УДК 62.1.3.0025:519,2

ОПТИМИЗАЦИЯ ПРОСТРАНСТВА ИНФОРМАЦИОННЫХ ПАРАМЕТРОВ ПРИ ЭКСПЛУАТАЦИОННОМ КОНТРОЛЕ ПРОЦЕССОВ СТАРЕНИЯ ТРАНСФОРМАТОРНЫХ МАСЕЛ

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

Рассмотрен метод дисперсионного анализа регрессионных моделей параметрического изменения качества трансформаторных масел для определения оптимального числа контролируемых физико-химических показателей, обеспечивающих максимальное количество информации при многопараметровом профилактическом контроле процессов эксплуатационного старения масел.

Розглянуто метод дисперсійного аналізу регресійних моделей параметричних змін якості трансформаторної олії з метою визначення оптимальної кількості контролюємих фізико-хімічних показників, забезпечуючих максимальний рівень інформації при многопараметровому профілактичному контролі процесів експлуатаційного старіння олії.

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Необратимые изменения качества трансформаторных масел вследствие процессов теплового и ионизационного старения при длительной эксплуатации маслонаполненного высоковольтного энергетического оборудования могут вызвать появление постепенных (параметрических) отказов. В предельных случаях такие отказы могут перерастать во внезапные, вызывающие частичное или полное нарушение работоспособности энергетического оборудования. Информацию о состоянии трансформаторного масла получают в ходе периодических измерений физико-химических характеристик масла. По результатам контроля принимают решения о появлении параметрических отказов. Точность такого контроля должна быть достаточно высокой и зависит как от математической модели алгоритма контроля, так и от информативности используемых физико-химических показателей. Важность решения проблемы повышения точности эксплуатационного контроля приобретает значимость на фоне общего старения парка маслонаполненного энергетического оборудования и увеличения как интенсивности отказов, так и числа технологических нарушений, особенно в последние годы [2].

АНАЛИЗ ЛИТЕРАТУРЫ

Проблема выбора наиболее информативных показателей контроля состояния трансформаторного масла всегда стояла перед разработчиками систем технической диагностики и прогнозирования функционального состояния [3]. В рамках параметрического подхода такая проблема обычно решалась в ходе оптимизации уравнения множественной регрессии комплексного показателя контроля на ранжированные по информативности единичные физико-химические показатели, причем оптимизация велась по максимуму скорректированного коэффициента детерминации [4]. Однако такая оптимизация достаточно сложна и, главное, требует группирования массивов данных по каждому показателю контроля, что ведет к неизбежной потере части исходной информации. В некоторых случаях, задача оптимизации информационных показателей контроля просто не стоит, поскольку контроль ведется по всему комплексу (стандартному набору) показателей, а решение о предельном состоянии масла принимают исходя из превышения скорости изменения значений любого из показателей по отношению к нормативному значению [5]. Однако такой контроль характеризуется низкой (60÷65%) достоверностью. Вопрос совершенствования существующих нормативов на структуру и способы профилактических испытаний энергетического оборудования стоит достаточно остро, поскольку физические модели старения изоляции (в том числе и трансформаторного масла) известны хорошо, а разработка адекватных вероятностных моделей далека от завершения [6].

ЦЕЛЬ СТАТЬИ

Главным образом, это обоснование статистического метода оптимального синтеза наиболее информативного подмножества единичных показателей качества трансформаторных масел на основе ковариационного анализа влияния времени эксплуатации на значения нормативных показателей, измеряемых в ходе стандартных профилактических испытаний маслонаполненного оборудования.

ИНФОРМАЦИОННАЯ МОДЕЛЬ МНОГОПАРАМЕТРОВОГО КОНТРОЛЯ

Известно [7], что ожидаемое количество информации при измерении физической величины X является возрастающей функцией отношения средних квадратических отклонений измеряемой величины (σ_x) и погрешности измерения $(\sigma_{\Delta x})$:

$$I = \log\sqrt{1+\left(\frac{\sigma_x}{\sigma_{\Delta x}}\right)^2}\ . \qquad (1)$$

Пусть X – комплексный показатель контроля, зависящий от значений единичных показателей $X_1,\ldots,X_k$. Пусть в ходе профилактических испытаний по каждому единичному показателю проведено

n_j измерений, $j=\overline{1,k}$, а результат каждого измерения представлен линейной регрессионной моделью

$$X_{ji}=\alpha_j+\beta_j\cdot t_{ji}+\Delta x_{ji}\,, \qquad (2)$$

где i – номер измерения $\left(i=\overline{1,n_j}\right)$ для j-того показателя; t_{ji} – время i-того измерения значений j-того показателя; α_j,β_j – частные коэффициенты регрессии для значений j-той группы результатов измерения; Δx_{ji} – случайный неконтролируемый остаток для которого $M[\Delta x_{ji}]=0$ и $M[\Delta x_{ji}^2]=\sigma_{\Delta x}{}^2$.

Кроме этого, остатки Δx_{ji} взаимно независимы. Поскольку t_{ji} – значения контролируемой переменной t_i, то, в соответствии с моделью (2), j-тый показатель контроля можно представить, как сумму регулярной $\xi_i(t)$ и случайной z_j составляющих

$$X_j=\xi_j(t)+z_j\,, \qquad (3)$$

где: $$\xi_j(t)=\alpha_j+\beta_j\cdot t\,, \qquad (4)$$

$M[z_j^2]=\sigma_{\Delta x_j}^2$.

Если комплексный показатель X является линейной функцией единичных показателей X_j, связанных, например, уравнением линейной множественной регрессии, то, по аналогии с (3) имеем

$$X=\xi(t)+z\,, \qquad (5)$$

где $\xi(t)$ и z – линейные функции от к регулярных $\xi_j(t)$ и случайных z_j составляющих модели (3), $j=\overline{1,k}$.

Тогда в уравнении (1) величина σ_x будет тем больше, чем больше изменение регулярной составляющей $\xi(t)$ на общем интервале наблюдения всех *к* единичных показателей, а величина $\sigma_{\Delta x}$ - тем меньше, чем меньше дисперсия случайной составляющей *z*, являющейся по сути средневзвешенной дисперсией остатков z_j. Количество показателей k, обеспечивающее максимум информации *I* будет считаться, в этом случае, оптимальным. Естественно, что должна быть обеспечена возможность отбора подмножества k показателей из некоторого множества *р* стандартных показателей контроля, причем должно быть выполнено условие, $p>k$. Такой вывод справедлив, если все *р* показателей однородны физически и имеют одинаковую размерность, что позволяет сравнивать угловые коэффициенты β_j их регулярных составляющих, а такие дисперсии $\sigma_{\Delta x}^2$ случайных составляющих. Условие одинаковой размерности можно обеспечить, стандартизировав модели (2) для всех $j=\overline{1,k}$, т.е. разделив каждый показатель X_j на его среднеквадратичное отклонение $\sigma_{X_j}=\sqrt{M[(X_j-\overline{X_j})^2]}$, где X_j – среднее значение j-того показателя контроля в интервале $\left(0,t_{nj}\right)$ времени его наблюдения. Условие физической однородности обеспечивается одинаковостью знаков угловых коэффициентов β_j (используют модули этих коэффициентов).

КОВАРИАЦИОННЫЙ АНАЛИЗ МНОГОПАРАМЕТРОВЫХ НАБЛЮДЕНИЙ

Проведем стандартизацию регрессионной модели (2), разделив ее правую и левую часть на σ_{xj} и обозначим через A_j,B_j оценки стандартизированных коэффициентов α_j/σ_{xj} и $\left|\beta_j\right|/\sigma_{xj}$. Уравнение эмпирической регрессии для j-того показателя контроля имеет вид

$$M[x_j/t]=A_j+B_j\cdot t,(j=1,2,...,k)\,. \qquad (6)$$

Уравнение (6) может быть использовано для односторонней классификации двумерных (по *х* и по *t*) наблюдений, где каждая из к групп формируется по результатам измерительного контроля соответствующего показателя X_j, $j=\overline{1,k}$.

Используя методику дисперсионного анализа линейных регрессий [8] получим разложение полной суммы квадратов *S* отклонений значений стандартизированных результатов измерений

$$x_{ji}=X_{ji}/\sigma_{xj} \qquad (7)$$

от общего среднего

$$\bar{x}=\frac{1}{N}\cdot\sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_j}x_{ji}\,, \qquad (8)$$

где $N=\sum_{j=1}^{k}n_j$.

Такое разложение позволяет выделить сумму квадратов, обусловленных угловым коэффициентом B_0 общей линейной регрессии, построенной по всему массиву данных (первый член разложения) и остаточную сумму (последний член разложения), обусловленную остатками $\Delta x_{ji}/\sigma_{xj}$ частных групповых регрессий

$$S=\sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_j}\left(x_{ji}-\bar{x}\right)^2=w_0\cdot B_0^2+\frac{w_c\cdot w_m}{w_0}\cdot\left(B_c-B_m\right)^2+$$
$$+\sum_{j=1}^{k}n_j\cdot\left[\bar{x}_j-\bar{x}-B_m\cdot\left(\bar{t}_j-\bar{t}\right)\right]^2+\sum_{j=1}^{k}w_j\cdot\left(B_j-B_c\right)^2+$$
$$+\sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_j}\left[x_{ji}-\bar{x}_j-B_j\cdot\left(t_{ji}-\bar{t}_j\right)\right]^2\,, \qquad (9)$$

где: $$\bar{x}_j=\frac{1}{n_j}\cdot\sum_{i=1}^{n_j}x_{ji}\,,$$

$$\bar{t}_j=\frac{1}{n_j}\cdot\sum_{i=1}^{n_j}t_{ji}\,,$$

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} t_{ji},$$

$$w_c = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} \left(t_{ji} - \bar{t}_j\right)^2,$$

$$w_j = \sum_{i=1}^{n_j} \left(t_{ji} - \bar{t}_j\right)^2,$$

$$w_m = \sum_{j=1}^{k} n_j \cdot \left(\bar{t}_j - \bar{t}\right)^2,$$

$$B_c = \frac{1}{w_c} \cdot \sum_{j=1}^{k} w_j \cdot B_j,$$

$$B_m = \frac{1}{w_m} \cdot \sum_{j=1}^{k} n_j \cdot \left(\bar{x}_j - \bar{x}\right) \cdot \left(\bar{t}_j - \bar{t}\right).$$

Число степеней свободы для суммы S и для всех членов ее разложения представлено в табл. 1.

Таблица 1

Число степеней свободы для сумм квадратов дисперсионного разложения

Сумма квадратов	Число степеней свободы
$S_1 = w_0 \cdot B_0^2$	$r_1 = 1$
$S_2 = \frac{w_c \cdot w_m}{w_0} \cdot \left(B_c - B_m\right)^2$	$r_2 = 1$
$S_3 = \sum_{j=1}^{k} n_j \cdot \left[\bar{x}_j - \bar{x} - B_m \cdot \left(\bar{t}_j - \bar{t}\right)\right]^2$	$r_3 = k - 2$
$S_4 = \sum_{j=1}^{k} w_j \cdot \left(B_j - B_c\right)^2$	$r_4 = k - 1$
$S_5 = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} \left[x_{ji} - \bar{x}_j - B_j \cdot \left(t_{ji} - \bar{t}_j\right)\right]^2$	$r_5 = N - 2k$
$S = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} \left(x_{ji} - \bar{x}\right)^2$	$r = N - 1$

Из табл. 1 видно, что

$$\sum_{v=1}^{5} r_v = N - 1$$

и совпадает с числом степеней свободы полной суммы квадратов отклонений S, что подтверждает правильность разложения (9).

Учтем, что число степеней свободы для первого слагаемого равно 1, а для последнего $(N - 2k)$, и рассчитываем средние квадратические отклонения для σ_x и $\sigma_{\Delta x}$ информационной модели (1) через средние квадраты, соответственно, первого и последнего членов разложения (9):

$$\sigma_x^2 = \frac{S_1}{r_1} = S_1,$$

$$\sigma_{\Delta x}^2 = \frac{S_5}{(N - 2k)}.$$

Полное уравнение информационной модели (1), с учетом выражения (9) имеет вид:

$$I = \log \sqrt{1 + \frac{w_0 \cdot B_0^2 \cdot (N - 2k)}{\sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} \left[x_{ji} - \bar{x}_j - B_j \cdot \left(t_{ji} - \bar{t}_j\right)\right]^2}}. \quad (10)$$

Значение k, обеспечивающее максимум количества информации будет считаться оптимальным.

С точки зрения вероятностных моделей дисперсионного анализа [8], отношение ε (второе слагаемое под знаком квадратного корня) является случайной величиной, имеющей F – распределение с одной и $(N - 2k)$ степенями свободы и может быть использовано для проверки линейной гипотезы

$$H_0 : \left(\alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_k; \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_k > 0\right)$$

Для принятия этой гипотезы необходимо сравнить ε с верхним α - пределом F – распределения с одной и $(N - 2k)$ степенями свободы $\left(F_{1,\, N-2k,\, (1-\alpha)}\right)$, где α - выбранный заранее уровень значимости [8].

Гипотеза H_0 принимается, если

$$\varepsilon > F_{1,\, N-2k,\, (1-\alpha)}.$$

В этом случае, влияние времени эксплуатации на процессы старения трансформаторного масла можно считать значимым.

ПРАКТИЧЕСКАЯ РЕАЛИЗАЦИЯ МЕТОДА

Уравнение (10) дает возможность использования, в качестве целевой функции при оптимизации пространства информационных признаков, отношение

$$\varepsilon = \frac{w_0 \cdot B_0^2 \cdot (N - 2k)}{\sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} \left[x_{ji} - \bar{x} - B_j \cdot \left(t_{ji} - \bar{t}_j\right)\right]^2}. \quad (11)$$

Чувствительность целевой функции (11) была проверена в задаче оптимального синтеза уравнения линейной множественной регрессии прогнозируемого времени эксплуатации на контролируемые физико-химические показатели (уравнение(3) литературы [4]). В качестве последних использованы:

X_1 - кислотно-щелочное число (объем выборки n_1=215);

X_2 - температура вспышки (n_2=86);

X_3 – $tg\delta$ при 70°С, (n_3=14):

X_4 - угарный газ, СО (n_4=19);

X_5 - пробивное напряжение (n_5=29);

X_6 - содержание водорастворимых кислот (n_6=52);

X_7 - углекислый газ, CO_2 (n_7=300).

Объект контроля – трансформаторное масло, взятое из баков высоковольтных маслонаполненных трансформаторов напряжением 110 КВ, в ходе многолетних (до 39 лет) профилактических испытаний. Сравнение целевой функции, уравнение (11), проводилось с общепринятой, при оптимизации регрессионных уравнений, мерой согласия (скорректированным коэффициентом детерминации,- уравнение (4) литературы [4]).

В таблице 2 представлены результаты сравнения, указывающие на полное совпадение по выявленному оптимальному числу показателей контроля как для ε, так и для $\overline{R}_p^2$.

Таблица 2

Сравнительные результаты оптимизации по ε и по $\overline{R}_p^2$

К	Набор используемых показателей контроля	B_0	ε	$\overline{R}_p^2$	Прим
1	X_1	-	-	0,828	
2	X_1, X_2	0,2832	4074,8	0,882	
3	X_1, X_2, X_3	0,2979	4822,4	0,938	
4	X_1, X_2, X_3, X_4	0,3172	5557,8	0,962	
5	X_1, X_2, X_3, X_4, X_5	0,3137	5787,5	0,965	$K_{опт}$=5
6	X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6	0,2714	4894,2	0,961	
7	X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7	0,1379	1410,7	0,955	

Для оценки чувствительности целевой функции к изменению k размерности пространства информационных показателей контроля сравним $\overline{R}_p^2$ с нормированной (по отношению к $\overline{R}_{p\max}^2 = 0{,}965$) целевой функцией $\varepsilon_н = \varepsilon \cdot 1{,}667 \cdot 10^{-4}$. В этом случае максимумы $\varepsilon_н$ и $\overline{R}_p^2$ - совпадают. Как видно из табл. 3 значения $\varepsilon_н$ убывают быстрее, чем значения $\overline{R}_p^2$ при $k \neq k_{опт}$, что указывает на большую чувствительность предложенного метода оптимизации, по сравнению с методом на основе меры $\overline{R}_p^2$.

Таблица 3

Сравнение нормированной целевой функции ε с $\overline{R}_p^2$ при $k = \overline{1{,}7}$

k	1	2	3	4	5	6	7
$\overline{R}_p^2$	0,828	0,882	0,938	0,962	0,965	0,961	0,955
$\varepsilon_н$	-	0,680	0,805	0,927	0,965	0,817	0,241

Сравнивая $\varepsilon = 5787.5$ для $(k = 5)$ с верхним α - пределом $F_{1,\,353,\,0.95} = 3.84$ для $(\alpha = 0.05)$, видим, что $\varepsilon >> 3.84$, что указывает на значимое старение трансформаторного масла в ходе эксплуатации маслонаполненного энергетического оборудования

ОСНОВНЫЕ ВЫВОДЫ

1. Метод оптимизации, на основе целевой функции информационной модели (1) не уступает по точности определения оптимального числа информационных показателей методу регрессионной оптимизации, однако отличается большей чувствительностью, так как экстремум функции ε выражен ярче, чем экстремум меры согласия $\overline{R}_p^2$.

2. Предлагаемый метод оптимизации на основе вычисления функции прост, так как требует меньше вычислительных процедур, чем определение меры $\overline{R}_p^2$.

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] Львов Ю.Н., Львов М.Ю. Диагностика трансформаторного оборудования. – Энергетика, 2000, №11.- с. 26-31.

[4] 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.

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

[6] Потребин А.А. Об Определении технического состояния оборудования электрических сетей энергосистем. – Электрические станции, 2001, №3. – с. 47-50.

[7] Орнатский П.П. Теоретические основы информационно-измерительной техники. Киев, "Вища школа" 1976. – 432 с.

[8] Шефе Г. Дисперсионный анализ. – М.: Наука, 1980.–512с.

Поступила 20.01.2005