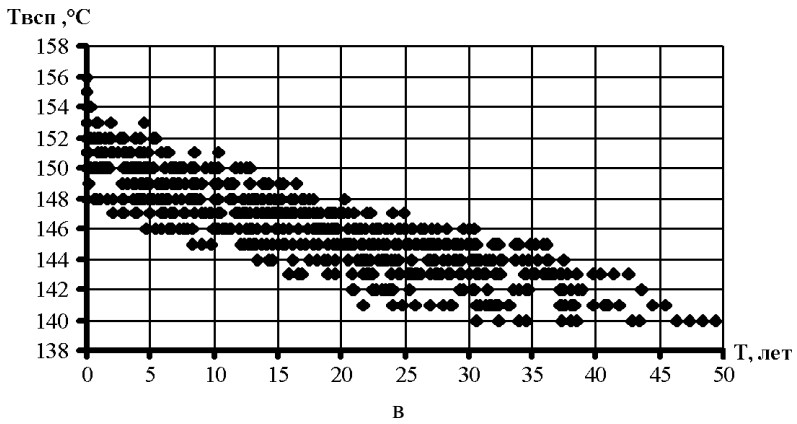
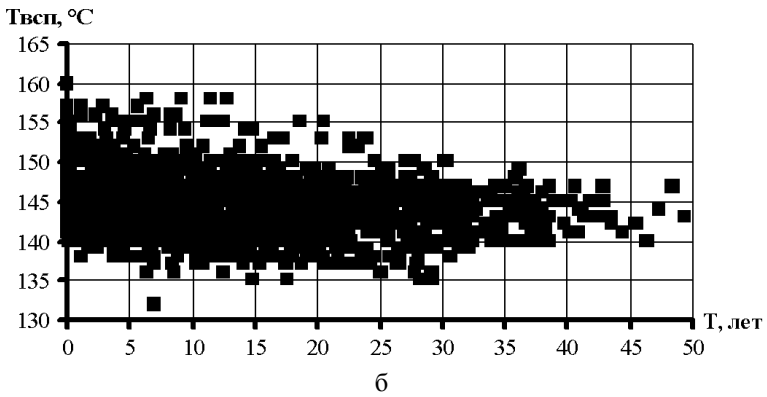
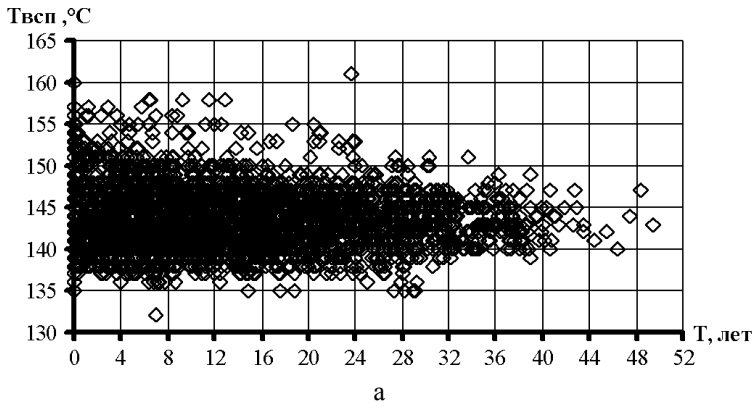
Систематическое изменение математического ожидания любого из показателей контроля под влиянием времени эксплуатации Y можно оценить с помощью тестовой статистики F_0 .

Таким образом, для оценки статистической однородности временных рядов показателей качества трансформаторного масла достаточно выполнить ковариационный анализ линейных моделей и проверить выдвинутые гипотезы.

Практические результаты. Рассмотрим процедуру оценки статистической однородности на примере такого показателя как температура вспышки масла. Для сравнения используем три массива данных. Массив **Ma** – исходные данные без предварительной обработки. Массив **Mf** – массив исходных данных, из которого с помощью процедуры тестовой фильтрации [4] были удалены временные ряды, имеющие положительный знак коэффициента парной корреляции со временем и стационарные временные ряды. Массив **Mo** – массив однородных данных, полученный из массива данных **Mf** с помощью критерия максимума корреляционного отношения [5]. Результаты дисперсионного разложения приведены в табл. 2, графически данные массивы приведены на рисунке.

Выводы. Анализируя результаты ковариационного анализа из табл. 2 можно сделать следующие выводы:

- 1 Для всех трех массивов температуры вспышки трансформаторного масла, значение статистики F_0 намного превосходит свои табличные значения, что свидетельствует о преобладании систематической составляющей результатов измерений над случайной;
- 2 Из трех анализируемых массивов данных гипотеза о том, что линии регрессии параллельны (старение масла протекает с приблизительно одинаковой скоростью), не была отвергнута только для массива данных **Mo**, для массивов **Ma** и **Mf** гипотеза $H_0^{(1)}$ была отвергнута, что свидетельствует о наличии мультипликативного смещения между рядами показателя, то есть о различной скорости старения масла в разных трансформаторах;



Зависимости температуры вспышки трансформаторного
 масла от времени эксплуатации;
 а – для массива **Ma**; б – для массива **Mf**; в – для массива **Mo**

Таблица 2 – Результаты дисперсионного разложения

Результаты разложения	Массив данных		
	Ma	Mf	Mo
Объем выборки, N	3746	1957	783
Число рядов, k	230	102	31
Значения сумм дисперсионного разложения			
S	48956,60	30099,9	7674,436
S_o	293,460	1982,5	5768,665
S_{WG}	2236,27	2311,6	6,400
S_G	31908,40	20027,8	292,340
S_w	5880,60	2068,8	483,716
S_R	8637,80	3708,9	1123,313
S_α	34144,70	22339,5	298,740
$S_{R\alpha}$	14518,43	5777,83	1607,030
$S_{\Sigma o}$	40025,33	24408,41	782,457
Число степеней свободы			
v_o	1	1	1
v_{WG}	1	1	1
v_G	228	100	29
v_w	229	101	30
v_R	3286	1753	721
v_α	229	101	30
$v_{R\alpha}$	3515	1854	751
Значения F -статистик (расчетное /табличное при $p = 0,95$ и соответствующих значениях v)			
F_o	111,638 / 3,845	937,04 / 3,855	3702,623 / 3,855
F_{WG}	850,72 / 3,845	1092,5 / 3,855	4,108 / 3,855
F_G	53,239 / 1,19	94,659 / 1,26	6,470 / 1,49
F_w	9,768 / 1,18	9,681 / 1,24	1,349 / 1,47
F_α	36,098 / 1,18	70,973 / 1,24	4,653 / 1,47
$F_{\Sigma o}$	33,245 / 1,17	57,111 / 1,81	8,370 / 1,48

- 3) Гипотеза $H_0^{(2)}$ о том, что групповые средние лежат на прямой была отвергнута для всех трех анализируемых массивов. Это свидетельствует о том, что зависимость температуры вспышки масла от времени эксплуатации имеет сложный не линейный характер, то есть скорость старения различна на разных интервалах эксплуатации;
- 4) Гипотеза $H_0^{(3)}$ о том, о равенстве межгрупповых угловых коэффициентов также была отвергнута для всех трех анализируемых массивов. Это свидетельствует о воздействии на интенсивность старения масла целого ряда неучтенных факторов;

- 5 Гипотеза $H_0^{(4)}$ о равенстве групповых свободных членов также была отвергнута для всех трех анализируемых массивов данных. Данное обстоятельство свидетельствует о наличии аддитивного смещения между рядами показателей, что свидетельствует о значимом различии в качестве трансформаторных масел на момент их заливки в баки трансформаторов;
- 6 Превышение статистиками $F_{\Sigma 0}$ своих граничных значений говорит о значимом суммарном влиянии параметров a_i и b_i на изменение температуры вспышки масла. То есть имеет место взаимное влияние как условий эксплуатации так и качества заливаемого масла на интенсивность дрейфа значений температуры вспышки масла;
- 7 Сравнивая значения F -статистик по всем трем массивам данных следует отметить, что максимальное значение статистики F_0 (характеризующей систематическую составляющую) и минимальные значения статистик F_{WG} , F_G , F_w , F_{α} , и $F_{\Sigma 0}$ (характеризующих рассеяние) имеет массив данных **Мо**. Несмотря на то что гипотезы $H_0^{(2)}$, $H_0^{(3)}$ и $H_0^{(4)}$ для данного массива были отвергнуты, как и для двух остальных, минимальные значения статистик F_{WG} , F_G , F_{α} и $F_{\Sigma 0}$ свидетельствует о статистической однородности временных рядов образующих данный массив.

Направления дальнейших исследований. Полученные результаты (в частности наличие как мультипликативного, так и аддитивного смещения между рядами показателей, в исходных массивах данных) показывают, что одним из наиболее важных направлений дальнейших исследований является анализ факторов, влияющих на интенсивность старения трансформаторного масла.

Список литературы: 1. *Щапов П. Ф.* Проверка однородности измерительной информации при параметрическом контроле процессов старения энергетического оборудования // Інтегровані технології та енергозбереження. Щоквартальний науково-практичний журнал. – Харків: НТУ «ХП». – 2005. – № 3. – С. 22–28. 2. *Бондаренко В.Е., Щапов П.Ф., Шутенко О. В.* Повышение эффективности эксплуатационного измерительного контроля трансформаторных масел. Монография. – Харьков.: НТУ «ХПИ», 2007. – 452 с. 3. *Джонсон Н., Лион Ф.* Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. – М.: Мир, 1981. – 520 с. 4. *Бондаренко В. Е., Шутенко О. В.* Метод выделения оптимального числа наиболее информативных показателей качества при синтезе регрессионных моделей для оценки степени старения жидкой изоляции трансформаторов // Технічна електродинаміка: Тематичний випуск. Силова електроніка та енергоефективність. Ч. 5. – К., 2006. – С. 88–93. 5. *Шутенко О. В.* Формирование однородных массивов показателей качества трансформаторного масла в условиях априорной неопределенности результатов испытаний // Інтегровані технології та енергозбереження. Щоквартальний науково-практичний журнал. – Харків: НТУ «ХП», 2006. – № 4. – С. 42–50.

Поступила в редколлегию 14.05.2008