Информационное бюро
ЭнергоПресС

3'2008

Новое в российской электроэнергетике

НОВОЕ В РОССИЙСКОЙ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКЕ
Ежемесячный электронный журнал
№ 3 март 2008 г.

Объединенный редакционный совет издательств ООО «Стрижев-Центр» и ООО «Информбюро «Энерго-пресс»

Сопредседатель – Паули Виктор Карлович, член Правления, заместитель технического директора – Главный технический инспектор ОАО РАО «ЕЭС России», главный редактор журнала «Охрана труда за рубежом»

Сопредседатель – Серебрянников Сергей Владимирович, ректор Московского энергетического института (Технического университета)

Члены Совета

Шульгинов Николай Григорьевич, первый заместитель председателя Правления ОАО «СО-ЦДУ ЕЭС»

Зубакин Василий Александрович, член Правления ОАО «ГидроОГК»

Загретдинов Ильяс Шамилевич, заместитель управляющего директора Бизнес-единицы № 1 ОАО РАО «ЕЭС России», главный редактор газеты «Энерго-пресс»

Громогласов Александр Аркадьевич, главный редактор издательств «Стрижев-Центр» и «Энерго-пресс»

Воронов Виктор Николаевич, заведующий кафедрой Московского энергетического института (Технического университета), главный редактор журнала «Новое в российской электроэнергетике»

Росляков Павел Васильевич, проректор Московского энергетического института (Технического университета)

Громогласов Сергей Александрович, заместитель директора издательства «Энерго-пресс» – ответственный секретарь

Редколлегия

Главный редактор –
Воронов В.Н., д.т.н.
Первый заместитель главного редактора –
Зорин В.М., д.т.н.
Заместитель главного редактора –
Громогласов А.А., д.т.н.
Ответственный секретарь –
Галтеева Е.Ф., к.т.н.

Члены редколлегии:

Аракелян Э.К., д.т.н.
Васин В.П., д.т.н.
Верещагин И.П., д.т.н.
Жуков Ю.И., к.т.н.
Загретдинов И.Ш.
Лавыгин В.М, к.т.н.
Львов М.Ю., к.т.н.
Мисриханов М.Ш., д.т.н.
Паули В.К., д.т.н.
Пильщиков А.П., к.т.н.
Росляков П.В., д.т.н.
Рыженков В.А., д.т.н.
Рябов М.И., к.т.н.
Седлов А.С., д.т.н.
Соляков В.К., к.т.н.
Томаров Г.В., д.т.н.

Журнал зарегистрирован Министерством Российской Федерации по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций, Свидетельство о регистрации: Эл № 77-2655 от 17.04.2000.

Содержание

Стр.

Журнал включен в Перечень ведущих рецензируемых научных журналов и изданий, в которых должны быть опубликованы основные научные результаты диссертаций на соискание ученых степеней (Перечень ВАК).

В помощь производству

К ЗАДАЧЕ ОЦЕНКИ ОСТАТОЧНОГО РЕСУРСА ИЗОЛЯЦИИ СИЛОВЫХ МАСЛОНАПОЛНЕННЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ

Д.т.н. В.П. Васин (ООО «НТЦ «ЭДС»), к.т.н. А.П. Долин (ОАО «ФСК ЕЭС»)

Состояние методологии оценки остаточного ресурса силовых трансформаторов и задачи ее развития

Указанная в заглавии статьи задача рассматривалась многими специалистами, однако решения, получившего общее признание, до сих пор не получено. По нашему мнению, причина этого заключается в том, что задача плохо формализуется и не укладывается в обычное представление о решении задачи в виде окончательной формулы. Перспективным направлением разработки методов оценки остаточного ресурса, по-видимому, является многофакторный анализ расхода ресурса трансформатора, состоящего из ресурсов его основных узлов: целлюлозной изоляции; масла; высоковольтных вводов; обмоток трансформатора (ресурса по динамической стойкости); магнитопровода; устройства регулирования напряжения; уплотнений бака трансформатора и др. При этом ресурсы узлов рассматриваются в многомерном пространстве как случайный процесс.

Обычно ресурс трансформатора отождествляют с ресурсом целлюлозной изоляции. Это обосновано тем, что именно целлюлозная изоляция является наиболее слабым узлом трансформатора, а ее замена связана с затратами, сопоставимыми со стоимостью нового трансформатора. Действительно, остальные узлы, перечисленные выше (за исключением магнитопровода и обмоток, ресурс которых значительно выше ресурса изоляции), могут быть сравнительно просто модернизированы или полностью заменены.

Однако если встать на позиции анализа случайного процесса, то такое упрощение задачи означает, по меньшей мере, завышение общего ресурса трансформатора, а в общем случае может привести к неучету синергетических эффектов, особо опасных для состарившихся аппаратов. Учет таких эффектов – чрезвычайно сложная задача. Очевидно, например, что состарившееся масло можно регенерировать или заменить, и это снимает в значительной части сложности взаимного учета регрессии оборудования. Но неучет увлажнения изоляции и окисления масла при оценке состояния целлюлозной изоляции уже просто недопустим, как это будет показано ниже. Здесь многофакторность выступает в полном объеме.

Вместе с тем, по вопросу старения масла, по-видимому, необходима разработка методики технико-экономического обоснования принятия решения дилеммы «регенерация масла – заливка нового масла».

Определение ресурса целлюлозной изоляции, связанного с ресурсом самого трансформатора, в известной степени можно считать решенной в общем плане задачей. Расчеты исчерпания ресурса изоляции рассмотрены в учебниках с подробными примерами, а в справочнике [1] старение изоляции рассматривается в нескольких разделах. Однако при применении существующих разработок, как показывает опыт, возникает необходимость учета существенных поправок.

В главе «Нагрузочная способность трансформатора» [1] излагаются законы теплового старения изоляции, приводятся расчетные выражения для относительной скорости теплового старения, формулы для расчета уменьшения срока службы изоляции, рекомендации по учету температуры окружающей среды; приводятся также схематические графики нагрузок трансформаторов с приведением их к двухступенчатым графикам, а также допустимые значения нагрузки при различных температурах окружающей среды. Изложенные методы соответствуют ГОСТ 14209-97 и стандарту МЭК 60354.

В главе 12 [1] содержатся данные об усадке картонных прокладок, витковой и другой изоляции при уменьшении влажности картона и бумаги, о влиянии влажности на их прочность и старение. За единицу принята скорость старения высушенной и пропитанной маслом бумаги с остаточным влагосодержанием 0,3 % и показано, что при влагосодержании 1 % бумага старится в 6 раз быстрее, чем при влагосодержании 0,3 %.

В 22-й главе приводится формула для расчета ресурса изоляции (лет):

$$\text{Ресурс} = (1/200 - 1/\text{СП}_0)\exp[13350/(\upsilon + 273)]\,/\,(8760A), \qquad (1)$$

где СП_0 – степень полимеризации целлюлозной изоляции на начало рассматриваемого промежутка времени; υ – температура наиболее нагретой точки изоляции, °С; A – показатель скорости старения, зависящий от содержания влаги в бумаге, кислот и кислорода в масле.

Чтобы проанализировать приведенные в [1] данные о влиянии указанных факторов на процесс деградации изоляции, целесообразно соотнести их со средней скоростью старения изоляции в зависимости от их вероятных значений. Для этого введем в рассмотрение величину относительной скорости старения изоляции от увлажнения и окисления:

$$V_{\text{вл.-окисл}} = A/C_w,$$

где C_w – постоянная, которая в общем случае принимает разные значения. Так, для экспериментальных данных A.M. Emsley [1], приведенных в табл. 1, следует принять $C_w = 1{,}07\cdot10^8$.

Физические основания для представления A/C_w как относительной скорости старения изоляции состоят в том, что ресурс (допустимое время эксплуатации) снижается с ростом $V_{\text{вл.-окисл}}$ по закону обратной пропорциональности.

Таблица 1

Значения показателя скорости старения *A*, рассчитанные по данным опытов [1]

Состояние изоляции	Показатель скорости старения A	
	По данным Emsley A.M.	По данным Lundgaard L. (СИГРЭ)
Сухая и чистая	$1{,}07\cdot10^8$	$(2{,}0\pm0{,}5)\cdot10^8$
Сухая		$(2{,}4\pm0{,}5)\cdot10^8$
Окисленное масло		$(8{,}3\pm2{,}8)\cdot10^8$
Повышенное содержание O_2	$2{,}0\cdot10^8$	$(8{,}3\pm2{,}8)\cdot10^8$
Влажность 1 %	$3{,}5\cdot10^8$	$(6{,}2\pm2{,}9)\cdot10^8$
Влажность 3–4 %	$35\cdot10^8$	$(21\pm7{,}8)\cdot10^8$

При этом в соответствии с табл. 1 (по данным Emsley A.M.) получаем следующие значения относительной скорости увеличения старения изоляции (табл. 2).

Как видно из этих данных, при повышении влажности бумаги до 1 % скорость старения возрастает в 3,27 раза, а при увеличении влажности до 3 % и более – в 32,7 раза. Очевидно, что необходим тщательный учет увлажнения твердой изоляции при оценках расхода ресурса изоляции.

Аналогичные выражения для относительного увеличения скорости старения изоляции получаем и для данных Lundgaard L. (для них C_w следует принять равной $2{,}0\cdot10^8$). Отметим, что для влажно-

Таблица 2

Относительная скорость старения изоляции для данных Emsley

Состояние изоляции	Относительная скорость старения $V_{вл.\text{-}кисл}$
Сухая и чистая	1
Повышенное содержание O_2	2/1,07 = 1,87
Влажность изоляции 1 %	3,5/1,07 = 3,27
Влажность изоляции 3 % и более	32,7

сти 1 % имеем увеличение скорости старения, равное в среднем 6,2 (почти в два раза больше, чем в табл. 2), что близко к показателю, приведенному в [1], рис. 19.12. Согласно последней строке третьего столбца табл. 1 средняя скорость старения изоляции возрастает в целом так же сильно, хотя по сравнению с предыдущим заметно меньше – примерно в 10 раз (по сравнению с 32,7).

Данные Lundgaard содержат также характеристику вариаций расхода ресурса. Разброс показателя скорости старения весьма велик: при влажности 3–4 % минимальное значение A равно $13{,}2\cdot10^8$, а максимальное – $28{,}8\cdot10^8$. Если вместо среднего значения 21 взять верхний предел значения коэффициента A, равный $28{,}8\cdot10^8$, и вместо 2 (первая строка третьего столбца) – нижний предел 1,5, то получим возрастание относительного показателя скорости в 28,8/1,5 = 19,2 раза. Если же взять нижний предел (наименьшее для 4 % влажности и наибольшее для сухой изоляции), получим сокращение в 13,2/2,5 = 5,28 раз, т.е. приведенные расчетные выражения дают разброс в оценках остающегося ресурса почти в 4 раза. Ясно, что непосредственное использование указанных формул не позволяет делать конструктивных выводов.

В [1] также дается упрощенная по сравнению с (1) формула для оценки ресурса, в которую вместо A входит коэффициент k:

$$\text{Ресурс} = (1/200 - 1/\text{СП}_0)\,/\,(8760k),$$

где k зависит от температуры, показателя скорости старения, окисления масла и содержания влаги. Но здесь разброс возрастает до 50–80 раз.

Столь сильное расхождение постоянных, входящих в расчетные выражения для оценки старения изоляции, а также сложности применения указанных формул расчета ресурса (в частности, в связи с необходимостью учета переменности нагрузки и температурных режимов охлаждения) вызвали многочисленные попытки создания методов определения ресурса на основе косвенных измерений. Отметим метод, основанный на учете роста концентрации фурановых производных, растворенных в масле, и метод оценки ресурса по концентрации CO и CO_2.

При анализе фурановых производных выделяют наиболее устойчивую из них – фурфуральдегид (2FAL) – и по его концентрации рассчитывают степень полимеризации по формуле Чендонга [3]. Однако есть обстоятельство, затрудняющее ее применение: подавляющее количество трансформаторов в РФ снабжено силикагелевыми абсорбционными или термосифонными фильтрами, которые частично поглощают фураны. Кроме того, при обработке масла в период ремонтов трансформатора концентрация фурановых соединений в масле значительно снижается (практически до нуля).

О втором подходе [1]. Руководство по эксплуатации трансформаторов энергосистем Японии рекомендует контролировать сумму оксида и диоксида углерода в качестве критерия старения изоляции, при этом выделение ($CO + CO_2$) в объеме более 0,2 мл/г рассматривается как сигнал о возможном дефектном состоянии, выделение ($CO + CO_2$) более 2 мл/г является сигналом критического состояния. Это весьма конструктивное предложение хорошо вписывается в задачу мониторинга расхода ресурса на основе анализа регистрируемого случайного процесса содержания в масле

($CO + CO_2$) и прогнозирования срока достижения этим процессом критического уровня. Целесообразность применения для контроля старения изоляции такого подхода отмечают и отечественные специалисты [4].

Вместе с тем, следует иметь в виду, что выделение и фурановых соединений, и CO, CO_2 помимо общего старения может быть вызвано локальными дефектами, связанными с перегревами как витковой изоляции, так и изоляции магнитной системы. Использование указанных выше соотношений должно быть дополнено комплексным анализом всех возможных причин повышения содержания указанных компонент в масле. Сложность такого анализа состоит в том, что информация, необходимая для принятия решения, бывает неполной и «зашумленной» многочисленными погрешностями измерений и разными эксплуатационными факторами. Поэтому, наряду с комплексностью анализа факторов, влияющих на старение изоляции, необходимы в полной мере учет случайной природы процессов старения и применение к ним методов теории случайных процессов и математической статистики. Проработки, выполненные авторами статьи в данном направлении, излагаются ниже.

Учет при оценке старения изоляции ее увлажнения и повышения кислотности масла

Основной формулой для оценки расхода ресурса трансформаторного оборудования является формула Монтзингера для относительной потери срока службы (относительный износ) [1, 5] на интервале времени (t_0, $t_0 + T$):

$$L(t_0, t_0 + T) = 1/T \int_{t_0}^{t_0+T} \exp\,[\ln 2(\theta_h - 98)/\Delta]\, \mathrm{d}t, \qquad (2)$$

где θ_h – температура наиболее нагретой точки обмотки трансформатора, а Δ принимают равной 6 °C (МЭК) или 7 °C (Россия) [1]. Эта формула может быть применена для практических расчетов, если увлажнение твердой изоляции w и кислотное число k не превосходят определенных базовых значений (например, если $w < 0{,}3$ % и $k < 0{,}1$ мг/г). Но у большинства длительно работающих трансформаторов и влажность бумаги, и кислотное число значительно больше.

Как было показано выше, увлажнение бумажной изоляции приводит к увеличению скорости теплового старения в разы и даже в десятки раз. Приведенная в [1] зависимость скорости старения от влажности на плоскости с координатами ($\ln w$, $\ln V_w$) имеет линейный вид и проходит через точки с координатами (0,3; 1) и (1; 6). Это позволяет представить искомую зависимость в виде

$$\ln V_w = 1{,}493(\ln w - \ln 0{,}3)$$

или

$$V_w = (w / 0{,}3)^{1{,}493}. \qquad (3)$$

Это выражение дает возможность учесть в (2) влияние влагосодержания бумаги. Действительно, стоящая под интегралом (2) функция имеет смысл скорости старения изоляции и соответствует базовой влажности бумаги $w_{баз}$. При влажности бумаги, отличной от нормативной, надо учесть увеличение скорости. Такой учет следует производить умножением стоящей под интегралом скорости старения на повышающий коэффициент, который равен V_w. При этом интеграл старения примет вид:

$$L(t_0, t_0 + T) = 1/T \int_{t_0}^{t_0+T} V_w \exp[\ln 2(\theta_h - 98)/\Delta]\, \mathrm{d}t =$$

$$= 1/T \int_{t_0}^{t_0+T} (w/0{,}3)^{1{,}493} \exp[\ln 2(\theta_h - 98)/\Delta]\, \mathrm{d}t.$$

В общем виде интеграл старения (относительный износ изоляции) с учетом влияния увлажнения бумажной изоляции принимает вид

$$L(t_0, t_0 + T) = 1/T \int_{t_0}^{t_0+T} (w/w_{баз})^{1,493} \exp[\ln 2(\theta_h - 98)/\Delta]\, dt. \quad (4)$$

Выше для $w_{баз}$ было принято значение 0,3 %. Но в общем случае вопрос о значении $w_{баз}$ имеет смысл оставить открытым на усмотрение каждого исследователя.

В (4) под интегралом стоят функции, зависящие от времени, они могут быть получены по результатам измерений параметров изоляции при периодических обследованиях или с помощью средств мониторинга.

Таким образом, формула (4) дает обобщение формулы Монтзингера на случаи повышенного увлажнения твердой изоляции. Причем уточнение включено в описание динамики процесса эксплуатации оборудования. Степень обоснованности формулы можно считать эквивалентной степени обоснованности данных [1] (рис. 19.12), результаты расчета по ней хорошо соответствуют данным Lundgaard, но завышены для влажностей менее 1–2 % и занижены – для влажностей 3 % и более по сравнению с данными Emsley.

Следующий вопрос, который надо решить, – учет влияния кислотности масла на скорость старения изоляции. К сожалению, в явном виде данных о влиянии этого фактора в известных нам работах нет. Как правило, данные о влиянии кислотности даются совместно с данными о влиянии увлажнения. В табл. 1 (третий столбец, четвертая строка) дается качественная оценка, которая показывает, что в окисленном масле скорость старения возрастает примерно в четыре раза: отношение показателей скорости старения равно 8,3/2,0 = 4,15 (столбец третий строки четвертая и первая). Это позволяет дать предварительную оценку учета окисления аналитически – введением под интеграл еще одного множителя, учитывающего относительное увеличение скорости старения из-за окисления масла:

$$V_{ок} = (k / k_{баз})^{\eta}. \quad (5)$$

За базовое значение $k_{баз}$ принимаем кислотность, равную 0,01 мг/г, а за пороговое значение, при котором достигается повышение показателя скорости старения до $8{\cdot}10^8$, – значение, равное 80 % предельно допустимого кислотного числа согласно [6], т.е. $k = 0{,}8{\cdot}0{,}025 = 0{,}02$ мг/г.

Получаем уравнение для определения показателя η: $4{,}15 = (0{,}02/0{,}01)^{\eta}$, из него имеем $\eta = 2{,}06$; $V_{ок} = (k / 0{,}01)^{2,06}$ и интеграл старения (формула для расчета относительного износа изоляции) с учетом влияния увлажнения бумажной изоляции и окисления масла принимает вид

$$L(t_0, t_0 + T) = 1/T \int_{t_0}^{t_0+T} (k / k_{баз})^{2,06} (w/w_{баз})^{1,493} \exp[\ln 2(\theta_h - 98)/\Delta]\, dt. \quad (6)$$

За $w_{баз}$ можно принять значение 0,3 %, за $k_{баз}$ (базовое значение кислотного числа для нового, неокисленного масла) – 0,01 мг/г в соответствии с [6].

Полученное выражение для оценки процесса старения удобно тем, что дает возможность учесть важнейшие факторы, повышающие скорость старения, в динамике процесса.

Покажем, насколько велико влияние рассматриваемых факторов на значения износа изоляции на интервале времени 1 месяц. При этом k и w (поскольку это медленно меняющиеся функции времени) можно вынести за знак интеграла и оценить

$$L(t_0, t_0 + T) \approx (k / k_{баз})^{2,06} (w/w_{баз})^{1,493}\ 1/T \int_{t_0}^{t_0+T} \exp[\ln 2(\theta_h - 98)/\Delta]\, dt.$$

Таким образом, влияние увлажнения бумаги и окисления масла количественно выражается значениями $V_{ок} = (k / k_{баз})^{2,06}$ и $V_w = (w / w_{баз})^{1,493}$.

Например, при $k = 0,18$; $w = 1,2$ получаем $V_{ок} = 3,53$ и $V_w = 7,92$; соответственно $V_{ок}\ V_w = 27,95$, т.е. одновременный учет увлажнения бумаги и окисления масла дает возрастание относительного износа изоляции примерно в 30 раз!

Работающие в настоящее время системы мониторинга мощных трансформаторов показывают, что относительное старение, посчитанное по (1), принимает значение в диапазоне 0,02–0,04. Учет k и w указанным способом даст действительное значение, близкое и даже превосходящее 1 (0,6 – 1,2), т.е. учет увлажнения и окисления может кардинально изменить оценку состояния изоляции.

Исследование процесса старения изоляции как случайного процесса аналитическими методами

Пусть имеются данные о расходе ресурса по нескольким годам работы трансформатора: L_1, L_2, …, L_n на промежутках времени $[t_0, t_0 + T_1]$; $[t_1, t_1 + T_2]$; … $[t_{n-1}, t_{n-1} + T_n]$, которые согласно (6) выражаются интегралом старения

$$L_i = 1/T_1 \int_{t_i}^{t_i + T_i} (k / k_б)^{2,06}\, (w / w_{баз})^{1,493} \exp[\ln 2(\theta_h - 98)/\Delta]\, dt, \quad i = 0, 1, \ldots, n. \qquad (7)$$

Когда все T_i одинаковы, будем обозначать их через T.

Отметим основные свойства введенных понятий. Если время измеряется в годах и $T = 1$, то относительный износ изоляции за год совпадает с абсолютным износом.

Если подынтегральная функция в (7) меньше 1, то износ изоляции за год будет меньше года, а если подынтегральная функция больше 1, то износ за год будет больше года, и это будет приводить к сокращению срока службы изоляции.

Рассмотрим относительный износ на промежутке времени, равном объединению всех частичных промежутков

$$L_{1+2+\ldots+n} = \frac{L_1T_1 + L_2T_2 + \ldots + L_nT_n}{T_1 + T_2 + \ldots + T_n}.$$

Здесь $L_1T_1 + L_2T_2 + \ldots + L_nT_n$ – износ изоляции за время от t_0 до $t_0 + T_1 + T_2 + \ldots + T_n$. Если $T_1 = T_2 = \ldots = T_n = 1$, то $L_{1+2+\ldots+n} = (L_1 + L_2 + \ldots + L_n)/N$.

Итак, ***относительный расход ресурса за N лет равен среднему значению расхода ресурса за рассматриваемые годы***.

Это дает основание считать правдоподобным, что распределение вероятностей для относительного расхода ресурса при достаточно большом n будет близким к нормальному закону распределения вероятностей. Основание для такой уверенности дает нам центральная предельная теорема теории вероятностей (см., например, [8]). При этом оценки среднего значения расхода ресурса и его дисперсии D_L определяются стандартными формулами из математической статистики:

$$L_{ср} = (1/n)\sum_{i=1}^{n} L_i; \quad D_L = \Sigma(L_i - L_{ср})^2 / (n-1); \quad \sigma_L = (D_L)^{1/2},$$

где σ_L есть среднеквадратическое отклонение (СКО) относительного износа изоляции за год.

В общем случае можно построить математическую модель износа изоляции и без перехода к нормальному закону распределения, что показано ниже. Но для изучения процессов расходования ресурса бумажной изоляции необходимо детальное изучение износа изоляции в течение года, выявление закономерностей изменения износа от года к году и разработка методов прогнозирования изменений (или сохранения) износа в последующие годы. Это вполне реально при существующем уровне техники.

Обозначим через И(a,b) износ изоляции за промежуток времени (a,b). Соответственно, через $И_{набл}$ обозначим $И(t_0, t_0 + T_1 + T_2 + \ldots + T_n)$ – износ изоляции за тот же период наблюдения. Износ измеряется в годах. Через $И_0$ обозначим износ изоляции к моменту начала наблюдения t_0 (эту величину в общем случае также следует считать случайной).

Тогда ожидаемая продолжительность работы изоляции до полного износа τ будет определяться уравнением $И_0 + И_{набл} + \tau L_{ср} = И_{полн}$.

Полный износ обычно измеряется годами; в частности, ранее было принято считать, что значение полного износа равно 25 годам. ***Ожидаемое значение ресурса целлюлозной изоляции*** будет равно

$$\tau = [И_{полн} – (И_0 + И_{набл})] / L_{ср}.$$

Все величины, рассматриваемые нами, являются случайными, и приведенное выражение лишь частично дает ответ на вопрос об оставшемся ресурсе. В действительности надо определить, с какой вероятностью можно гарантировать работу изоляции в течение намеченного срока эксплуатации. Это означает, что нужен способ оценки вероятности работы без полного износа для *любого* наперед заданного срока [7, 8].

В задачах надежности и живучести вводят понятие γ-процентной гарантии безопасности: говорят, что для рассматриваемого объекта выполняется γ-процентная гарантия безопасности, если с вероятностью γ износ объекта меньше 1 (при этом значение γ принимают близким к 1).

Необходимой предпосылкой решения такой задачи является обоснованная статистическая модель расхода ресурса за один год, т.е. закон распределения вероятностей для расхода ресурса в течение одного календарного года, или функция распределения вероятностей (ФРВ) расхода ресурса, в нашем случае – ФРВ износа изоляции. Далее мы рассматриваем ФРВ относительного износа изоляции за один год и обозначаем ее как $F_{L1}(x)$.

Ниже предполагается, что износы в различные годы являются независимыми случайными величинами. Суммы износов за произвольное число лет (n) будет тогда иметь функцию распределения вероятностей, равную свертке

$$F_{L1+2+\ldots+n}(x) = \underbrace{F_{L1}(x) * F_{L2}(x) * \ldots * F_{Ln}(x)}_{(n \text{ раз})}.$$

Здесь знак * означает свертку функций распределения. Свертка двух функций распределения, как известно, определяется следующей формулой:

$$F_1(x) * F_2(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} F_1(x-y)\, \mathrm{d}F_2(y)\,.$$

Расчет свертки – громоздкая процедура, но существует класс функций, для которых эта процедура может быть существенно упрощена и интегрирование обойдено [9]. И второе замечание: свертка функций распределения эквивалентна умножению их преобразований Фурье. Это обстоятельство в любых случаях позволяет заменить свертки произведением характеристических функций.

Возвратимся к расчету γ-процентного ресурса.

<u>Задача 1.</u> Зададимся значением гарантии безопасности работы изоляции γ и найдем оставшийся ресурс, который будет обеспечен с вероятностью не меньше, чем γ. Иначе говоря, определим, сколько лет может работать изоляция, чтобы с вероятностью, большей или равной γ, можно было быть уверенным, что за это число лет n износ не достигнет полного значения ($И_{полн}$), т.е.

$$\text{Вероятность } \{И(t_0, t_0 + T_1 + T_2 + \ldots + T_n) + И_0 < И_{полн}\} \geq \gamma. \tag{8}$$

В разных задачах исследования надежности и расходования ресурсов значение γ принимают равным 0,9; 0,95 и даже 0,995.

Удобно (8) переписать в виде:

$$\text{Вероятность } \{И(t_0, t_0 + T_1 + T_2 + \ldots + T_n) < И_{полн} - И_0\} \geq \gamma. \tag{9}$$

Если все T_i одинаковы и равны 1 год, из (9) получаем:

$$\text{Вероятность } \{И_1 + И_2 + \ldots + И_n < И_{полн} - И_0\} \geq \gamma. \tag{10}$$

Здесь левая часть есть значение ФРВ $F_{Ln}(x)$ при $x = И_{полн} - И_0$.

Итак, задача состоит в том, чтобы найти наибольшее n, при котором выполняется неравенство

$$F_{L1+2+\ldots+n}(И_{полн} - И_0) \geq \gamma. \tag{11}$$

Чтобы найти это число лет, надо решить систему двух неравенств относительно переменой n:

$$F_{L1+2+\ldots+n}(И_{полн} - И_0) \geq \gamma; \quad F_{L1+2+\ldots+n+1}(И_{полн} - И_0) < \gamma. \tag{12}$$

Первое неравенство есть требование, чтобы за n лет вероятность полного износа изоляции была не меньше гарантии безопасности γ. Второе неравенство требует, чтобы за $n + 1$ год вероятность полного износа изоляции была меньше γ. Решается эта задача методом перебора n, начиная с 1, пока не будут выполняться оба неравенства.

<u>Задача 2.</u> Учтем, что начальный износ изоляции является в свою очередь случайной величиной (СВ). Обозначим через $F_{L0}(x)$ ее ФРВ. Теперь уже ФРВ износа изоляции к окончанию срока наблюдения в n лет будет определяться сверткой

$$F_{L0n}(x) = F_{L0}(x) * F_{L1}(x) * F_{L2}(x) * \ldots * F_{Ln}(x).$$

Опять задача состоит в том, чтобы найти наибольшее n, при котором выполняется неравенство:

$$F_{L0n}(И_{полн}) \geq \gamma.$$

Для нахождения максимального n надо решить систему неравенств

$$F_{L0n}(И_{полн}) \geq \gamma; \quad F_{L0n+1}(И_{полн}) < \gamma.$$

Задача 2 допускает развитие и в отношении учета вероятностной природы нормативного значения ресурса изоляции $И_{полн}$.

Задача 3. Пусть нормативный срок жизни $T_{\text{норм}}$ тоже является случайной величиной с ФРВ $F_{\text{н}}(x)$. Нас интересует случайная величина, равная оставшемуся ресурсу по истечении n лет с начала наблюдения:

$$R_n = T_{\text{норм}} - (И_0 + И_1 + И_2 + \ldots + И_n).$$

Для получения ее ФРВ рассмотрим плоскость переменных y и z. По оси y будем откладывать значения величины $T_{\text{норм}}$, а по оси z – значения величины $И_0 + И_1 + И_2 + \ldots + И_n$. R_n будет положительна, если на этой плоскости точка с координатами (y, z) находится под биссектрисой первого квадрата (см. рисунок). Поэтому вероятность того, что ресурс после начального износа и износа в течение последующих лет будет положителен, равна

$$\text{Вероятность } \{R_n \geq 0\} = \iint\limits_G p_1(y)\, p_2(z)\, \mathrm{d}y\, \mathrm{d}z,$$

где $p_1(y)$ – плотность распределения вероятностей для $T_{\text{норм}}$, а $p_2(z)$ – плотность распределения вероятностей для $И_0 + И_1 + И_2 + \ldots + И_n$; G − область плоскости (y, z), в точках которой $y > z$.

Кратный интеграл выражается через повторный:

$$\text{Вероятность}\{R_n \geq 0\} = \int_{-\infty}^{+\infty} p_1(y) \int_{-\infty}^{y} p_2(z)\, \mathrm{d}y\, \mathrm{d}z = \int_{-\infty}^{+\infty} p_1(y)\, F_{0-n}(y)\, \mathrm{d}y = \int_{0}^{+\infty} F_{0-n}(y)\, \mathrm{d}F_{\text{н}}(y).$$

Обозначим эту вероятность через $P(R_n > 0)$.

Теперь можно записать критериальное неравенство для определения максимального числа лет, в течение которых с вероятностью не менее γ износ изоляции не превзойдет ее ресурс. Для этого должны выполняться два неравенства

$$P(R_n > 0) \geq \gamma, \quad P(R_{n+1} > 0) < \gamma, \tag{13}$$

решение которых осуществляется простым последовательным перебором целых значений n.

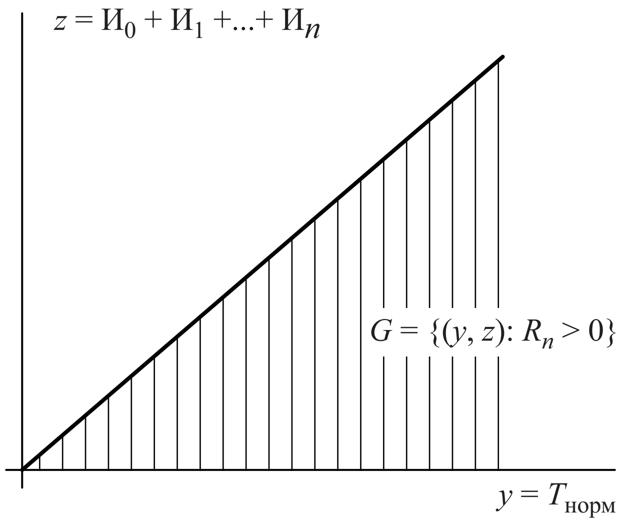

Рис. Область на плоскости (y, z), в которой оставшийся ресурс изоляции положителен

Для нормальных распределений вероятностей приведенные выражения существенно упрощаются, поскольку непосредственно по исходным данным определяются математическое ожидание m_{Rn} и среднеквадратическое отклонение σ_{Rn} для остаточного ресурса (случайной величины):

$$m_{Rn} = m_{н} - m_0 - nm_1, \quad \sigma_{Rn} = \sqrt{(\sigma_{н})^2 + (\sigma_0)^2 + n(\sigma_1)^2},$$

где $m_{н}$, m_0, m_1 – математические ожидания $T_{норм}$, $И_0$ и $И_1$, а $\sigma_{н}$, σ_0, σ_1 – их среднеквадратические отклонения. При этом $P(R_n > 0) = 1 - P(R_n < 0) = 1 - \Phi[(m_0 + nm_1 - m_{н})/\sigma_{Rn}]$, где Φ – интеграл вероятностей.

Система неравенств для определения допустимой длительности эксплуатации (числа лет n) принимает вид

$$1 - \Phi[(m_0 + nm_1 - m_{н})/\sigma_{Rn}] \geq \gamma, \quad 1 - \Phi[(m_0 + (n+1)m_1 - m_{н})/\sigma_{R(n+1)}] < \gamma. \tag{14}$$

Решение ресурсных неравенств, когда входящие в них СВ есть нормальные случайные величины

Рассмотрим случай, когда $F_1(x)$ есть нормальное распределение вероятностей с математическим ожиданием m_1 и дисперсией D_1 (среднеквадратическим отклонением σ_1). Тогда n-кратная свертка этого распределения – тоже нормальное распределение вероятностей с математическим ожиданием nm_1 и дисперсией nD_1, т.е. со СКО, равным $\sigma_1 n^{0,5}$, или

$$F_n(x) = \Phi[(x - nm_1)/\sigma_1 n^{0,5}], \tag{15}$$

где Φ есть стандартный интеграл вероятностей:

$$\Phi(x) = (1/2\pi) \int_{-\infty}^{x} \exp(-t^2/2)\,dt.$$

Поэтому вероятность того, что износ изоляции за n лет будет меньше $T_{норм} - И_0$, равна

$$F_n(T_{норм} - И_0) = \Phi[(T_{норм} - И_0 - nm_1)/\sigma_1 n^{0,5}].$$

Соответственно, определяющие гарантированный срок службы изоляции неравенства принимают вид:

$$\Phi[(T_{норм} - И_0 - nm_1)/(\sigma_1 n^{0,5})] \geq \gamma; \quad \Phi[(T_{норм} - И_0 - (n+1)m_1)/\sigma_1(n+1)^{0,5}] < \gamma. \tag{16}$$

Эти неравенства преобразуются к виду

$$(T_{норм} - И_0 - nm_1)/\sigma_1 n^{0,5} \geq \Phi^{-1}(\gamma), \quad (T_{норм} - И_0 - (n+1)m_1)/\sigma_1(n+1)^{0,5} < \Phi^{-1}(\gamma).$$

Здесь $\Phi^{-1}(\gamma)$ есть значение функции, обратной к функции $\Phi(x)$, в точке γ, т.е. квантиль стандартного нормального распределения, соответствующий уровню γ. Обозначим его X_γ.

При решении полученных неравенств можно второе неравенство опустить, первое неравенство преобразовать к виду

$$n + vX_\gamma n^{0,5} - (T_{норм} - И_0)/m_1 \leq 0,$$

где $v = \sigma_1/m_1$ – коэффициент вариации годового износа.

Максимальный корень уравнения $n + v\Phi^{-1}(\gamma)n^{0,5} - (T_{\text{норм}} - И_0)/m_1 = 0$, равный

$$n_{\text{макс}} = [-0{,}5vX_\gamma + \sqrt{0{,}25(vX_\gamma)^2 + (T_{\text{норм}} - И_0)/m_1}\,]^2,$$

в общем случае – нецелое число. Решение системы неравенств дает наименьшее целое, не превосходящее $n_{\text{макс}}$, т.е. от $n_{\text{макс}}$ надо взять функцию «антье». В этом случае получаем решение системы неравенств в общем виде:

$$\tau_р(\gamma) = [n_{\text{макс}}], \text{ или}$$

$$\tau_р(\gamma) = [\{-0{,}5vX_\gamma + \sqrt{0{,}25(vX_\gamma)^2 + (T_{\text{норм}} - И_0)/m_1}\,\}^2\,].$$

Это выражение дает наибольшее число лет, в течение которых не произойдет полного износа изоляции с вероятностью γ; одновременно в течение $n + 1$ лет полный износ изоляции возможен с вероятностью более чем $1 - \gamma$.

Данное решение достаточно просто распространяется на случай, когда $И_0$ тоже является случайной величиной с нормальным распределением, с математическим ожиданием m_0 и среднеквадратическим отклонением σ_0.

Система неравенств для определения максимальной продолжительности эксплуатации, в течение которой износ с вероятностью γ не достигнет полного значения, принимает вид:

$$\Phi[(T_{\text{норм}} - m_0 - nm_1)/\sigma_{\text{нач}+n}] \ge \gamma, \quad \Phi[(T_{\text{норм}} - m_0 - (n+1)m_1)/\sigma_{\text{нач}+n}] < \gamma. \tag{17}$$

Взяв обратную функцию от левой и правой части и произведя элементарные преобразования, получим (для первого неравенства):

$$T_{\text{норм}} - m_0 - nm_1 \ge \Phi^{-1}(\gamma)\sqrt{n(\sigma_1)^2 + (\sigma_0)^2}, \text{ или}$$

$$(T_{\text{норм}} - m_0)/m_1 \ge n + X_\gamma v\sqrt{n + (\sigma_0/\sigma_1)^2}. \tag{18}$$

Введем новую переменную $z = [n + (\sigma_0/\sigma_1)^2]^{0,5}$. Соответственно $n = z^2 - (\sigma_0/\sigma_1)^2$. Тогда рассматриваемое неравенство примет вид

$$z^2 + X_\gamma vz - (\sigma_0/\sigma_1)^2 - (T_{\text{норм}} - m_0)/m_1 \le 0.$$

Наибольшее значение z, удовлетворяющее этому неравенству, равно

$$z_{\text{макс}} = -0{,}5X_\gamma v + \sqrt{0{,}25(X_\gamma v)^2 + (\sigma_0/\sigma_1)^2 + (T_{\text{норм}} - m_0)/m_1}\,.$$

Соответственно, наибольшее целое n, удовлетворяющее неравенству (11), будет равно

$$n_{\text{макс}}(\gamma) = [(z_{\text{макс}})^2 - (\sigma_0/\sigma_1)^2]. \quad (19)$$

Заметим, что $n_{\text{макс}}(\gamma)$ существенно отличается от ожидаемого числа лет, которое в рассматриваемом случае равно частному от деления полного износа за вычетом начального значения на математическое ожидание износа за один год $(T_{\text{норм}} - m_0)/m_1$. Различие тем больше, чем больше коэффициент вариации годового износа, σ_0/σ_1 и гарантия безопасности γ.

Для расчетных примеров ниже принимаются следующие условия: $\gamma = 0{,}95$; $X_\gamma = 1{,}645$; $T_{\text{норм}} = 25$ лет; $\sigma_{\text{н}} = 2{,}5$ года; m_0 – варьируется, σ_0 – варьируется пропорционально m_0, а именно: $\sigma_0 = 0{,}2m_0$, т.е. коэффициент вариации $И_0$ принимается равным 0,1. Ниже дана выборка из проведенных расчетов, сгруппированная по изменению начального износа изоляции $И_0$. Она показывает степень влияния различных факторов на ресурс изоляции.

Таблица 3

Оставшийся ресурс R, лет, при $\gamma = 0{,}95$ как функция $И_0$ и v при $m_1 = 0{,}6$

Вариации годового износа v	Начальный износ изоляции $И_0$, лет				
	22	21	18	15	12
0,2	4,7	5,9	10,6	15,4	20,2
0,4	3,7	5,2	9,6	14,2	18,8
0,6	3,2	4,6	8,7	13,1	17,5
0,8	2,8	4,0	8,0	12,1	16,3
1,0	2,4	3,6	7,2	11,2	15,2

Из приведенной таблицы видно, что оставшийся ресурс изоляции существенно зависит от начального износа (что очевидно) и коэффициента вариации годового износа изоляции. Так, для случая $И_0 = 12$ лет снижение ресурса при увеличении коэффициента вариации годового износа составляет $20{,}2 - 15{,}2 = 5$лет. Дисперсия износа дает заметное снижение гамма-процентного ресурса изоляции.

Результаты расчетов показывают также, что при глубоких износах изоляции (равных 21–22 года) оставшийся ресурс оказывается небольшим (2–3 года), тогда как при умеренных значениях износа (15–12 лет) оставшийся ресурс достигает значений более 15 лет. Отсюда видны возможности существенного продления срока эксплуатации, если за прошедший период работы она находилась в благоприятных условиях (напомним, что $И_0$, как правило, значительно меньше физического срока эксплуатации). Это положение известно из опыта эксплуатации, и разработанный математический аппарат отражает эти свойства трансформаторной изоляции.

В табл. 4 приведена сводка расчетов ресурса изоляции, выполненных с учетом того, что начальный износ есть случайная величина с математическим ожиданием m_0 и СКО σ_0, при $m_1 = 0{,}6$ лет, $\sigma_0 / \sigma_1 = 4$; $T_{\text{норм}} = 25$ лет.

Таблица 4

Оставшийся ресурс R, лет, как функция m_0 и v

Вариации годового износа v	Математическое ожидание начального износа изоляции m_0, лет				
	22	21	18	15	12
0,2	3,5	5,2	10	14,8	19,7
0,4	2,2	3,7	8,4	13,1	17,8
0,6	0,9	2,4	6,9	11,5	16,1
0,8	–	1,2	5,6	10	14,4
1,0	–	0,1	4,3	8,5	12,8

Закономерности, полученные в первом варианте, сохраняются и во втором варианте, однако появились и дополнительные обстоятельства: оставшиеся ресурсы уменьшились в силу появления нового отрицательного фактора – случайности значения начального износа; эффект отрицательного влияния дисперсии повысился.

Учет нестационарности расхода ресурсов во времени

Ниже предполагается, что нестационарность расходов ресурса задана, т.е. заданы последовательности математических ожиданий и среднеквадратических отклонений расхода ресурса за рассматриваемые годы эксплуатации $\{M_i\}$ и $\{\sigma_i\}$ (конечно, это всегда составляет проблему, но она выходит за рамки данной работы). Тогда ФРВ износа за n лет имеет вид:

$$F_n(x) = \Phi[(x - \Sigma M_i) / \sqrt{\Sigma(\sigma_i)^2}],$$

где суммирование производится по i от 1 до n.

Нас интересует СВ, равная ресурсу $R_n = T_{\text{норм}} - И_0 - И_1 - И_2 - \ldots - И_n$. Ее математическое ожидание равно $m_{Rn} = m_{\text{н}} - m_0 - M_{\Sigma n}$, а СКО

$$\sigma_{Rn} = \sqrt{(\sigma_{\text{н}})^2 + (\sigma_0)^2 + (\sigma_{\Sigma n})^2}.$$

Если $T_{\text{норм}}$ и $И_0$ есть независимые нормальные СВ, то и R_n – тоже нормальная СВ и имеет ФРВ, равную $\Phi[(x - m_{Rn})/\sigma_{Rn}]$.

В этом случае способ решения должен быть иной.

Функция $1 - \Phi[(x - m_{Rn})/\sigma_{Rn}]$ дает нам вероятность того, что ресурс больше x. Положим здесь $x = 0$ и потребуем, чтобы эта вероятность была больше или равна γ:

$$1 - \Phi[-m_{Rn} / \sigma_{Rn}] \geq \gamma.$$

Данное неравенство преобразуется к виду

$$m_{\text{н}} - m_0 - M_1 - M_2 - \ldots - M_n \geq \sqrt{(\sigma_{\text{н}})^2 + (\sigma_0)^2 + (\sigma_1)^2 + (\sigma_2)^2 + \ldots + (\sigma_n)^2 \Phi^{-1}(\gamma)}.$$

Это и есть критериальное неравенство для определения числа лет n, по истечении которых ресурс изоляции не будет полностью израсходован с вероятностью γ.

Проверка его проста, надо наращивать суммы математических ожиданий и среднеквадратических отклонений до тех пор, пока неравенство выполняется. Максимальное число слагаемых, при которых это неравенство выполняется, дает ресурс с гарантией безопасности γ.

Естественно возникает вопрос, а что делать, если рассматриваемые СВ не являются нормальными? В этом случае следует работать со свертками ФРВ – это уже будет другая математическая процедура. В стандартных пакетах программного обеспечения ЭВМ имеются необходимые средства для решения соответствующих неравенств.

Выводы

1. Оценки ресурса трансформаторного оборудования, столь актуальные для современной электроэнергетики, необходимо рассматривать как многофакторную задачу с декомпозицией по узлам оборудования: изоляция, обмотки, вводы, устройства РПН и т.д. Основой в этой совокупности является оценка ресурса бумажной изоляции, для которой существенное значение, кроме температурного состояния, имеет учет ее увлажнения совместно с окислением масла. В силу сильного влияния этих факторов их учет должен быть развернут в динамике эксплуатации.
2. Предложенное в статье обобщение формулы Монтзингера для учета увлажнения бумаги и окисления масла при тепловом старении дает возможность в процессе эксплуатации (при мониторинге) оценивать влияние этих факторов на старение изоляции.
3. Развертывание во времени процесса старения непосредственно связано с необходимостью применения методов анализа случайного процесса. Введение дискретного времени (с шагом 1 год) сводит задачу к анализу случайной последовательности. Элементами такой последовательности являются относительные износы изоляции за год. Этот прием оказался достаточно плодотворным: дана не только общая процедура определения гамма-процентного ресурса, но и получены расчетные формулы для его вычисления при нормальном распределении вероятностей.
4. Для информационного обеспечения такой методики необходимо создание статистической базы данных о расходе ресурса за один год: при минимальных запросах – о его математическом ожидании и СКО, при максимальных требованиях – о распределении вероятностей расхода ресурса за год. При современном уровне развития информационных технологий такая задача вполне разрешима.
5. В общем случае расход ресурса за год – величина нестационарная. Прогноз развития нестационарности выходит за рамки данной статьи, однако в ней показано, что при наличии данных о нестационарности задача ее учета в рамках разработанного подхода решается достаточно просто.

Литература

1.**Силовые трансформаторы.** Справочная книга. М.: Энергоатомиздат, 2004.

2. **Sokolov V.** How to extend the life of power transformer // Proccedings of the TechCon NA. San Antonio, USA, 2004.

3. **Chendong I.** Monitoring Paper Insulation Ageing by Measuring Furfural Contents of Oil // Seventh International Symposium on High Voltage Engineering. Dresden, 1991.

4. **Комаров В.Б., Львов М.Ю.** Деградация изоляции обмоток силовых трансформаторов при длительной эксплуатации // Новое в российской электроэнергетике. 2002. № 3.

5. **Электрическая** часть станций и подстанций / Под ред. А.А.Васильева. М.: Энергоатомиздат, 1990.

6. **РД 34.45-51.300-97.** Объем и нормы испытаний электрооборудования. М.: НЦ ЭНАС, 2001.

7. **Боровков А.А.** Курс теории вероятностей. М.: Наука, 1972.

8. **Васин В.П.** Актуальные проблемы эксплуатации электрических станций. М.: Изд. МЭИ, 2003.

9. **Васин В.П., Верещагин Д.В.** Проблема прогнозирования расхода ресурса электротехнического оборудования и возможности применения временных рядов // Методические вопросы исследования надежности больших систем энергетики. Вып. 56. Задачи надежности реформируемых систем энергетики и методы их решения. Иркутск: ИСЭМ СО РАН, 2006.