

---

УДК 621.019

**Э. М. Фархадзаде**, д-р техн. наук,  
**А. З. Мурадалиев, Т. К. Рафиева**, кандидаты техн. наук,  
**С. М. Исмаилова**, аспирантка  
Азербайджанский научно-исследовательский  
и проектно-изыскательский ин-т энергетики  
(Азербайджанская Республика, Az 1012 Баку, пр. Зардаби, 94,  
тел (+99412) 431-64-07, e-mail: fem1939@rambler.ru)

## **Вероятностная оценка скорости изменения диагностических показателей трансформаторов**

Разработаны метод классификации ретроспективных данных скорости износа на независимые однородные группы и метод оценки достоверности предположения о постоянной скорости износа в период нормативного срока службы.

Розроблено метод класифікації ретроспективних даних швидкості зносу на незалежні однорідні групи і метод оцінки достовірності припущення про постійну швидкість зносу в період нормативного терміну служби.

*Ключевые слова:* трансформатор, диагностика, критерии, скорость изменения, гарантированные оценки.

Повышение эффективности контроля соответствия технического состояния силовых трансформаторов (ТР) и автотрансформаторов предъявляемым требованиям является важной и трудной задачей. Важность ее обусловлена высокой стоимостью ТР, увеличивающимися по мере старения ТР затратами на диагностику и восстановление износа, возрастанием влияния человеческого фактора. Трудность решения этой задачи связана с недостаточной компьютеризацией процесса анализа ретроспективных данных, в том числе результатов измерения диагностических показателей (ДП). Стохастический характер изменения ДП, воздействие на ДП многочисленных факторов, с одной стороны и, по сути, детерминистический подход в методологии анализа технического состояния ТР, не учитывающий эти особенности, с другой, является основной причиной наблюдаемого несоответствия результатов анализа реальному процессу.

Применение современных методов исследования технического состояния ТР требует автоматизации вычислений. Если учесть, что число ДП ТР исчисляется десятками, а число разновидностей признаков различия ТР — сотнями, применение компьютерных технологий позволяет решать

не только сложные, но и чрезвычайно громоздкие задачи. Инструментом практической реализации этих технологий являются интеллектуальные автоматизированные информационные системы (ИАИС). Отличие их от известных АИС заключается в том, что наряду с формализацией и хранением ретроспективных данных в специальной базе данных, систематизацией и печатью необходимой для анализа информации они выполняют этот анализ и дают рекомендации по техническому обслуживанию и ремонту ТР. Информационная поддержка специалистов соответствующих отделов при этом дополняется методической поддержкой.

Наглядным примером такого подхода являются рекомендации, приведенные в работе [1], при хроматографическом анализе растворенных газов в масле ТР. Существенный вклад в совершенствование системы анализа результатов измерения ДП внесли исследования [2], ориентированные на использование экспертных систем.

Данные исследования, выполнены для более жестких условий, когда число экспертов ограничено единицами, а ИАИС обеспечивает их необходимой информацией и рекомендациями, позволяющими обосновать принимаемые решения с заданной величиной риска ошибочного решения [3].

Для анализа результатов измерения ДП и сравнения их с предельно допустимыми значениями необходимо определить скорость изменения ДП по формуле

$$\vartheta \{ \Pi, (t_2 - t_1) \} = \vartheta [ \Pi, t ] = \frac{\Pi(t_2) - \Pi(t_1)}{(t_2 - t_1)}, \quad (1)$$

где  $\Pi(t_2)$  и  $\Pi(t_1)$  — соответственно текущее и предшествовавшее значения ДП в моменты времени  $t_2$  и  $t_1$ . К недостаткам этого показателя относится его локальность, не позволяющая сопоставить скорость изменения различных ДП (вследствие различия размерностей). Этому недостатка лишена скорость изменения относительных значений ДП, вычисляемая по формуле

$$\vartheta \{ Iz [ \Pi, (t_2 - t_1) ] \} = \vartheta [ Iz ( \Pi, t ) ] = \frac{[Iz ( \Pi, t_2 ) - Iz ( \Pi, t_1 )]}{(t_2 - t_1)}, \quad (2)$$

где  $Iz ( \Pi, t )$  — относительная величина ДП, характеризующая степень ухудшения свойства материала узлов ТР в момент  $t$ . В соответствии со сложившейся практикой величина  $Iz ( \Pi, t )$  названа износом в момент  $t$  и вычисляется по формуле

$$Iz ( \Pi, t ) = \frac{\Pi(t) - \Pi_0}{\Pi_d - \Pi_0}, \quad (3)$$

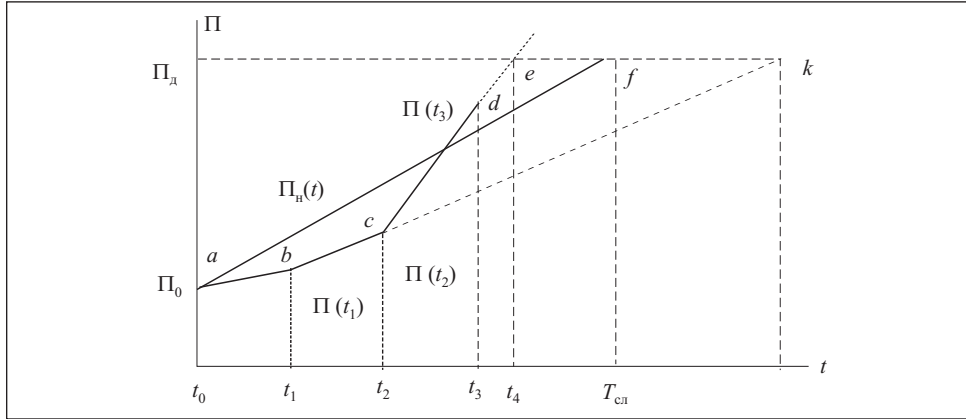


Рис. 1. График изменения ДП до и после восстановления износа:  $t_0, t_1, t_2, t_3$  — моменты измерения  $\Pi_0; \Pi_n$  — номинальное значение

где  $\Pi_n$  и  $\Pi_0$  — предельно допустимое и исходное значения ДП. Подставив (3) в (2), получим

$$\vartheta\{Iz[\Pi, (t_2 - t_1)]\} = \vartheta\{Iz(\Pi, t)\} = \frac{[\Pi(t_2) - \Pi(t_1)]}{(t_2 - t_1)(\Pi_n - \Pi_0)} = \frac{\vartheta[\Pi, (t_2 - t_1)]}{\Pi_n - \Pi_0} \quad (4)$$

Таким образом, чтобы перейти к относительным значениям скорости изменения ДП, необходимо абсолютное значение скорости изменения ДП разделить на  $(\Pi_n - \Pi_0)$ . В ряде случаев величина  $\Pi_0$  игнорируется. Это недопустимо, если по мере износа величина ДП уменьшается. Если же по мере износа величина ДП возрастает, то погрешность зависит от соотношения  $\Pi_0$  и  $\Pi_n$ . Чем это соотношение больше, тем больше погрешность вычислений. Согласно [4] скорость изменения ДП сравнивается с предшествовавшим значением. В соответствии с [1] изменение скорости конкретного ДП более чем на 10 % в месяц свидетельствует о наличии быстро развивающегося дефекта в ТР. Формально это условие имеет вид

$$\delta\vartheta(\Pi, t) = \left\{ \frac{\vartheta\{\Pi, (t_3 - t_2)\} - \vartheta\{\Pi, (t_2 - t_1)\}}{\vartheta\{\Pi, (t_2 - t_1)\}} \right\} < 0,1. \quad (5)$$

Если  $(t_3 - t_2) = (t_2 - t_1)$ , то формула (5) упрощается к виду

$$\delta\vartheta(\Pi, t) = \left\{ \frac{[\Pi(t_3) - \Pi(t_2)]}{[\Pi(t_2) - \Pi(t_1)]} \right\} < 1,1. \quad (6)$$

На рис. 1 показана закономерность изменения ДП по данным четырех измерений. Кажущаяся простота этих вычислений обманчива. Процесс

износа ТР не всегда соответствует ломаной кривой  $abc d k e$ . Анализ и учет особенностей реального процесса износа является непременным условием объективности автоматизированных расчетов.

Если износ трансформатора связан с возрастанием ДП, то по мере увеличения срока службы ТР наблюдается не только естественное непрерывное увеличение численного значения ДП, но и его дискретное уменьшение при использовании любых форм восстановления износа или дискретное увеличение при воздействии эксплуатационных факторов. Например [1], при замене силикагеля, дегазации масла, доливке дегазированного масла и других способах улучшения качества масла ТР концентрация растворенных в масле газов уменьшается. А при отказе системы охлаждения, воздействии сквозных токов короткого замыкания или перенапряжений концентрация растворенных в масле газов резко возрастает и в случае отсутствия дефектов ТР в течение одного-двух месяцев убывает. Известна зависимость многих ДП от температуры масла (нагрузки ТР).

Рассмотрим алгоритм систематизации данных скорости изменения ДП. Пусть в эмпирической таблице (ЭТ) базы данных размещена последовательность результатов испытаний парка ТР энергосистемы.

1. Проводим выборку результатов измерения заданного ДП.

2. Выбранные для конкретного ТР данные систематизируем по времени. В них включены:

2.1. Исходные данные (результат измерения ДП при вводе узла ТР в работу в момент  $t_0$ ; для отдельных узлов момент ввода в работу совпадает с моментом ввода в работу ТР; возможны случаи, когда эти моменты различны).

2.2. Результаты измерения ДП по мере увеличения срока службы  $t_j > t_0$ ;  $j = p$ ,  $M_i$ ;  $M_i$  — число измерений ДП для  $i$ -го ТР.

3. По формуле (2) вычисляем скорость изменения относительных значений ДП в моменты  $t_{j-1}$  и  $t_j$  при  $j = 1, M_i$ .

4. Из рассмотрения исключаются отрицательные значения  $\vartheta[Iz(\Pi, t)]$ .

Результаты вычисления заносятся в ЭТ совместно с данными о сроке службы,  $t_{слj} = (t_{j-1} + t_j)/2$ , конструктивных особенностях ТР и условиях эксплуатации.

Введем понятие номинальной скорости изменения ДП и обозначим ее  $\vartheta_n(\Pi)$ . Предположим, что  $\vartheta_n(\Pi) = (\Pi_d - \Pi_0)/T_{сл}$ , где  $T_{сл}$  — нормативный срок службы ТР. Гипотетическая закономерность изменения ДП при этом соответствует линии  $af$  (см. рис. 1). Как видно из рис. 1,  $t_4 < T_{сл}$ . Чтобы этого не произошло, необходимо в интервале  $t_3 - t_4$  восстановить износ ТР. Соотношение скорости изменения ДП на участках  $t_0 - t_1$  и  $t_1 - t_2$  также не удовлетворяет условию (5), но равенство  $\Pi(t) = \Pi_d$  выполняется в мо-

мент  $t_5 \gg T_{\text{сл}}$ , т.е. отсутствует взаимно однозначное соответствие условия (5) и условия  $\Pi(t) < \Pi_d$ .

Более полной характеристикой соответствия технического состояния ТР предъявляемым требованиям является условие, при котором величина относительного изменения  $\vartheta [\Pi(t_2 - t_1)]$  не должна превышать единицы. Вычисления выполняем по формуле

$$\delta\vartheta (\Pi, t) = \vartheta (\Pi, t) / \vartheta_{\text{н}}(\Pi). \quad (7)$$

Подставив в формулу (7) значения  $\vartheta (\Pi, t)$  и  $\vartheta_{\text{н}}(\Pi)$ , с учетом (3) получим

$$\delta\vartheta [I_z (\Pi, t)] = \delta\vartheta (\Pi, t) = \left[ \frac{T_{\text{сл}}}{(t_2 - t_1)} \right] \left[ \frac{\Pi(t_2) - \Pi(t_1)}{(\Pi_d - \Pi_0)} \right] = T_{\text{сл}} \vartheta [\Pi, (t_2 - t_1)] < 1.$$

Определим максимально допустимое значение ДП  $\Pi^*(t_3)$  после восстановления износа в момент  $t_3$ , позволяющее обеспечить безотказность работы ТР до момента времени  $T_{\text{сл}}$  при скорости износа на участке  $t_{\text{сл}} - t_3$  не более  $\vartheta [\Pi, (t_3 - t_2)]$ :

$$\Pi^*(t_3) = \left\{ \Pi(t_3) - (t_{\text{сл}} - t_3) \frac{[\Pi(t_3) - \Pi(t_2)]}{(t_3 - t_2)} \right\}.$$

Таким образом, установлено следующее.

- Если текущее значение ДП не превышает предельно допустимой величины, то это не свидетельствует об отсутствии дефекта ТР. Причина такого несоответствия — либо завышенное (заниженное) значение  $\Pi_d$ , либо заниженное (завышенное) значение допустимого изменения скорости  $\vartheta (\Pi, t)$ . Это заключение основано на известном в теории надежности процессе износа материалов («кривой жизни»), когда вслед за нормальным периодом (скорость износа постоянна) наступает период старения и катастрофического износа (скорость износа нелинейно возрастает).

- Превышение скорости изменения ДП более чем на 10 % по сравнению с предшествовавшим значением не обязательно связано с возникновением местного дефекта. Объясняется это случайным характером изменения  $\vartheta (\Pi)$  и существенным воздействием ряда факторов (конструктивные особенности и условия эксплуатации).

- Значительное увеличение скорости изменения ДП и непревышение нормативной величины прогнозируемого значения остаточного срока службы является существенным признаком наличия дефекта, требующего восстановления.

• Относительное значение скорости изменения ДП  $\delta\vartheta [Iz(\Pi, t)]$  с учетом его исходного значения позволяет сопоставить скорости изменения различных ДП.

Приведенные выше соотношения были получены в предположении о постоянной величине скорости износа ( $T_{сл}$ ) на интервале срока службы ТР и непревышении ДП предельно допустимого значения  $\Pi_d$ . В реальных условиях эксплуатации ТР может оказаться, что это предположение ошибочно. Основной причиной этого является неоднородность множества результатов измерения ДП и указанное выше несоответствие предельных значений  $\Pi_d$  и скорости изменения ДП реальному процессу износа.

Следовательно, для того чтобы повысить точность прогноза остаточной наработки до превышения ДП предельно допустимого значения, необходимо прежде всего учесть стохастический характер износа ТР и разработать методы:

1) классификации ретроспективных данных скорости изменения ДП на независимые группы;

2) оценки достоверности предположения о постоянной скорости износа на интервале времени  $T_{сл}$ .

В соответствии с принятой в математической статистике терминологией условимся называть множество расчетных величин относительной скорости износа ТР энергосистемы конечной совокупностью данных (КСД), а совокупность данных, выбранных из КСД по заданной разновидности одного или ряда признаков, — выборкой. Условимся также, что в столбцах ЭТ последовательно регистрируются порядковый номер измерения, численные значения  $\delta\vartheta [Iz(\Pi, t)]$ , наименование отличительных признаков, к которым относятся не только паспортные данные ТР, т.е. его конструктивные особенности, но и признаки условий эксплуатации ТР, такие как срок службы, наработка после капитального ремонта, наименование предприятия и подстанции и др.

Обозначим число рассматриваемых отличительных признаков через  $n$ , а число РП — через  $r_i$ ,  $i=1, n$ . Множество результатов расчета величины  $\vartheta [Iz(\Pi, t)]$  конкретного ДП, образующих КСД, обозначим  $\{\delta\vartheta [Iz(\Pi_{v,j}, t)]\}_{\Sigma}$ , где  $v=1, k$ ;  $k$  — число ДП;  $j=1, M_v$ ;  $M_v$  — число реализаций для  $v$ -го ДП, а множество реализаций  $\vartheta [Iz(\Pi, t)]$  выборки с заданными РП обозначим  $\{\delta\vartheta [Iz(\Pi_{v,j}, t)]\}_B$ ,  $v=1, k, j=1, M_{v,B}$ ;  $M_{v,B}$  — число реализаций  $\vartheta [Iz(\Pi, t)]$  для  $v$ -го ДП в выборке.

**Метод контроля представительности выборки реализаций  $\{\delta\vartheta [Iz(\Pi_{v,j}, t)]\}$  основан на следующей аксиоме: если выборка реализаций  $\delta\vartheta [Iz(\Pi, t)]$  для некоторой из заданных РП, имеющая наибольшее абсолютное значение максимального расхождения статистической функции**

распределения (СФР) из всех СФР КСД, представительна, то представительны и все остальные выборки множества разновидностей рассматриваемых признаков.

Под представительной будем понимать выборку, максимальное отличие СФР которой от СФР КСД удовлетворяет условию

$$\alpha_k < \left\{ 1 - F_m^* \left[ \Delta F_{\Sigma}^* (\delta) \right] \right\} \gg F_m^* \left[ \Delta F_{\Sigma}^{**} (\delta) \right], \quad (8)$$

где  $\delta = \delta \vartheta [Iz (\Pi, t)]$ ;  $\alpha_k$  — критические значения ошибки первого рода;  $\Delta F_{\Sigma}^* (\delta)$  — максимальное эмпирическое расхождение между СФР КСД ( $F_{\Sigma}^* (\delta)$ ) и СФР выборки,

$$\Delta F_{\Sigma}^* (\delta) = \max [\Delta F^* (\delta_j)], \quad j=1, M_{v,B}. \quad (9)$$

Здесь

$$\begin{aligned} \Delta F^* (\delta_j) &= |F_{\Sigma}^* (\delta_j) - F_B^* (\delta_j)|, \\ F_{\Sigma,i}^* (\delta_j) &= j / M_v, \quad F_{B,j}^* (\delta_j) = j / M_{v,B}. \end{aligned} \quad (10)$$

При этом  $F_m^* \left[ \Delta F_m^* (\delta) \right]$  — СФР наибольшего расхождения между СФР КСД  $F_{\Sigma}^* (\delta)$  и СФР выборки  $F_{B,m}^* (\delta)$ , моделируемой по  $F_{\Sigma}^* (\delta)$ :

$$\begin{aligned} \Delta F_m^* (\delta) &= \max [\Delta F_m^* (\delta_j)], \quad j=1, M_{v,B} \\ \Delta F_m^* (\delta_j) &= |F_{\Sigma,m}^* (\delta_j) - F_{B,m}^* (\delta_j)|, \\ F_{m,i}^* [\Delta F_{m,i}^* (\delta)] &= i / N, \end{aligned} \quad (11)$$

где  $N$  — число моделируемых реализаций наибольшего расхождения между  $F_{\Sigma}^* (\delta)$  и  $F_{B,m}^* (\delta)$ ;  $F_m^{**} \left[ \Delta F_m^{**} (\delta) \right]$  — СФР наибольшего расхождения между СФР КСД  $F_{\Sigma}^* (\delta)$  и СФР выборки  $F_{B,m}^{**} (\delta)$ , моделируемой по  $F_B^* (\delta)$ ,

$$\begin{aligned} \Delta F_m^{**} (\delta) &= \max [\Delta F_m^{**} (\delta_j)], \quad j=1, M_{v,B}, \\ \Delta F_m^{**} (\delta_j) &= |F_{\Sigma,m}^{**} (\delta) - F_{B,m}^{**} (\delta_j)|, \\ F_{m,i}^{**} [\Delta F_{m,i}^{**} (\delta)] &= i / N. \end{aligned}$$

Для контроля условия (8) необходимо выполнить следующее.

1. Формирование выборок измерений для каждой РП.
2. Вычисление по формулам (9), (10) максимального эмпирического расхождения для всех разновидностей  $i$ -го признака,  $i = 1, n$ .

3. Вычисление максимального расхождения  $\Delta F_{эм}^*(\delta)$  значений  $\Delta F_{эi}^*(\delta)$ ,  $i = 1, n$ .

4. Проверку гипотезы о представительности выборки, соответствующей величине  $\Delta F_{эм}^*(\delta)$ . Если выборка представительна, то согласно аксиоме представительности и все остальные выборки для заданных РП.

**Метод проверки предположения о постоянной скорости износа.** Случайный характер оценок скорости изменения ДП, вычисляемых по ретроспективным данным, обуславливает известные трудности распознавания закономерности изменения их во времени. Традиционно эта задача решается построением доверительной области с заданным коэффициентом доверия. Опыт внедрения показывает что этот метод не позволяет решить поставленную задачу, так как оказываются справедливыми предположения как о нелинейной, так и о линейной закономерностях изменения скорости износа.

Рассмотрим более точный метод проверки предположения о постоянной скорости изменения ДП, основанный, как и метод классификации данных, на статистическом моделировании выборок и теории проверки статистических гипотез. Блок-схема алгоритма, дающая представление о методе, приведена на рис. 2.

Особенности программной реализации алгоритма следующие.

**Б л о к 1.** КСД  $\{\delta \vartheta [Iz(\Pi, t)]\}_{\Sigma} = \delta_{\Sigma}$  формируется из реализаций  $\delta \vartheta [Iz(\Pi, t)] \in T$ .

**Б л о к 2.** СФР  $F_{\Sigma}^*(\delta)$  рассчитывается по формуле  $F_{\Sigma,k}^*(\delta) = k / M_{\Sigma}$ , где  $M_{\Sigma}$  — число строк  $\in T$ ;  $\sum_{k=1}^{M_{\Sigma}} F_{\Sigma,k}^*(\delta) = 1$ ;  $k = 1, M_{\Sigma}$ .

**Б л о к 3.** Выборка  $\delta_B$  формируется из значений  $\delta_{\Sigma}$ , реализации которой удовлетворяют условию  $0,75 T_{сл} < t_j \leq T_{сл}$ ,  $j = 1, M_B$ , где  $M_B$  — число элементов выборки.

**Б л о к 4.** СФР  $F_B^*(\delta)$  рассчитывается по формуле

$$F_{B,l}^*(\delta) = l / M_B, \quad \sum_{l=1}^{M_B} F_{B,l}^*(\delta) = 1, \quad l = 1, M_B. \quad (12)$$

**Б л о к 5.** Наибольшее эмпирическое расхождение СФР  $F_{\Sigma}^*(\delta)$  и  $F_B^*(\delta)$  вычисляется по формуле  $\Delta F_{э}^*(\delta) = \max \{ |F_{\Sigma}^*(\delta_j) - F_B^*(\delta)| \}$ .

**Б л о к 6.** Рассчитываются средние значения скорости изменения ДП КСД и выборки по формулам

$$M_{\Sigma}^*(\delta) = \sum_{j=1}^{M_{\Sigma}} \vartheta_j [Iz(\Pi, t)] / M_{\Sigma}, \quad M_B^*(\delta) = \sum_{j=1}^{M_B} \vartheta_j [Iz(\Pi, t)] / M_B.$$



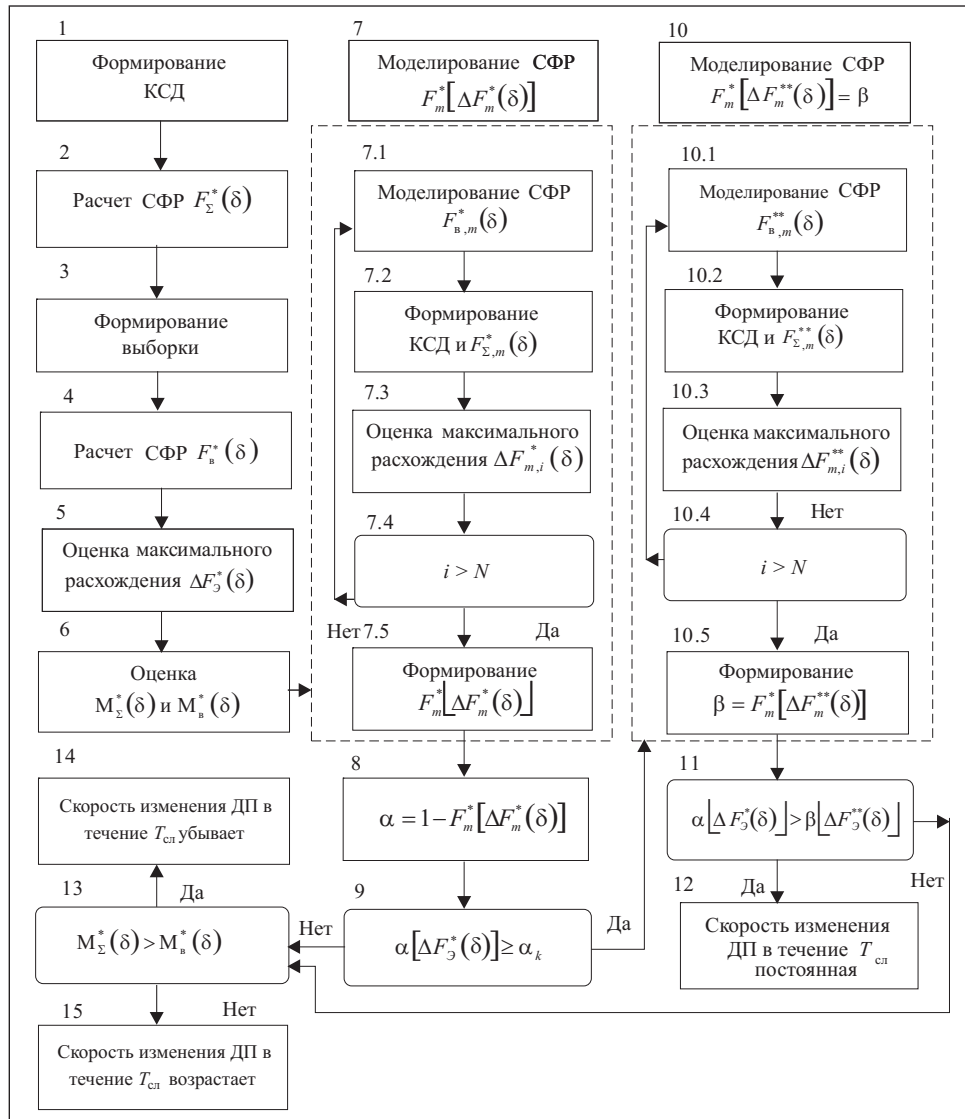


Рис. 2. Блок-схема алгоритма статистического анализа скорости изменения ДП в течение  $T_{сл}$

Затем управление передается на (блок 7) для моделирования наибольшего расхождения  $N$  реализаций  $F_{\Sigma,m}^*(\delta)$  и  $F_{\text{в},m}^*(\delta)$ . Первоначально моделируются СФР  $F_{\text{в},m}^*(\delta)$ . Для этого методом «обратных функций» на основе  $M_{\text{в}}$  случайных чисел с равномерным распределением в интервале  $[0,1]$  вычисляются из  $M_{\text{в}}$  реализаций скорости изменения ДП, размещаемые в порядке

возрастания, и вероятности проявления этих реализаций по формуле (12). Формируется КСД и СФР  $F_{\Sigma, m}^*(\delta)$ . Наибольшее расхождение  $\Delta F_m^*(\delta_j)$  вычисляется по формуле (1). Эти вычисления повторяются  $N$  раз, после чего выполняется построение СФР  $F_m^*[\Delta F_m^*(\delta)] = R(\delta)$  и вычисление СФР (блок 8)  $\alpha = \alpha \left[ \Delta F_m^*(\delta) \right] = 1 - F_m^* \left[ \Delta F_m^*(\delta) \right]$ .

Если окажется, что  $\alpha \left[ \Delta F_{\Sigma}^*(\delta) \right] < \alpha_k$ , то это означает, что на интервале  $[0, 75T_{\text{сл}}, T_{\text{сл}}]$  относительная скорость изменения ДП не случайно отличается от усредненной характеристики для КСД. При этом соотношение  $M_{\Sigma}^*(\delta) > M_{\text{в}}^*(\delta)$  соответствует убывающей скорости изменения ДП (блок 14), а соотношение  $M_{\Sigma}^*(\delta) \leq M_{\text{в}}^*(\delta)$  — возрастающей скорости изменения ДП (блок 15).

Если полученные данные не противоречат гипотезе  $H_1$  об неизменной скорости износа, т.е.  $\alpha \left[ \Delta F_{\Sigma}^*(\delta) \right] \geq \alpha_k$ , то управление передается на блок 10, который аналогичен блоку 7 с той лишь разницей, что моделирование выборки осуществляется по распределению  $F_{\text{в}}^*(\delta)$ . Здесь проверяется гипотеза  $H_1$  об изменении скорости износа на интервале нормированного срока службы.

Если ошибка второго рода ( $\beta$ ) оказывается меньше ошибки первого рода ( $\alpha$ ), то можно с определенной степенью уверенности принять гипотезу  $H_1$ . Если имеет место обратное соотношение (справедлива гипотеза  $H_2$ ), управление передается на блок 11 для оценки характера изменения скорости износа.

## Выводы

1. Опыт эксплуатации и опубликованные данные свидетельствуют о необходимости проявлять осторожность при использовании критерия о непревышении скорости износа предшествовавшего значения, а ДП — предельно допустимой величины.

2. Разработанные методы классификации ретроспективных данных и оценки достоверности предположения о постоянной скорости износа в период нормативного срока службы позволяют на основе гарантированных оценок повысить объективность прогноза технического состояния ТР.

A method of retrospective data classification of wear rate into independent homogeneous groups and a method for estimating reliability of a supposition about the constant wear rate in the normal service time have been developed.

1. *Методические указания по диагностике развивающихся дефектов трансформаторного оборудования по результатам хроматографического анализа газов, растворенных в масле.* РД 153-34.0-46.302-00. — М. : Ростехнадзор. — 2001. — С. 31.
2. *Давиденко И. В.* Разработка системы многоаспектной оценки технического состояния и обслуживания высоковольтного маслонаполненного электрооборудования: Автореферат дис. ... д-ра техн. наук / Уральский государственный технический университет. — Екатеринбург, 2009. — С. 52.
3. *Фархадзаде Э. М., Мурадалиев А. З., Фарзалиев Ю. З., Назрова У. К.* Проверка статистических гипотез при оценивании удельного числа отказов оборудования во времени // Электрон. моделирование. — 2009. — **31**, № 4. — С. 41—55.
4. *Объем и нормы испытания электрооборудования.* 6-е изд. РД 34.45-51.300-97. — М. : НЦ ЭНАС, 1998. — 256 с.

Поступила 15.04.11;  
после доработки 22.06.11

*ФАРХАДЗАДЕ Эльмар Мехти оглу, д-р техн. наук, профессор, руководитель отдела «Надежность энергетического оборудования» Азербайджанского научно-исследовательского и проектно-изыскательского ин-та (АзНИПИИ) энергетики (г. Баку). В 1961 г. окончил Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — надежность и эффективность электроэнергетических систем.*

*МУРАДАЛИЕВ Айдын Зураб оглу, канд. техн. наук, гл. специалист лаборатории «Надежность энергетического оборудования» АзНИПИИ энергетики (г. Баку). В 1982 г. окончил Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — количественная оценка индивидуальной надежности оборудования и устройств электроэнергетических систем.*

*РАФИЕВА Тамара Каировна, канд. техн. наук, гл. специалист лаборатории «Надежность энергетического оборудования» АзНИПИИ энергетики (г. Баку). В 1973 г. окончила Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — количественная оценка технического состояния оборудования и устройств электроэнергетических систем.*

*ИСМАИЛОВА Симузар Мовлан кызы, аспирантка, вед. инженер лаборатории «Надежность энергетического оборудования» АзНИПИИ энергетики (г. Баку). В 1985 г. окончила Азербайджанский ин-т нефти и химии. Область научных исследований — количественная оценка технического состояния силовых трансформаторов.*