

Информационное агентство



8'2010

Новое в российской электроэнергетике



НОВОЕ В РОССИЙСКОЙ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКЕ

Ежемесячный электронный журнал

№ 8 август 2010 г.

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

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

Заместитель председателя – Михайлов Сергей Алексеевич, директор Департамента государственной энергетической политики и энергоэффективности Министерства энергетики Российской Федерации, главный редактор газеты «Энерго-пресс»

Заместитель председателя – Паули Виктор Карлович, председатель Совета директоров ЗАО «Наставник-ТехЭнерго», председатель Правления НП «Союз инженеров-электриков», заведующий кафедрой инженерного менеджмента МЭИ (ТУ), главный редактор журнала «Охрана труда за рубежом»

Члены Совета

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

Зубакин Василий Александрович, заместитель председателя Правления ОАО «РусГидро»

Загретдинов Ильяс Шамилович, заместитель генерального директора – технический директор ОАО «Группа Е-4»

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

Воронов Виктор Николаевич, заведующий кафедрой Московского энергетического института (Техни-

ческого университета), главный редактор журнала «Новое в российской электроэнергетике»

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

Пильщиков Аркадий Павлович, доцент Московского энергетического института (Технического университета)

Громогласов Сергей Александрович, заместитель директора агентства «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.
Богущ Б.Б.
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.
Мелихов О.И., д.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.

Содержание

Стр.

О подписке на электронные журналы «НОВОЕ В РОССИЙСКОЙ ЭЛЕКТРОЭНЕРГЕТИКЕ» и «ОХРАНА ТРУДА ЗА РУБЕЖОМ»

3

Общие вопросы электроэнергетики

Новые технологии повышения пропускной способности ЛЭП. Д.т.н. В.И. Кочкин (ОАО «НТЦ электроэнергетики»)

5

Определение ЭДС, наведенных в сходящихся воздушных линиях электропередачи, с учетом проводимости земли. Д.т.н. М.Ш. Мисриханов, к.т.н. А.Ю. Токарский (Филиал «ФСК ЕЭС» – МЭС Центра)

17

Финальные аварии силовых трансформаторов и анализ эксплуатационной надежности трансформаторного парка. Д.т.н. В.П. Васин, к.т.н. А.П. Долин (ООО «НТЦ Электроинжиниринг, диагностика и сервис»)

26

В помощь производству

Альтернативные схемы замены барабанов котлов с использованием центробежных циклонов. Д.т.н. В.И. Горбуров, д.т.н. В.М. Зорин, д.т.н. Н.А. Зройчиков, инж. Д.В. Горбуров (МЭИ-ТУ)

42

Оптимизация водно-химических режимов оборотных систем охлаждения конденсаторов турбин. Д.т.н. Петрова Т.И., к.т.н. Репин Д.А. (МЭИ-ТУ)

51

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

Согласно постановлению Правительства РФ от 20 апреля 2006 г. № 227 «К опубликованным работам, отражающим основные научные результаты диссертации, приравниваются публикации в электронных научных изданиях, зарегистрированных в Федеральном государственном унитарном предприятии «Научно-технический центр «Информрегистр». Журнал зарегистрирован в НТЦ «Информрегистр» на 2010 год под № 55.

Общие вопросы электроэнергетики

ФИНАЛЬНЫЕ АВАРИИ СИЛОВЫХ ТРАНСФОРМАТОРОВ И АНАЛИЗ ЭКСПЛУАТАЦИОННОЙ НАДЕЖНОСТИ ТРАНСФОРМАТОРНОГО ПАРКА

Д.т.н. В.П. Васин, к.т.н. А.П. Долин
(ООО «НТЦ Электроинжиниринг, диагностика и сервис»)

Введение, постановка задачи

В процессе эксплуатации полностью заменить по частям трансформатор, автотрансформатор или шунтирующий реактор (далее трансформатор) невозможно: несмотря на замену отдельных узлов, идет процесс возрастания частоты отказов, пока не возникает нарушение, в результате которого трансформатор становится неремонтопригодным. Это объективно означает, что срок службы данного трансформатора закончился. Поэтому срок окончания службы можно соотносить с моментом наступления технологического нарушения, при котором трансформатор становится непригодным для ремонта. Технологическое нарушение, в результате которого трансформаторное оборудование становится неремонтопригодным, можно назвать (в соответствии с теорией цепей Маркова) финальной аварией [1]. Катастрофические аварии, очевидно, составляют подмножество совокупности финальных аварий. Применяется еще термин «тяжелые аварии». Множество их шире, они в этой работе не рассматриваются. Конечно, трансформаторы выводятся из эксплуатации не только вследствие финального отказа, но и по диагностическим причинам.

Длительность работы трансформатора до наступления финальной аварии – случайная величина, будем обозначать ее L . Ее функция распределения вероятностей $F_L(x)$, а также числовые характеристики этого распределения – ожидаемое значение (M_L), дисперсия (D_L), среднеквадратическое отклонение (σ_L) и др. – представляют очевидный практический интерес, прежде всего, для планирования обновления трансформаторного парка, а также для задач, связанных с управлением его техническим состоянием.

Следует иметь в виду, что часть трансформаторов выводится из эксплуатации до финальной аварии. Это затруднение возникает во всех задачах, связанных с определением продолжительности «жизни». Ниже этот момент учитывается.

Поскольку L – случайная величина, возникает задача определения ее предельно допустимого значения. В теории надежности для этого вводится понятие «гамма-процентный ресурс». Соответственно, время эксплуатации, в течение которого с вероятностью γ не произойдет

финальная авария, называется гамма-процентной продолжительностью службы и обозначается как L_γ . При этом L_γ есть корень уравнения

$$1 - F_L(x) = \gamma.$$

В принципе, сделав предположение о $F_L(x)$ и найдя ее параметры, как показано в [1], можно задачу свести к решению этого уравнения для определения такого момента времени, при котором вероятность появления финальной аварии становится неприемлемой. Но малый объем данных о финальных авариях не дает возможности применить какой-либо критерий согласия для обоснования принятой гипотезы. Вместе с тем, анализ публикаций по аварийности силовых трансформаторов показал, что данные по эксплуатации трансформаторов позволяют пойти другим путем: ряд авторов [1–4] указывает на устойчивое распределение доли «тяжелых аварий» и аварий со взрывами и пожарами в числе общих технологических нарушений. Приводятся значения от 35–40 % для «тяжелых аварий» до 10–15 % аварий со взрывами и пожарами. По-видимому, для финальных аварий наиболее адекватны меньшие значения и зависят они от номинального напряжения трансформаторов и условий эксплуатации.

Надо отметить, что указанное соотношение можно понимать двояко: и как отношение вероятностей тяжелой аварии (в течение года) к вероятности технологического отказа, т.е. как условную вероятность тяжелой аварии при условии, что отказ имел место, и как отношение интенсивности тяжелых аварий к интенсивности всех технологических отказов. Поскольку и вероятности отказов и вероятности тяжелых аварий (в течение 1 года) малы, здесь не возникает существенных различий. Но если рассматривать длительные интервалы времени (десятки лет), необходимо четкое разграничение подходов. В рамках данной работы принимается следующая интерпретация приведенных опытных данных: имеет место устойчивое отношение параметра потоков финальных аварий (ФА) $\lambda_{\text{ФА}}$ к параметру потоков технологических отказов $\lambda_{\text{техн.отк}}$, т.е.

$$\lambda_{\text{ФА}} = k \lambda_{\text{техн.отк}}, \quad (1)$$

где k – коэффициент пропорциональности. При этом появляется возможность оценивать вероятности финальных аварий на разных отрезках времени по интенсивности технологических отказов.

Например, рассмотрим типичные значения $\lambda_{\text{техн.отк}}$. Анализ повреждаемости силовых трансформаторов напряжением 110 кВ и выше мощностью 63 МВ·А сетей России показывает, что удельное количество технологических нарушений в работе указанного парка оборудования составляет примерно 2 % в год [4]: $\lambda_{\text{техн.отк}} = 0,020$; $k = 0,10$. Тогда $\lambda_{\text{ФА}} = 0,002$ и вероятность того, что за год произойдет одна финальная авария, составляет $0,002 \cdot \exp(-0,002) \sim \sim 0,002$.

При числе трансформаторов $N = 500$ (для 500 кВ) это дает одну финальную аварию в год – значение, близкое к реальным данным. Если же принять $k = 0,35$, получим 4 финальных ава-

рии в год для трансформаторного оборудования на 500 кВ, что заметно превышает существующие данные о катастрофических отказах в сетях РФ.

Такие оценки имеют определенный интерес и могут быть использованы при анализе эксплуатации трансформаторного оборудования и оценке его состояния в целом. Но главная цель работы состоит в том, чтобы создать методику расчета γ -процентной продолжительности службы трансформаторного оборудования разного класса напряжений и разной длительности предыдущей эксплуатации.

Основная задача данной работы: *определить продолжительность эксплуатации трансформатора из условия, что с вероятностью γ , близкой к единице, за это время эксплуатации не произойдет финальная авария (катастрофический отказ), и на ее основе разработать методы анализа эксплуатационной надежности трансформаторного оборудования энергетических предприятий.*

Вероятность γ здесь определяет гарантию безопасности, а вероятность дополнительного события $1 - \gamma = r$ – риск финальной аварии.

Динамика интенсивности потока финальных аварий трансформаторного оборудования и вероятности финальной аварии в процессе эксплуатации

Ниже рассматривается эксплуатация трансформаторного оборудования, начиная с момента времени T_0 , принимая его за момент времени по истечении периода приработки, на котором вероятность технологических отказов имеет повышенные значения. Период приработки в рамках данной работы не рассматривается, он требует специфического подхода в связи с гарантийными обязательствами завода-изготовителя. Поэтому вероятность того, что финальная авария произойдет на промежутке времени $(0, T_0)$ можно считать близкой к нулю и при этом получаемые оценки следует понимать как условные вероятности, условные математические ожидания при успешности периода приработки.

Вероятность того, что на интервале времени $(T_0, T_0 + \Delta t)$ не произойдет финальная авария, может быть посчитана с учетом (1) по формуле

$$P(\neg \text{ФА}) = \exp \left[- \int_{T_0}^{T_0 + \Delta t} k \lambda_{\text{техн.отк}}(t) dt \right]. \quad (2)$$

Здесь ФА – обозначение для финальной аварии, а логический знак \neg означает событие, дополнительное к ФА. Принимается, что поток технологических отказов есть нестационарный пуассоновский поток.

На рис. 1 показана зависимость интенсивности отказов от продолжительности эксплуатации, которая на интервале (5; 32) может быть принята постоянной. Для $T < 5$ имеет место приработка, а для $T > 35$ – рост из-за выработки технического ресурса.

Пусть T_0 – момент окончания приработки, а Δt – составляет не больше 35 лет, так что интенсивность отказов на рассматриваемом интервале времени (рис. 1) можно принять пос-

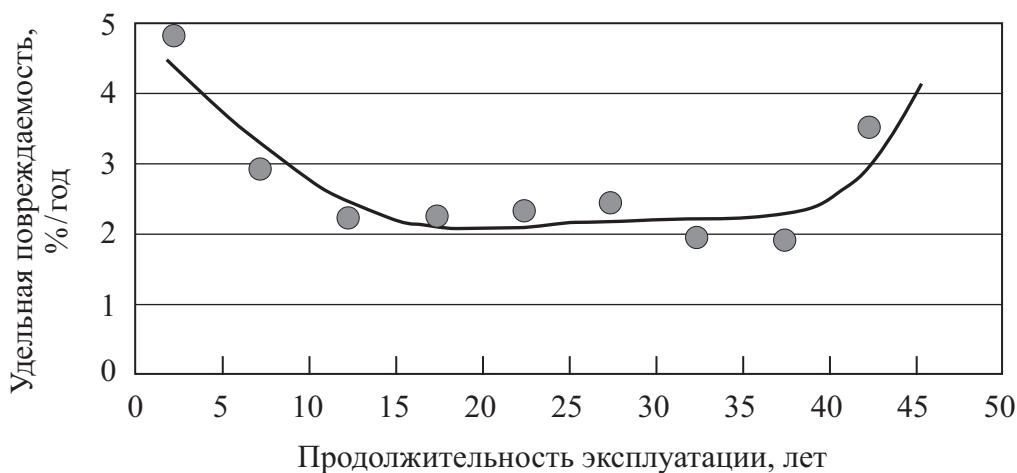


Рис. 1. Зависимость удельной повреждаемости трансформаторов от продолжительности эксплуатации [4]

тоянной. Пока в формуле (3) Δt будем рассматривать (в соответствии с рис. 1) равной не более 35 лет. При этом $\lambda_{\text{техн.отк}} \approx 0,02$ постоянна и при $k = 0,10$ получаем

$$P(-\text{ФА}) = \exp \left[- \int_{T_0}^{T_0 + \Delta t} 0,0002 \, dt \right] = \exp(-0,002 \Delta t).$$

Это для $\Delta t = 25$ лет дает $P(-\text{ФА}) = 0,951$ – приемлемый уровень безопасности, если отказ не связан с угрозой для жизни и здоровья человека.

Итак, в рамках рассматриваемой задачи уровни безопасности и, соответственно, уровни риска (0,049) принимают обычные значения, соответствующие инженерным условиям надежности: в пределах постоянства интенсивности технологических отказов при $k = 0,10$ получаем гарантированный ресурс работы примерно 30 лет.

Учтем нестационарность потока технологических отказов. Обозначим $L_\gamma = T_0 + \Delta t(\gamma)$ и, предполагая, что до T_0 финальная авария не произошла, получаем, что $\Delta t(\gamma)$ есть решение уравнения

$$\exp \left[- \int_{T_0}^{T_0 + \Delta t(\gamma)} k \lambda_{\text{техн.отк}}(t) \, dt \right] = \gamma, \tag{4}$$

или

$$\exp \left[- \int_{T_0}^{T_0 + \Delta t(\gamma)} k \lambda_{\text{техн.отк}}(t) \, dt \right] = \ln(1/\gamma). \tag{5}$$

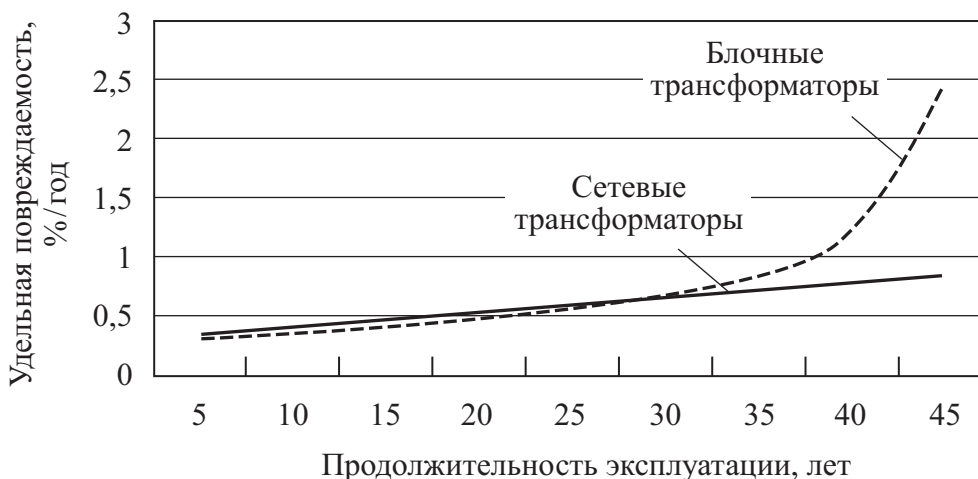


Рис. 2. Зависимости удельной повреждаемости блочных и сетевых силовых трансформаторов напряжением 110–500 кВ мощностью 63 МВ·А и более от срока эксплуатации [4] при внутренних КЗ

Рассмотрим сначала линейную модель динамики отказов

$$\lambda_{\text{техн.отк}}(t) = \lambda_0 + c_1 t, \tag{6}$$

где λ_0 – интенсивность потока технологических отказов на момент T_0 , а c_1 – коэффициент роста интенсивности технологических отказов (существующие статистические данные позволяют оценить его значение).

На рис. 2 показаны приведенные в [4] зависимость интенсивности отказов с внутренними короткими замыканиями (КЗ), имеющие явно выраженный рост, по которым можно оценить значения c_1 . Так, для сетевых трансформаторов получаем $c_1 \approx 0,02$ % в год (здесь учитываем, только действие внутренних КЗ).

Подстановка (6) в (5) дает уравнение для γ -процентного ресурса, решение которого имеет вид:

$$L_\gamma = T_0 + 2 \ln(1/\gamma) / (\lambda + \sqrt{(\lambda)^2 + 2c_1 k \ln(1/\gamma)}). \tag{7}$$

Здесь $\lambda = k(\lambda_0 + c_1 T_0)$ – интенсивность потока финальных аварий на момент времени T_0 . Надо иметь в виду, что формула (7) справедлива лишь на таком интервале времени, где допустимо линейное приближение для изменения интенсивности технологических отказов (т.е. до ~ 40 лет).

Проведем подробный анализ (7) при изменении параметров потоков отказов. Результаты расчетов приведены в табл. 1–4.

Из табл. 1 следует, что продолжительность службы трансформатора с гарантией 95 % меняется в пределах от 40 лет и меньше и заметно снижается при возрастании скорости роста удельной повреждаемости. При скорости роста 0,3 % за 10 лет гарантированная продолжительность службы снижается ниже 30 лет.

Таблица 1

**Зависимость гамма-процентной продолжительности службы трансформаторов
от скорости роста интенсивности технологических отказов c_1 и λ_0
($k = 0,1$; $T_0 = 5$ лет; $\gamma = 0,95$)**

λ_0	c_1					
	0	0,0001	0,0002	0,0003	0,0004	0,0005
0,012	–	36,8	31,1	27,4	24,8	22,7
0,014	41,6	33,5	28,9	25,8	23,5	21,7
0,016	37,1	30,8	27	24,9	22,3	20,7
0,018	33,5	28,5	25,3	23	21,3	19,5
0,020	30,6	26,6	23,9	21,8	20,3	19,1

Примечание. $c_1 = 0,0005$ соответствует возрастанию интенсивности отказов на 0,5 % за 10 лет, или на 1 % за 20 лет. Верхняя левая клетка табл. 1 не заполнена, поскольку формула дает для нее 47 лет, т.е. выходит за пределы применимости формулы.

Таблица 2

**Зависимость гамма-процентной продолжительности службы трансформаторов
от скорости роста интенсивности технологических отказов c_1 и λ_0
($k = 0,15$; $T_0 = 5$ лет; $\gamma = 0,95$)**

λ_0	c_1					
	0	0,0001	0,0002	0,0003	0,0004	0,0005
0,012	33,5	27,9	24,5	22,2	20,5	19,1
0,014	29,4	25,3	22,7	20,7	19,3	18,1
0,016	26,4	23,2	21,1	19,5	18,2	17,2
0,018	24	21,5	19,8	18,4	17,3	16,4
0,020	22,1	20,1	18,6	17,5	16,2	15,4

В табл. 2 приведены аналогичные расчеты при кратности финальных аварий $k = 0,15$. Из нее видно, что гарантированная длительность службы при учете роста интенсивности технологических отказов здесь меньше 30 лет.

В табл. 3 приведены аналогичные расчеты при кратности финальных аварий $k = 0,06$. Гарантированная длительность «жизни» значительно возрастает, особенно при малом росте интенсивности отказов (при малых значениях c_1).

Приведенные расчеты показывают:

а) При $k = 0,15$ гарантированная продолжительность эксплуатации более 30 лет маловероятна, она ограничивается катастрофическими отказами. Поэтому предположение $k \geq 0,15$ не согласуется с данными эксплуатации.

б) При $k = 0,06$ и менее продолжительность эксплуатации при малом росте интенсивности отказов может существенно превосходить 40 лет.

Таблица 3

Зависимость гамма-процентной продолжительности службы трансформаторов от скорости роста интенсивности технологических отказов c_1 и λ_0 ($k = 0,06$; $T_0 = 5$ лет; $\gamma = 0,95$)

λ_0	c_1				
	0,0001	0,0002	0,0003	0,0004	0,0005
0,012	–	41,3	35,1	30,8	27,6
0,014	–	38,6	33,2	29,4	26,5
0,016	–	36,4	31,6	28,2	25,6
0,018	40,7	34,3	30,1	27	24,7
0,020	38,1	32,5	28,8	26	23,8

Таблица 4

Зависимость гамма-процентной продолжительности службы трансформаторов от скорости роста интенсивности технологических отказов c_1 и λ_0 ($k = 0,15$; $T_0 = 5$ лет; $\gamma = 0,92$)

λ_0	c_1				
	0,0001	0,0002	0,0003	0,0004	0,0005
0,012	40,1	35,1	31,4	28,7	26,5
0,014	37	32,5	20,7	27	25,1
0,016	33,9	30,2	27,6	25,5	23,9
0,018	31,3	28,2	26	24,2	22,8
0,020	29,1	26,6	24,6	22,6	21,4

в) При отсутствии роста интенсивности отказов и значениях технологических отказов на уровне 0,012 1/год надежность и безопасность силовых трансформаторов оказывается очень высокой.

г) Сопоставление результатов расчетов, приведенных в табл. 2 и 4, показывает, что гарантия безопасности существенно влияет на гарантированную продолжительность службы L_γ , которая возрастает примерно на 8–10 лет при снижении γ на 3 %. Эти выводы хорошо согласуются со сложившейся практикой эксплуатации силовых трансформаторов.

Чтобы перейти в область значений продолжительности жизни более 35 лет, необходимо учесть ускорение роста интенсивности технологических отказов. Ряд авторов предлагают вводить дополнительный член к интенсивности отказов для больших t . Учтем это добавлением к линейному выражению квадратичного слагаемого:

$$\lambda_{\text{техн.отк}}(\Delta t) = \lambda_0 + c_1 \Delta t \quad \text{для} \quad \Delta t < 25;$$

$$\lambda_{\text{техн.отк}}(\Delta t) = \lambda_0 + c_1 \Delta t + c_2 (\Delta t - 25)^2 \quad \text{для} \quad \Delta t \geq 25. \quad (8)$$

При этом уравнение (4) примет вид:

$$\int_0^{\Delta t(\gamma)} (\lambda_0 + k_1 \Delta t + k_2 \Delta t^2) d\Delta t = \ln(1/\gamma)/k,$$

или
$$\lambda_0 \Delta t + c_1 \Delta t^2/2 + c_2 \Delta t^3/3 - \ln(1/\gamma)/k = 0. \quad (9)$$

Встречаются рекомендации, когда в (8) c_1 принимается равным 0.

Полученное кубическое уравнение решается численными методами. Расчеты показывают, что такой учет роста интенсивности отказов полностью устраняет чрезмерный рост гарантированной продолжительности жизни даже при малых значениях c_2 .

В качестве примера рассмотрим формально $T_0 = 25$ лет (чтобы не загромождать изложение выкладками), $\lambda_0 = 0,01$, $c_1 = 0$ и $c_2 = 0,0003$ при $k = 0,08$; $\gamma = 0,95$. Получим $\Delta t(\gamma) = 22$ года, что в сумме с предшествующими 25 годами дает гарантированную продолжительность службы 47 лет (вместо 63 лет при $k_2 = 0$).

Таким образом, в классе предложенных моделей для интенсивности технологических отказов можно получить полный спектр значений продолжительности службы трансформатора от 25 до 50 лет при типичных значениях параметров.

Для оценки соответствия полученных характеристик сопоставим их с данными, непосредственно вычисляемыми по результатам работы трансформаторного оборудования на десяти-летнем промежутке времени.

Определение кратности финальных аварий по статистическим данным для трансформаторного оборудования 500 кВ

За 10 лет эксплуатации (1997–2006 гг.) всего повреждений было 86, а число аварий, которые можно отнести к финальным – 10, откуда кратность финальных аварий для автотрансформаторов класса 500 кВ оценивается как $K_{500} = 10/86 = 0,116$, что близко к данным в [2]. И при $\lambda_{\text{техн.отк}} = 0,02$, обычно принимаемой в инженерных расчетах, получаем $\lambda_{\text{ФА}} = 0,0023$.

Полученная оценка имеет практическое значение, она показывает стойкость трансформаторов 500 кВ к финальным (катастрофическим) авариям: при планировании работы энергопредприятия в течение 10 лет среднее число катастрофических отказов составит $10 N \lambda_{\text{ФА}} = 0,023 \cdot N$, т.е. примерно 2 % общего числа трансформаторов.

Определение кратности финальных аварий трансформаторного оборудования 220 кВ по данным на период с 1997 по 2006 гг.

Всего отказов 255, численность трансформаторов класса 220 кВ – примерно 1000 штук. Продолжительность наблюдения 10 лет.

Оценка интенсивности отказов: $255/100 \cdot 10 = 0,0255$. Финальных аварий 18. Интенсивность потока финальных аварий $18/10000 = 0,0018$.

Кратность финальных аварий $k = 18/255 = 0,071$. Рост интенсивности отказов примем в соответствии с рис. 2 равным 0,2–0,4 % за 10 лет, т.е. $c_1 = 2 \cdot 10^{-4}$ в год. Начальная интенсивность отказов оценивается 0,022 1/год. Примем линейную модель динамики технологических отказов

$$\lambda_{\text{техн.отк}}(t) = \lambda_0 + c_1 t = 0,022 + 0,0002t,$$

$$\lambda = \lambda_0 k = 0,022 \cdot 0,071 = 0,001562.$$

При $\gamma = 0,95$, кратности ФА 0,071, $T_0 = 3$ года, получаем

$$L_\gamma = 3 + 2 \ln(1/0,95) / (0,001562 + \sqrt{244 \cdot 10^{-8} + 2 \ln(1/0,95) \cdot 0,071 \cdot 0,0002}) = 35 \text{ лет.}$$

Приведенные расчеты показывают, что продолжительность службы трансформаторов и автотрансформаторов, соответствующая гарантии безопасности 0,95, удовлетворительно отражает реальную надежность трансформаторного оборудования с учетом всей совокупности дефектов и внешних воздействий.

Методы анализа эксплуатационной надежности группы трансформаторов по статистическим данным о финальных авариях

Рассмотрим группу трансформаторов одного класса напряжения числом n на момент времени T_0 с условием, что все n трансформаторов находятся в момент времени T_0 в работоспособном состоянии и проработали уже $T_{0,m}$ лет, $m = 1, 2, \dots, n$. Принимаем $\lambda_{\text{техн.отк}, m}(t_m) = \lambda_{0,m} + c_{1,m} \cdot t_m$, учитывая также, что и k зависит от m :

$$\lambda_{\text{ФА}, m}(t_m) = k_m \lambda_{\text{техн.отк}, m}(t_m) = k_m (\lambda_{0,m} + c_{1,m} \cdot t_m).$$

Здесь переменная t_m отражает текущее время эксплуатации m -го трансформатора. Рассматривается группа трансформаторов на интервале времени $(T_0, T_0 + \Delta T)$. При этом t_m изменяется в пределах $(T_{0,m}; T_{0,m} + \Delta T)$. Вероятность того, что на момент времени $T_{0,m} + \Delta T$ не произойдет финальной аварии с m -м трансформатором, будет равна:

$$\begin{aligned} P_m(T_0, T_1) &= \exp \int_{T_{0,m}}^{T_{0,m} + \Delta T} [-(\lambda_{0,m} + c_{1,m} \cdot t_m) k_m] dt_m = \\ &= \exp[-k_m \Delta T (\lambda_{0,m} + k_{1,m} T_{0,m} + c_{1,m} \Delta T / 2)] \end{aligned}$$

или

$$P_m(T_0, T_1) = \exp[-k_m \Delta T (\lambda_{0,m} + k_{1,m} T_{0,m} + k_{1,m} \Delta T / 2)]. \quad (10)$$

Для выявления наименее надежных трансформаторов в данной группе в качестве числовой характеристики найдем минимальную из $P_m(T_0, T_1)$ и обозначим ее как P_{\min} :

$$P_{\min} = \min_m \{P_m(T_0, T_1)\}.$$

Вероятность того, что за рассматриваемый период в группе трансформаторов не произойдет ни одной финальной аварии, равна

$$P_{\text{гр}}(T_0, T_1) = \prod_m [P_m(T_0, T_1)]. \quad (11)$$

Вероятность того, что до момента T_1 произойдет финальная авария с трансформатором с номером m

$$Q_m(T_0, T_1) = 1 - P_m(T_0, T_1), \quad \text{где } m = 1, 2, \dots, n. \quad (12)$$

Вероятность того, что на рассматриваемом промежутке времени произойдет **только** одна финальная авария с трансформатором q равна

$$Q_{\text{гр}, q}(T_0, T_1) = P_{\text{гр}}(T_0, T_1) \cdot Q_q(T_0, T_1) / P_q(T_0, T_1).$$

Стандартными методами вычисляются вероятности любого числа финальных аварий в заданной группе трансформаторов. Например, вероятность, что на рассматриваемом промежутке времени произойдут только две финальные аварии с трансформаторами q и r , равна

$$P_{\text{гр}}(T_0, T_1) [Q_q(T_0, T_1) / P_q(T_0, T_1)] [Q_r(T_0, T_1) / P_r(T_0, T_1)].$$

Рассмотрим $P_{\text{гр}}(T_0, T_1)$ как функцию времени T_1 и уравнение $P_{\text{гр}}(T_1) = \gamma$.

Решая его относительно T_1 , получим γ -процентную длительность эксплуатации группы без финальной аварии, обозначим ее $T_{\text{гр}}(\gamma)$. Это обобщение понятия γ -процентной продолжительности службы одной трансформаторной единицы. Оно необходимо для анализа эксплуатации трансформаторного парка энергетического предприятия. $T_{\text{гр}}(\gamma)$ сильно зависит от состава группы: если в группе есть хотя бы один трансформатор с большим сроком службы, время эксплуатации без финальной аварии резко уменьшается.

Поскольку в (9) число сомножителей велико и все они меньше 1, то при больших m $P_{\text{гр}}(T_1)$ оказывается существенно меньше 1, даже если все $P_m(T_0, T_1)$ близки к 1. Это отражает эффект кумуляции риска [1].

Пример. Рассматривается группа из 20 трансформаторов: $c_{1, m} = c_1 = 0,0004$, $\Delta T = 6$ лет с кратностями финальных аварий, приведенными в столбце K , наработкой, заданной в столбце T_0 и начальной интенсивностью технологических отказов λ_0 .

K	λ_0	T_0	P
0,12	0,018	34	0,997
0,12	0,018	34	0,997
0,12	0,024	32	0,993
0,12	0,024	32	0,993
0,10	0,022	30	0,979
0,10	0,022	30	0,979
0,10	0,018	28	0,982
0,08	0,018	26	0,986
0,08	0,018	26	0,986
0,08	0,018	24	0,986
0,08	0,018	24	0,986
0,10	0,018	20	0,984
0,10	0,018	20	0,984
0,10	0,018	16	0,985
0,16	0,016	16	0,978
0,16	0,016	14	0,978
0,16	0,016	14	0,978
0,10	0,018	10	0,986
0,10	0,018	10	0,986
0,10	0,018	6	0,987

Расчитанные по данным K , λ_0 , T_0 вероятности отсутствия финальных аварий для каждого трансформатора на промежутке продолжительностью 6 лет приведены в столбце P , при этом $P_{гр} = 0,688$; $P_{min} = 0,973$. Наиболее опасными в группе являются трансформаторы 3 и 4, а риск финальной аварии для каждого из них не больше $0,027 = 2,7\%$. Это дает основание сделать вывод о том, что для шести лет последующей эксплуатации вероятность финальных отказов мала.

Та же группа трансформаторов, рассматриваемая на 16 годах эксплуатации, дает вероятности работы без финальных аварий каждой трансформаторной единицы: $P_1 = P_2 = 0,935$; $P_3 = P_4 = 0,926$; $P_5 = P_6 = 0,942$; $P_7 = 0,949$; $P_8 = P_9 = 0,96$; $P_{10} = P_{11} = 0,961$; $P_{12} = P_{13} = 0,954$; $P_{14} = 0,957$; $P_{15} = 0,937$; $P_{16} = P_{17} = 0,938$; $P_{18} = P_{19} = 0,96$; $P_{20} = 0,963$.

Здесь $P_{min} = 0,926$, это уже реальная опасность; самые опасные опять трансформаторы 3 и 4.

Предположим, что ущерб в системе при финальной аварии на m -м трансформаторе составляет $У_m$ (руб.). Это, как правило, значительная сумма (примерно стоимость нового трансфор-

матора), полный ущерб может быть значительно выше, если аварийное отключение приведет к отключениям потребителей электроэнергии или (и) утрате дохода.

Ожидаемый ущерб от аварии только на одном из трансформаторов группы будет равен

$$Y = \sum Y_m (1 - Q_m P_{гр}/P_m).$$

Оценки ожидаемого ущерба вычислим, положив $Y_m = 3 \cdot 10^7$ руб., одинаковым для всех трансформаторов:

в первом случае (6 лет эксплуатации) – $Y = 11,1$ млн руб.;

во втором случае (16 лет эксплуатации) – $Y = 31,2$ млн руб.

Эти оценки дают представление о цене катастрофических отказов трансформаторов класса 500 кВ за 6 и 16 лет эксплуатации.

Распределение вероятностей для числа финальных аварий в группе трансформаторов на промежутке времени (T_0, T_1)

Рассматривается задача, которая имеет непосредственное отношение к анализу эксплуатационной надежности трансформаторного оборудования энергетического предприятия: дана группа трансформаторов одного класса напряжения, для которых по данной выше методике определены параметры потоков финальных аварий, позволяющие для каждого промежутка вычислить вектор \mathbf{P} – вектор вероятностей того, что на заданном интервале времени для каждой единицы трансформаторного оборудования не произойдет финальная авария. Определить, с какой вероятностью на заданном промежутке времени (T_0, T_1) произойдет точно k финальных аварий. Иначе говоря, найти закон распределения числа финальных аварий на данном промежутке времени.

Воспользуемся тем, что вероятность финальной аварии на любом промежутке времени для каждого трансформатора определяется формулой (8) или более точной формулой с учетом квадратичной добавки (это для дальнейшего не существенно). Будем считать, что $P_m(T_0, T_1)$ определены для всех m . Для краткости обозначим их через p_m , $q_m = 1 - p_m$.

Введем в рассмотрение случайные величины ξ_m , которые принимают значение 1, если с трансформатором m на отрезке времени (T_0, T_1) произошла финальная авария, и значение 0, если финальная авария не произошла.

Производящая функция случайной величины ξ_m равна $\psi_m(z) = q_m z + p_m$.

Сумма случайных величин ξ_m есть число финальных аварий в рассматриваемой группе, а производящая функция этой суммы есть произведение всех $\psi_m(z)$: $\psi_{\text{sum}}(z) = \prod (q_m z + p_m)$.

В соответствии со свойствами производящей функции: вероятность того, что ни произойдет ни одна финальная авария, равна свободному члену производящей функции $\psi_{\text{sum}}(0)$; вероятность, что произойдет k финальных аварий, равна коэффициенту в $\psi_{\text{sum}}(z)$ при z^k . Поэтому, вычислив коэффициенты $\varphi_{\text{sum}}(z)$, получим таблицу распределения вероятностей числа финальных аварий на рассматриваемом отрезке времени.

Вероятность B_k , что на (T_0, T_1) произойдут ровно k финальных аварии, равна $\psi_{\text{sum}}^{(k)}(z)/k!$ при $z = 0$.

Здесь $\psi_{\text{sum}}^{(k)}(z)$ есть производная k -го порядка в нуле.

Математическое ожидание числа финальных аварий равно $\psi'_{\text{sum}}(1) = M_{\text{sum}}$;

дисперсия числа финальных аварий $D_{\text{sum}} = \psi''_{\text{sum}}(1) + \psi'_{\text{sum}}(1)[1 - \psi'_{\text{sum}}(1)]$ и т.д. Тем самым полное описание эксплуатационной надежности трансформаторной группы на любом наперед заданном интервале времени найдено.

Пример. Для группы трансформаторов (АТ), рассмотренной в предыдущем разделе, имеем таблицу значений p_k, q_k :

Номер АТ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p_k	0,935	0,935	0,926	0,926	0,942	0,942	0,949	0,96	0,96	0,961
q_k	0,065	0,065	0,074	0,074	0,058	0,058	0,051	0,04	0,04	0,039
Номер АТ	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
p_k	0,961	0,954	0,954	0,957	0,937	0,938	0,938	0,96	0,96	0,963
q_k	0,039	0,046	0,046	0,043	0,063	0,062	0,062	0,04	0,04	0,037

Выписывать производящую функцию нет необходимости и не надо, что существенно для больших n . $B_k = (1/k!) \cdot d^k \psi_{\text{sum}}(z)/dz^k \big|_{z=0}$.

Получаем распределение вероятностей числа финальных аварий в течение 16 лет эксплуатации указанной группы:

k	0	1	2	3	4	5	6
B_k	0,344	0,378	0,136	0,064	0,015	0,0026	...

Сумма первых шести слагаемых равна 0,99956, на остальные случаи сумма вероятностей равна 0,00044 – ими можно пренебречь. Из этого следует, что на рассматриваемом отрезке времени вероятны одна–три финальные аварии, четыре аварии маловероятны, остальными вообще можно пренебречь. Это дает информацию для планирования замены оборудования: два запасных трансформатора надо иметь обязательно, четыре запасных трансформаторов лишние.

Из полученного распределения вероятностей также следует, что риск возникновения одной финальной аварии на рассматриваемом промежутке времени равен 0,378; риск возникновения двух аварий 0,136, а вероятность, что не произойдет ни одна авария, равна 0,344. Таблица, получаемая с помощью производящей функции, очень выразительна.

Но представляют интерес и другие вопросы, например **распределение рисков в заданной группе трансформаторов**.

Первая задача. Найти в заданной совокупности наиболее опасные элементы. В частности, найти трансформатор, имеющий наибольшую вероятность финальной аварии на заданном интервале времени. Ответ на этот вопрос дает определение P_{min} и номера соответствующего трансформатора.

Вторая задача. Определить два трансформатора, для которых вероятность, что именно с ними произойдут финальные аварии на заданном интервале времени, максимальна.

Используем распределение вероятностей работы без финальной аварии каждой трансформаторной единицы, полученное в предыдущем разделе:

Номер Т	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p_k	0,935	0,935	0,926	0,926	0,942	0,942	0,949	0,96	0,96	0,961
Номер Т	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
p_k	0,961	0,954	0,954	0,957	0,937	0,938	0,938	0,96	0,96	0,963

Надо определить вероятности Z_{kj} , что на заданном интервале времени произойдут финальные аварии с k -м и j -м трансформаторами при $j \neq k$. События рассматриваются как независимые.

При этом искомая вероятность будет равна

$$Z_{kj} = (1 - p_k)(1 - p_j)P_{p_s} = (1 - p_k)(1 - p_j)P_{гр} / p_k p_j, \quad s \neq k \text{ и } s \neq j.$$

При $k = j$ задача не имеет смысла, припишем ей вероятность, равную нулю. На рис. 3 показана поверхность Z , которая дает полное пространственное представление о распределении риска двух финальных аварий за 16 лет работы. Поверхность, конечно, имеет смысл только для целочисленных значений аргументов по осям абсцисс и ординат. Поверхность симметрична относительно плоскости, проходящей через биссектрису основания. На ней она обращается в нуль.

Пики этой поверхности соответствуют максимальным значениям риска: это трансформаторы 2 и 3. Значения вероятностей Z_{kj} приведены в следующей матрице (показана лишь ее

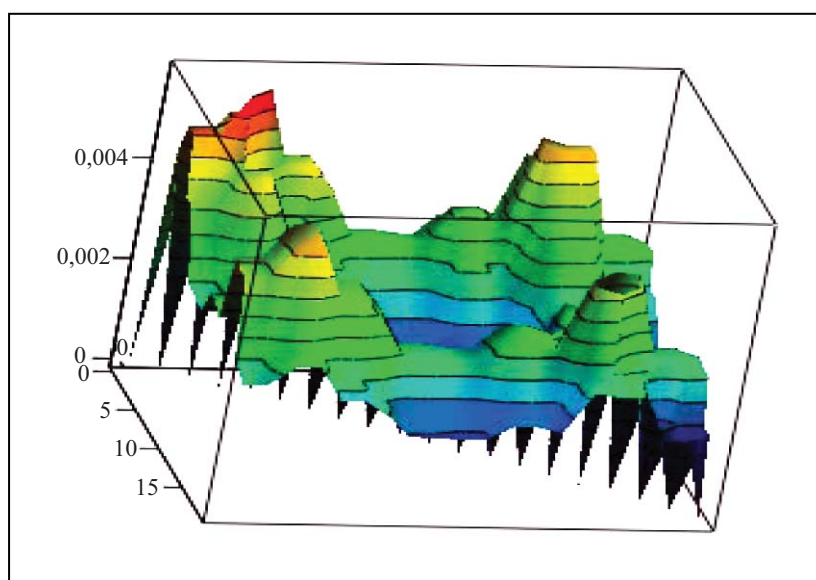


Рис. 3. Поверхность рисков двойных аварий на заданном промежутке времени: по осям абсцисс и ординат указаны номера трансформаторов, по оси аппликат – вероятности двойных финальных аварий

часть, поскольку вся таблица велика), она дает исчерпывающую информацию о распределении риска двух аварий.

	0	1	2	3	4	5	6	7
0	0	$1.64 \cdot 10^{-3}$	$1.9 \cdot 10^{-3}$	$1.9 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.27 \cdot 10^{-3}$	$9.82 \cdot 10^{-4}$
1	$1.64 \cdot 10^{-3}$	0	$1.9 \cdot 10^{-3}$	$1.9 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.27 \cdot 10^{-3}$	$9.82 \cdot 10^{-4}$
2	$1.9 \cdot 10^{-3}$	$1.9 \cdot 10^{-3}$	0	$2.19 \cdot 10^{-3}$	$1.69 \cdot 10^{-3}$	$1.69 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.13 \cdot 10^{-3}$
3	$1.9 \cdot 10^{-3}$	$1.9 \cdot 10^{-3}$	$2.19 \cdot 10^{-3}$	0	$1.69 \cdot 10^{-3}$	$1.69 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.13 \cdot 10^{-3}$
$z =$ 4	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.69 \cdot 10^{-3}$	$1.69 \cdot 10^{-3}$	0	$1.29 \cdot 10^{-3}$	$1.12 \cdot 10^{-3}$	$8.71 \cdot 10^{-4}$
5	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.69 \cdot 10^{-3}$	$1.69 \cdot 10^{-3}$	$1.29 \cdot 10^{-3}$	0	$1.12 \cdot 10^{-3}$	$8.71 \cdot 10^{-4}$
6	$1.27 \cdot 10^{-3}$	$1.27 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.46 \cdot 10^{-3}$	$1.12 \cdot 10^{-3}$	$1.12 \cdot 10^{-3}$	0	$7.56 \cdot 10^{-4}$
7	$9.82 \cdot 10^{-4}$	$9.82 \cdot 10^{-4}$	$1.13 \cdot 10^{-3}$	$1.13 \cdot 10^{-3}$	$8.71 \cdot 10^{-4}$	$8.71 \cdot 10^{-4}$	$7.56 \cdot 10^{-4}$	0
8	$9.82 \cdot 10^{-4}$	$9.82 \cdot 10^{-4}$	$1.13 \cdot 10^{-3}$	$1.13 \cdot 10^{-3}$	$8.71 \cdot 10^{-4}$	$8.71 \cdot 10^{-4}$	$7.56 \cdot 10^{-4}$	$5.87 \cdot 10^{-4}$
9	$9.57 \cdot 10^{-4}$	$9.57 \cdot 10^{-4}$	$1.11 \cdot 10^{-3}$	$1.11 \cdot 10^{-3}$	$8.49 \cdot 10^{-4}$	$8.49 \cdot 10^{-4}$	$7.37 \cdot 10^{-4}$	$5.71 \cdot 10^{-4}$

Аналогично рассматривается задача рисков возникновения трех финальных аварий.

Третья задача. Определить последовательность вывода из эксплуатации трансформаторов, дающую наименьшую вероятность финальной аварии на рассматриваемом промежутке времени. Она тоже элементарно решается методами анализа рисков, но подробное изложение выходит за рамки данной работы в силу громоздкости.

Выводы

1. Предложенный подход к определению γ -процентной продолжительности службы трансформаторов позволяет оценивать допустимость эксплуатации по состоянию трансформатора в целом на основе данных о потоках отказов на рассматриваемом энергетическом предприятии. Это дает возможность непрерывного контроля возможности возникновения опасных состояний по уровню вероятности возникновения финальных (катастрофических) аварий, т.е. контролировать динамику парка трансформаторного оборудования с целью планирования его ремонтов и обновления.

2. В предложенном методе учитываются длительность, предшествующая рассматриваемому моменту времени, класс напряжения трансформаторов и автотрансформаторов, реальные данные об интенсивности потока отказов рассматриваемых трансформаторов и скорости их роста. Такие данные в настоящее время можно получить по опубликованным обследованиям, но целесообразно на каждом энергетическом предприятии вести постоянный текущий контроль потока финальных аварий своего парка.

3. Приведенные серии расчетов, основанные на статистических данных за последнее десятилетие, показывают, что результаты, получаемые на основе предложенного подхода, соответствуют реальным данным эксплуатации.

4. Применение разработанного метода к группе трансформаторов одного класса напряжения позволяет оценивать продолжительность эксплуатации данной группы с заданной гарантией безопасности.

5. Разработанные методы определения продолжительности гарантированной безопасности позволяют выявлять наиболее опасные единицы оборудования по условию возникновения

финальных аварий (катастрофических отказов) и тем самым определить наиболее целесообразные замены устаревшего оборудования новым.

6. Поскольку все исходные данные для анализа эксплуатационной надежности получаются по фактам отказов работающего оборудования, есть возможность коррекции базы данных этих задач по итогам текущей работы.

Таким образом, предложенный подход дает возможность оценивать динамику эксплуатационной надежности парка трансформаторного оборудования по следующим показателям: вероятность наступления финальной аварии для каждого трансформатора и автотрансформатора на разных промежутках времени; вероятность наступления финальных аварий на выбранных сочетаниях трансформаторов на разных промежутках времени; распределение вероятностей для числа финальных аварий на разных промежутках времени; гамма-процентная продолжительность службы каждой трансформаторной единицы в зависимости от срока его работы и параметров потока технологических отказов; ожидаемый ущерб от наступления финальных аварий в заданной группе трансформаторов. Итак, разработанный подход дает решение большой группы задач, связанных с динамикой эксплуатационной надежности. Все решения основаны исключительно на данных о текущей работе электрических станций и подстанций.

Литература

1. **Васин В.П.** Актуальные проблемы эксплуатации электрических станций. М.: Изд-во МЭИ, 2003.
2. **Ванин Б.В., Львов Ю.Н., Львов М.Ю.** и др. О повреждениях силовых трансформаторов напряжением 110–500 кВ в эксплуатации // Электрические станции. 2001. № 9.
3. **Монастырский А.Е.** Анализ повреждаемости маслонаполненного трансформаторного оборудования: в сб. Методы и средства оценки состояния энергетического оборудования. Вып. 5. СПб.: Издательство ПЭИПК работников и специалистов Минтопэнерго, 1997.
4. **Львов М.Ю.** Анализ повреждаемости трансформаторного оборудования 110–750 кВ. IV Международная конференция «Силовые трансформаторы и системы диагностики» 23–24 июня 2009 г. Международная ассоциация «ТРАВЭК».