

УДК 658.26.001.63; 621.311.172

## Проблемы расчета параметров надежности элементов судового электроэнергетического оборудования по данным термографической диагностики

А.Б. Власов, А.И. Прыгунов

Электромеханический факультет МА МГТУ, кафедра электрооборудования судов

**Аннотация.** Рассмотрен анализ результатов статистической обработки данных количественной термографической (тепловизионной) диагностики контактных соединений электрического оборудования. В результате анализа получены эксплуатационные показатели надежности.

**Abstract.** The analysis of statistical data processing of quantitative thermography (thermovision) diagnostics of contact connections of electric equipment has been considered. The operational parameters of reliability have been obtained as a result of the appropriate statistical processing.

### 1. Введение

Современные судовые (корабельные) электроэнергетические системы (СЭС) относятся к структурно-сложным системам, которые характеризуются высокой степенью сложности не только из-за количества включаемых элементов, но, главным образом, вследствие сложности функциональных и логических связей между элементами и частями системы (Рябинин, 2000).

При анализе электроэнергетической системы атомного ледокола "Ленин" отмечалось (Агафонов, 1961), что основным требованием к судовой электроэнергетической системе является ее надежность, поскольку от ее нормального функционирования зависит работа всех механизмов, систем и устройств судна, а, следовательно, и безопасность плавания судна.

В связи с вышесказанным особое значение имеет развитие, с одной стороны, методов технической диагностики для выявления и локализации элементов оборудования, определяющих вероятные отказы и повреждения, с другой – разработка эффективных методов статистической обработки полученных данных для определения на их основе показателей надежности.

Возможности тепловизионного метода как средства контроля работоспособности энергетического оборудования широко представлены в работах (Власов, 2005; 2006).

При исследовании надежности элементов судового электроэнергетического оборудования вызывает затруднение совместная обработка всех накопленных статистических данных об их эксплуатации. При расчетах надежности часто прибегают к простому суммированию всей имеющейся информации без учета характера расхождения статистических данных. Последнее приводит к тому, что совместной обработке подвергаются статистические материалы об эксплуатации элементов, надежность которых вследствие различия режимов или условий эксплуатации неодинакова. Ввиду этого, прежде чем приступить к совместной обработке информации, необходимо определить, случайным или не случайным является расхождение между статистическими данными.

Применение статических методов обработки при анализе статистических данных СЭС является актуальным, поскольку, как показывает практика, количество экспериментальных данных в выборках ограничено из-за специфики исследуемых устройств систем (Рябинин, 1971; 1974; 2000).

Рассмотрим примеры статистической обработки данных, полученных с помощью тепловизионного контроля контактных соединений на различных ограниченных выборках электрического оборудования.

### 2. Начальная обработка данных

Дефекты выступают как *отказ* системы, который должен быть устранен в результате ремонта. Потоки отказов можно описать с помощью рядов распределения случайных величин, характеризующих вероятность появления этих событий  $P(t)$ . В теории надежности (Рябинин, 1971; 1974; 2000) используется параметр потока отказов  $\omega(t)$ , рассчитываемый с учетом количества отказов  $n_o(t)$  в течение времени  $\Delta t \approx$  год, и полного числа  $N$  элементов выборки. Используя стандартную методику можно рассчитать:

- точечную вероятность отказа  $Q^*(t, t+\Delta t)$  по частоте его появления;
- интенсивность отказов  $\lambda$  как условную плотность вероятности;
- вероятность безотказной работы  $R(t)$  и вероятность отказа  $P(t)$  восстанавливаемых элементов.

Рассмотрим результаты статистической обработки на примере отдельных выборок. В табл. 1 приведены общие сведения по контактным соединениям. В табл. 2 приведены данные, полученные на выборке № 200 в разные годы в результате тепловизионного обследования.

Таблица 1

Параметр	Объект (условный номер выборки)				
	№ 12	№ 15	№ 16	№ 200	№ 202
Общее количество контактов	324	176	384	848	620
Верхняя граница $Q_v$ , 1/год (при $\delta = 0.9$ )	0,00708	0,0130	0,00597	0,00271	0,00370
Нижняя граница $R_n$ , 1/год (при $\delta = 0.9$ )	0,9929	0,9870	0,9940	0,9972	0,9962
Средний параметр потока отказа, $\omega_{cp}$ , 1/год	0,008	0,011	0,01188	0,0071	0,0031

Таблица 2. Статистические данные по контактным соединениям выборки № 200

NN	Год	Дата осмотра	$\Delta t$ , мес.	Дефекты		Параметр потока отказов $\omega$ , (1/год)	Вероятность безотказной работы (за 1 год)
				Всего	Новых		
1	1989	13.6.89	12,0	3	3	0,00354	0,9965
2	1990	16.11.90	17,1	7	7	0,00579	0,9942
3	1991	3.12.91	12,8	8	8	0,00901	0,9910
4	1992	–					
5	1993	8.10.93	18,7	28	22	0,01665	0,9835
6	1994	27.2.94	4,6	2	0		
7	1995	3.11.95	20,2	6	5	0,00350	0,9965
8	1996	14.11.96	12,4	13	10	0,01144	0,9886
9	1997	–					
10	1998	22.5.98	18,3	8	7	0,00542	0,9946
11	1999	–					
12	2000	8.6.00	22,9	6	6	0,00337	0,9963
13	2001	10.9.01	15,1	6	5	0,00470	0,9953
			Итого:	87	73		

### 3. Расчет доверительных интервалов

Точечная вероятность отказа  $Q^*(t)$  оценивается экспериментально, однако этот параметр не является достаточным для оценки характеристики надежности электрооборудования. Применим *метод доверительных интервалов*, который позволяет указать соответствующие границы (верхнюю  $Q_v$  и нижнюю  $Q_n$ ) для неизвестной вероятности отказов при *доверительной вероятности*  $\delta$  (обычно 0,95 или 0,9). В наиболее точном значении доверительные границы могут быть определены по соотношениям для верхней  $Q_v$  и нижней  $Q_n$  границ интервалов (Рябинин, 1971; 1974).

Например, на оборудовании (выборка № 12) в течение 2001 г. обнаружено 5 дефектных контактных соединений. Общее количество контактных соединений  $N = 324$ . Определим доверительные границы вероятности отказа  $Q(2001;1)$  контактных соединений в течение 2001 года. Точечная оценка неизвестной вероятности отказа равна:

$$Q^*(t, \Delta t) = Q^*(2001; 1) = n(t, \Delta t)/N; Q^*(2001; 1) = 5/324 = 0,01532.$$

Для вероятности  $\delta_2 = 0,95$  получаем:

$$Q_v = x[100 \cdot 0,025 \% ; 2 \cdot (5 + 1)] / \{2 \cdot 324 - 5 + 0,5 \cdot x[100 \cdot 0,025 \% ; 2 \cdot 6]\} = 0,036;$$

$$Q_n = x[97,5; 10] / \{648 - 5 + 1 + 0,5 \cdot x[97,5; 10]\} = 0,004998.$$

В результате расчета имеем: истинная вероятность отказа контактных соединений в промежутке (2001;1) с коэффициентом доверия 0,95 накрывается интервалом  $J_{0,95} = [0,004998; 0,036]$  или  $P\{0,004998 < Q(2001; 1) < 0,036\} \geq 0,95$ . Значению вероятности отказа  $Q^*(t) = 0,015$  соответствует значение вероятности безотказной работы  $R^*(t) = 1 - Q^*(t) = 0,985$ ;  $Q_v = 0,036$ ;  $R_n^* = 0,964$ ;  $Q_n = 0,005$ ;  $R_v^* = 0,995$ . Окончательно имеем:  $P\{0,964 < R(2001;1) < 0,995\} \geq 0,95$ .

На практике приходится сталкиваться с задачей определения доверительного интервала для вероятности отказа, когда полученная из опыта частота отказа равна нулю, например, в те годы, когда

тепловизионные испытания не проводились или дефекты не наблюдались из-за малой токовой нагрузки и т.п. В том случае, если число отказов  $n(t, \Delta t) = 0$ , верхнее значение границы вероятности отказа может быть рассчитано (Рябинин, 1971; 2000):

$$Q_v = 1 - (1 - \delta_1)^{1/N}. \quad (2)$$

Например, в течение одного года не обнаружено ни одного дефекта на выборке № 12, имеющей 324 контакта. Задав коэффициент доверия  $\delta = 0,90$ , определим значение верхней доверительной границы:  $Q_v = 1 - (1 - 0,90)^{1/324} = 0,0071$ . Следовательно, с гарантией 90 % можно утверждать, что на данном объекте вероятность появления дефектов не превышает 0,0071. В связи с этим можно сказать, что в течение данного года вероятность безотказной работы составляет не менее  $R_n^* = 0,993$ .

На рис. 1 приведены значения вероятности безотказной работы с учетом рассчитанных значений доверительных интервалов с доверительной вероятностью 0,9. Видно, что выброс в 1993 году можно интерпретировать как случайный, в целом, вероятность безотказной работы для оборудования остается величиной постоянной в течение 1989-2001 годов.

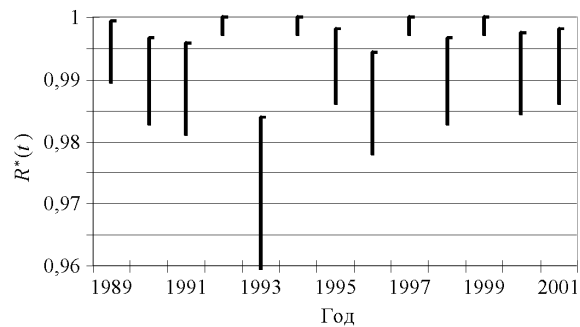


Рис. 1. Доверительные интервалы для вероятности безотказной работы выборки № 200

#### 4. Проверка гипотезы о долях признака двух и более совокупностей

В литературе (Рябинин, 1971) приводится упрощенная методика проверки гипотезы о равенстве двух вероятностей отказа типа  $H_0 = \{Q_1 = Q_2\}$ ; при этом анализируются наблюдаемые частоты отказов оборудования:  $Q_i^* = w_i = n_i/m_i$ . Статистические данные представляются в виде таблицы сопряженных признаков (табл. 3); величина  $P$  определяется по следующему выражению:

$$P\{n_1/n\} = (m_1! m_2! n! l!) / (n_1! l_1! n_2! l_2! m!). \quad (3)$$

В том случае, если  $P\{n_1/n\} < \alpha$  (уровень значимости), считается, что элементы выборки не могут быть подвергнуты совместной обработке.

Таблица 3

Год	Количество элементов			Частота отказов, $\omega$
	Отказавших	Исправных	Всего	
1 (1994 г.)	$n_1 = 1$	$l_1 = 323$	$m_1 = 324$	$n_1/m_1 = 0,0031$
2 (2000 г.)	$n_2 = 9$	$l_2 = 315$	$m_2 = 324$	$n_2/m_2 = 0,0277$
Всего:	$n = n_1 + n_2 = 10$	$l = l_1 + l_2 = 638$	$m = m_1 + m_2 = 648$	$n/m = 0,01543$

Проведем анализ результатов наблюдений (табл. 3), полученных на одной и той же выборке № 12. Условная вероятность равна:  $P\{n_1/n\} = (324!324!10!638!)/(1!323!9!315!648!) = 0,01$ . Поскольку  $P < \alpha = 0,05$ , то две выборки, относящиеся к 1994 и 2000 гг., нельзя рассматривать совместно. Это означает, что обнаруженное увеличение частоты отказов и уменьшение вероятности безотказной работы на выборке № 12 связано с ухудшением состояния электрооборудования.

Анализируя полученные данные можно сделать вывод, что методика, основанная на сравнении отдельных (по годам) значений вероятности, не является достаточно информативной.

#### 5. Проверка гипотезы о законе распределения (критерий Колмогорова)

Алгоритм применения критерия Колмогорова при проверки гипотезы  $H_0$  об экспоненциальном распределении потока отказов можно описать следующим образом (Рябинин, 1971):

- проводится анализ данных, полученных в результате обработки всей совокупности выборки из начальных  $N$  значений. Весь период наблюдений разбивается на определенное количество  $m$  интервалов, например, равных году, и определяется частота отказов для каждого интервала  $\omega_i^*$ ;
- строится статистическая функция распределения отказов  $\Omega^*(t)$  (функция ненадежности);
- для каждого интервала, равного году, строится эмпирическая функция распределения наработки до появления повреждения (функция распределения пуассоновского потока отказов);

- рассчитывается теоретическая функция распределения наработки до появления повреждений;
- рассчитывается функция распределения вероятности безотказной работы;
- определяется максимальное значение расхождения  $D_{\max}$  и мера расхождения  $\lambda_{\text{экср}}$  между теоретическим и эмпирическим распределением;
- находится критическое значение  $\lambda_{\alpha}$ , соответствующее выбранному уровню  $\alpha$ .

Проведем анализ функций распределения потока повреждений с учетом данных, полученных в результате тепловизионного контроля. На рис. 2 приведены функции распределения пуассоновского потока повреждений (отказов)  $F^*(t)$ ,  $F(t)$  для выборок № 12, № 16, № 200, а также значения  $D(t)$ , полученные при использовании соотношений (9-14).

Проведем анализ данных для выборки № 200. Допустим, имеются значения потока повреждений  $\omega_{\text{ср}} = 0,00711 \text{ год}^{-1}$ ; максимального расхождения  $D_{\text{экср}} = 0,0119$ , меры расходимости  $\lambda_{\text{экср}} = 0,346$ . Выбираем уровень значимости, равным 0,05. Определяем критическое значение меры расходимости  $\lambda_{0,05} = 1,36$ . Так как  $\lambda_{\text{экср}} < \lambda_{0,05}$ , то гипотеза об экспоненциальном характере функции распределения вероятности принимается при заданном уровне значимости 0,05.

Следовательно, для расчета параметров надежности КС оборудования (выборка № 200) могут быть использованы теоретические функции пуассоновского потока отказов и распределения вероятности безотказной работы в виде:  $F(t) = 1 - \exp(-0,0071t)$ ;  $P(t) = \exp(-0,0071t)$ .

В табл. 1 приведены средние значения параметра потока повреждений, характеризующие статистические функции распределения.

Следует учитывать, что использование критерия Колмогорова в случае определения параметров теоретической функции из опыта дает завышенную оценку согласия, а значит, есть риск принять нулевую гипотезу о законе распределения как правдоподобную, в то время как она противоречит опытным данным.

В качестве примера приведем анализ данных, полученных при исследовании выборки № 12 (рис. 2а). Несмотря на "очевидное" расхождение, экспериментальная функция распределения потока повреждений согласуется с теоретической функцией (по критерию Колмогорова), хотя ее начальные и конечные значения описываются различными теоретическими зависимостями.

Анализ полученных данных позволяет полагать, что значение параметра потока повреждений контактных соединений на ряде объектов остается постоянным (выборки № 200, № 202, № 16); на выборке № 12 величина параметра потока повреждений увеличивается.

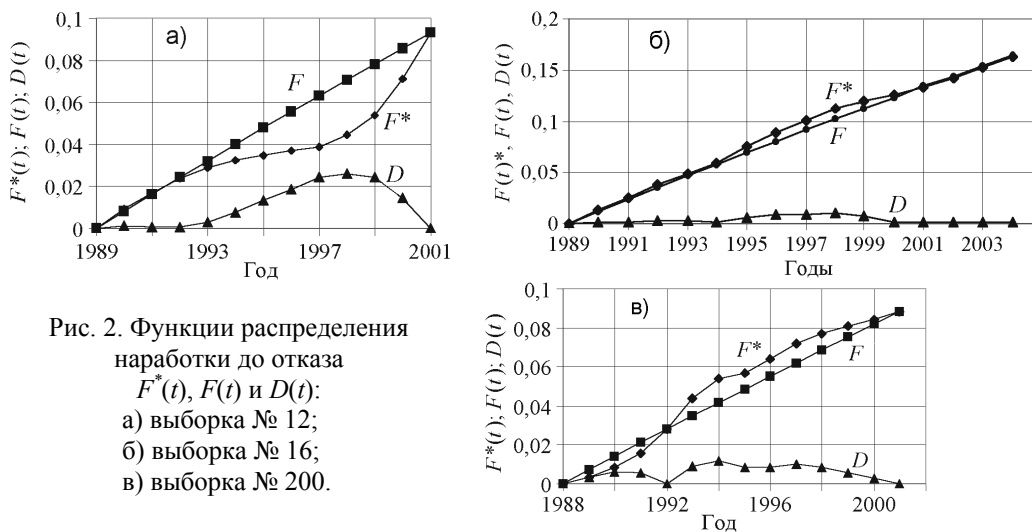


Рис. 2. Функции распределения наработки до отказа  $F^*(t)$ ,  $F(t)$  и  $D(t)$ :  
а) выборка № 12;  
б) выборка № 16;  
в) выборка № 200.

## 6. Проверка гипотезы о законе распределения (критерий Пирсона)

На практике часто используется критерий Пирсона, в котором в качестве меры расхождения принимается величина  $\chi^2$ , равная сумме квадратов отклонений частот (статистических вероятностей)  $f_i$  от гипотетических  $p_i$ , рассчитанных по предполагаемому распределению, взятых с весами  $c_i$ .

Рассмотрим применение критерия на примере исследования ряда объектов. Проверяем нулевую гипотезу, что параметр потока повреждений постоянный. Примем значение  $p_i$  равным усредненному значению частот повреждений, и используем соотношение

$$p_i = m/n, \quad (4)$$

где  $n = \sum n_{oi}(t)$  – суммарное количество новых дефектов, обнаруженных на объекте за  $m$  интервалов наблюдения.

Например, на выборке № 16 (табл. 4) за 12-летний период испытаний обнаружено 44 новых дефекта. Разделим этот период на  $m$  интервалов, число которых выбирается с учетом периодичности статистического обследования. Например, если обследование производилось не каждый год, то выберем  $m = 6$  интервалов.

Найдем усредненное значение частоты повреждений за двухлетний период  $p_{i2} = 0,136$  (индекс "2" обозначает двухлетний период).

Таблица 4. Параметры функции распределения по критерию Пирсона (выборка № 16)

Год	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01
Количество дефектов	5	4	4	2	0	8	0	11	3	2	3	2
Распределение дефектов по интервалам времени												
$I$	1	2	3	4	5	6						
Период	90-91	92-93	94-95	96-97	98-99	00-01						
$n_i$	9	6	8	11	5	5						
$p_i$	0,136	0,136	0,136	0,136	0,136	0,136						
$f_i$	0,20	0,14	0,18	0,25	0,11	0,11						
$(n/p_i)(f_i - p_i)^2$	1,52	0	0,67	4,17	0,17	0,17						
$\chi^2_{\text{экс}}$	6,67											

По экспериментальным данным подсчитывается количество новых дефектов, обнаруженных в течение двухлетнего периода. Например, с учетом данных 1990-1991 гг. экспериментальное значение частоты повреждений  $f_{i2} = 0,2045$  и величина  $(n/p_i)(f_{i2} - p_i)^2 = 1,52$ . Величина  $\chi^2_{\text{экс}} = 6,67$ . Так как  $m = 6$ ,  $k = 4$ . По таблице  $\chi^2$  находим, что при уровне значимости 0,05 теоретическое значение  $\chi^2 = 9,49$ . Поскольку экспериментальное значение меньше, чем теоретическое, то гипотеза о фиксированном значении параметра потока повреждений принимается.

Заметим, что полученное значение частоты  $p_{i2} = 0,1364$  относится к двухлетнему периоду испытаний. В процессе испытаний в течение одного года определена величина  $p_{i1} = 0,0682$ . Например, за один год теоретически должно наблюдаться  $np_{i1} = 3$  дефекта. Разделив это значение на общее количество контактов на объекте ( $N = 384$ ), получим среднее значение параметра потока повреждений, т.е.  $\omega_{\text{теор}} = 0,00781 \text{ год}^{-1}$ , что практически совпадает со средним значением параметра повреждений  $\omega_{\text{ср}} = 0,01188 \text{ год}^{-1}$ , указанного в табл. 1.

Снова вернемся к критерию Колмогорова, подсчитав его для среднего параметра повреждений  $0,00781 \text{ год}^{-1}$  с учетом экспериментально определенных значений  $D_{\text{max}} = 0,046$ , меры расхожимости  $\lambda_{\text{экс}} = 0,895$ . Выберем уровень значимости, равный 0,05. Т.к. критическое значение  $\lambda_{0,05} = 1,36$ , то можно сделать вывод о том, что гипотеза об экспоненциальном характере функции распределения принимается:  $F(t) = 1 - \exp(-0,0078t)$ ;  $R^*(t) = \exp(-0,0078t)$ .

Таблица 5. Значения функции распределения по критерию Пирсона (выборка № 12)

Год	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01
Количество дефектов	3	0	0	5	1	0	0	2	0	8	9	5
Распределение дефектов по интервалам времени												
$i$	1	2	3	4	5	6						
Период	90-91	92-93	94-95	96-97	98-99	00-01						
$n_i$	3	5	1	2	8	14						
$p_i$	0,182	0,182	0,182	0,182	0,182	0,182						
$f_i$	0,091	0,151	0,030	0,061	0,242	0,424						
$(n/p_i)(f_i - p_i)^2$	1,5	0,17	4,17	2,67	0,667	10,67						
$\chi^2_{\text{экс}}$	19,83											

Применим  $\chi^2$ -критерий в процессе анализа результатов исследования выборки № 12 (табл. 5). Экспериментальное значение  $\chi^2$  равно 19,83. Так как  $m = 6$ ,  $k = 4$ ,  $r = 1$ , теоретическое значение равно  $\chi^2 = 9,49$ . Поскольку экспериментальное значение больше теоретического, то гипотеза о фиксированном значении параметра потока повреждений на объекте не принимается.

Изменим условие проверяемой гипотезы, считая, что параметр потока повреждений ежегодно возрастает, при этом  $p_{12}(t) = 0,080 + 0,045 \cdot 2\Delta t$ , где  $\Delta t$  – интервал продолжительностью 1 год.

Поскольку экспериментальное значение  $\chi^2$  равно 9,259, а теоретическое значение равно 9,49, то принимается гипотеза о линейном увеличении параметра потока повреждений на выборке № 12.

С учетом принятого закона возрастания  $p_{12}$  проведем анализ изменения потока повреждений:  $\omega(t) = np_{12}/2N = (0,040 + 0,045\Delta t)n/N$ . Поскольку  $N = 150$ ,  $n = 33$ , имеем:  $\omega(t) = 0,0088 + 0,0099\Delta t$ , год<sup>-1</sup>.

Использование критерия Пирсона (в отличие от критерия Колмогорова) позволяет детализировать состояние контактных соединений на выборке № 12.

### 7. Проверка гипотезы об однородности выборок (критерии Смирнова–Колмогорова, Андерсона)

Обработка статистических данных и определение показателей эксплуатационной надежности элементов энергетических систем требует проверки однородности выборок с тем, что данные о повреждениях оборудования относятся к объектам с различными условиями эксплуатации.

Существуют различные критерии проверки однородности двух выборок: Смирнова–Колмогорова, Андерсона и другие (Рябинин, 1971; 1974; 2000).

Проверка гипотезы об однородности выборок на основе критерия Смирнова–Колмогорова проводится путем анализа двух независимых выборок, произведенных из генеральных совокупностей с неизвестными теоретическими распределениями функций  $F_1(x)$  и  $F_2(x)$ , например, потока повреждений  $\omega_1(t)$  и  $\omega_2(t)$ . Статистика критерия Смирнова–Колмогорова оценивается величиной  $\lambda'(F_m; F_n)$ , где  $F_m(x)$  и  $F_n(x)$  – эмпирические функции распределения, построенные по двум выборкам объемов  $n$  и  $m$ .

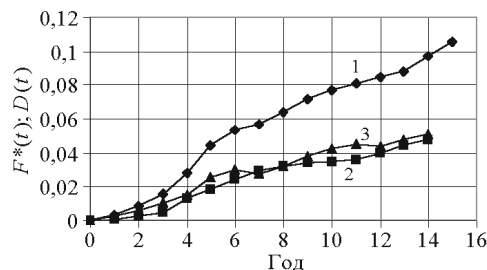
Рассмотрим возможность применения критерия Смирнова–Колмогорова к данным, полученным в результате инфракрасной термографической диагностики.

Проведем анализ данных на примере сравнения выборок № 200 и № 202 (рис. 3). Максимальная величина  $D(t) = 0,0511$ . Значение статистики критерия Смирнова–Колмогорова равно 0,135. Используя таблицу значений критерия с учетом уровня значимости 0,05,  $n = 15$ ,  $m = 14$ , получаем  $r = 8$ ,  $k = 15$ . Критическое значение  $\lambda_{кр} = r/k = 0,53$ . Поскольку  $\lambda_{кр} > \lambda_{эксп}$ , при уровне значимости 0,05 можно рассматривать выборки как принадлежащие к одной генеральной совокупности.

В то же время (рис. 3) расхождение функций распределения очевидно для данных, полученных в течение 14 лет испытаний на выборках № 200 и № 202.

Аналогичный вывод можно сделать при сравнении выборок № 200 и № 16, № 16 и № 12.

Рис. 3. Функции распределения наработки до отказа  $F^*(t)$  (выборка № 200) (1);  $F^*(t)$  (№ 202) (2) и их расхождение  $D(t)$  (3)



Следовательно, применение критерия Смирнова–Колмогорова на выбранном уровне значимости не обеспечивает получение достаточно точной оценки различий между потоками повреждений контактных соединений.

Подобное свойство данного критерия отмечалось при анализе судовых электроэнергетических систем (Рябинин, 1974).

Применение критерия Андерсона обеспечивает большую точность оценки различий выборок по сравнению с использованием метода Смирнова–Колмогорова. Для применения критерия составляется вариационный ряд объединенной выборки, полученной из  $n$  и  $m$  измерений, на основе которого вычисляется статистика объединенной выборки  $A$ , а также ее уточненное значение.

В табл. 6 представлены данные испытаний контактных соединений выборок № 16, № 200, № 202.

С учетом выборок данных, полученных в ходе термографической диагностики выборки № 16 и № 202, значение  $A^* = 1,70$ , в то время как при уровне значимости, равном 0,01, критическое значение статистики  $A(\alpha) = 0,744$ . Поскольку значение  $A^* > A(\alpha)$ , то гипотеза об однородности выборок не принимается: наблюдаемое отличие данных тепловизионного контроля на № 16 и № 202 не является случайным и связано с особенностями эксплуатации объектов.

С учетом выборок данных, полученных в ходе тепловизионной диагностики выборок № 200 и № 202, определяется уточненное значение  $A^* = 1,69$ , в то время как при уровне значимости, равном 0,01,

критическое значение  $A_{0,01} = 0,744$ . Поскольку значение  $A^* > A(\alpha)$ , то гипотеза об однородности выборок отвергается.

Таким образом, наблюдаемое отличие между результатами тепловизионного контроля контактных соединений на оборудовании № 16, № 202, № 200 не является случайным (на уровне значимости 1-2 %).

**8. Определение величины гамма-процентного ресурса контактных соединений**

В ряде отраслей, в том числе на флоте, разработана система регистрации и статистической обработки повреждений оборудования и его элементов. ГОСТ 10434-82 описывает критерии предельных состояний (тепловые режимы в предельном состоянии), а также особо выделяет требования для оценки надежности элементов конструкций, устанавливая гамма-процентный ресурс, ниже значение величины которого должно обеспечить работу электротехнических устройств в соответствии с требованиями.

Рассмотрим методику определения гамма-процентного ресурса КС на основе данных тепловизионной диагностики (Власов, 2005; 2006).

На основании испытаний определяется аналитический вид зависимостей  $R^*(t)$  и  $Q^*(t)$  с заданной вероятностью  $\gamma$ . Гамма-процентную наработку до отказа определяют из уравнения:

$$R(t_\gamma) = \gamma/100. \tag{5}$$

Среднее значение  $R_{cp}$ , определенное с учетом дефектов контактных соединений оборудования, лежит в диапазоне  $0,990 \pm 0,005$ , что соответствует значению  $\omega_{cp} \approx 0,01 \text{ год}^{-1}$ . Среднее значение вероятности безотказной работы с учетом дефектов второй группы аварийности:  $R_{cp} = 0,995$  ( $\omega_{cp} \approx 0,005 \text{ год}^{-1}$ ). При анализе дефектов контактных соединений третьей группы аварийности, подлежащих немедленному ремонту, определено значение  $R_{cp} \approx 0,999$  ( $\omega_{cp} \approx 0,001 \text{ год}^{-1}$ ).

Таблица 6. Проверка гипотезы об однородности выборок по критерию Андерсона

Объекты (выборки)												
№ 16 и № 202							№ 200 и № 202					
$r_i, s_j$	$y_i$	$x_i$	$r_i - i$	$(r_i - i)^2$	$s_j - j$	$(s_j - j)^2$	$y_i$	$x_i$	$r_i - i$	$(r_i - i)^2$	$s_j - j$	$(s_j - j)^2$
1		0,0087			0	0		0,009			0	0
2		0,0026			0	0		0,003			0	0
3		0,0047			0	0	0,004		2	4		
4	0,013		3	9				0,005			1	1
5		0,013			1	1	0,008		3	9		
6		0,018			1	1		0,013			2	4
7		0,024			1	1	0,015		4	16		
8	0,025		6	36				0,018			3	9
9		0,029		0	3	9		0,024			3	9
10		0,032		0	3	9	0,028		6	36		
11		0,034		0	3	9		0,029			5	25
12		0,035		0	3	9		0,032			5	25
13		0,036		0	3	9		0,034			5	25
14		0,038		0	3	9		0,035			5	25
15		0,040		0	3	9		0,036			5	25
16	0,050		13	169				0,040			5	25
17	0,060		13	169			0,044		13	169		
18	0,076		13	169			0,054		13	169		
19	0,089		13	169			0,057		13	169		
20	0,100		13	169			0,063		13	169		
21	0,113		13	169			0,072		13	169		
22	0,121		13	169			0,077		13	169		
23	0,125		13	169			0,081		13	169		
24	0,133		13	169			0,084		13	169		
25							0,088		13	169		
		$\sum_{i=1}^m (r_i - i)^2$	1566			66		$\sum_{i=1}^n (s_i - j)^2$	1586			173

Используем результаты, полученные в процессе анализа экспериментальных данных термографической диагностики наблюдаемых дефектов выборки № 16 (рис. 2б).

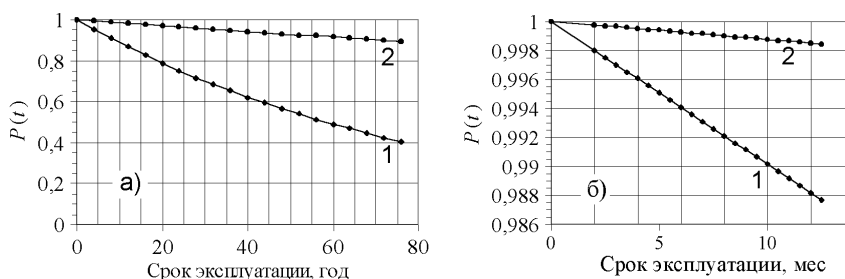
На рис. 4 представлены графики экспериментальных функций вероятности безотказной работы при значениях потока повреждений контактных соединений, равных  $0,012 \text{ год}^{-1}$  (кривые 1; все контакты) и  $0,0015 \text{ год}^{-1}$  (кривые 2; аварийные контакты). Приведенные данные свидетельствуют о том, что: в течение 60 лет гамма-процентная наработка для всех контактов равна 50 %; 2 месяцев – 99,8 %; 4 месяцев – 99,6 % (рис. 4а); года – 98,8 % (рис. 4б, кривая 1).

Таким образом, с учетом полученных данных можно с соответствующей точностью рассчитать, сколько новых дефектов образуется через заданный период времени (например, между регулярными тепловизионными испытаниями), и, задав определенное значение вероятности, определить научно-обоснованные сроки диагностики (Власов, 2005; 2006).

Анализ результатов термографической диагностики (рис. 4а, б, кривые 2) позволяет также оценить вероятность появления критических (аварийных) дефектов, обуславливающих появление критического состояния.

Допустим, на объекте насчитывается 10000 контактных соединений. При  $\omega_{\text{cp}} = 0,0015 \text{ год}^{-1}$  через год могут образоваться 15 дефектов, которые необходимо устранить при немедленном отключении оборудования. Для оборудования, насчитывающего, например, 400 контактных соединений, в течение трех лет может образоваться не более двух аварийных контактов.

Рис. 4. Зависимости  $P(t)$  с учетом всех (1) и аварийных (2) дефектов контактных соединений



## 9. Заключение

В результате анализа результатов статистической обработки данных, полученных в процессе тепловизионного контроля контактных соединений различных объектов, можно сделать выводы:

- термографическая диагностика является эффективным методом для определения показателей эксплуатационной надежности;
- нерегулярное проведение тепловизионных испытаний вызывает определенные сложности для оценки параметра потока отказов или вероятности безотказной работы;
- полученные данные требуют тщательной обработки для сравнения данных по надежности, относящихся к различным годам или объектам;
- на основании результатов статистической обработки, можно получить параметры эксплуатационной надежности электроэнергетического оборудования, выявить их особенности, тенденции развития и причины отличия.

## Литература

- Агафонов Н.А. Электроэнергетическая система ледокола "Ленин". Судостроение, № 8, 1961.
- Власов А.Б. Модели и методы термографической диагностики объектов энергетики. М., Колос, 280 с., 2006.
- Власов А.Б. Тепловизионная диагностика объектов электро- и теплоэнергетики (диагностические модели). Мурманск, МГТУ, 265 с., 2005.
- Рябинин И.А. Надежность и безопасность структурно-сложных систем. СПб., Политехника, 248 с., 2000.
- Рябинин И.А. Основы теории и расчета надежности судовых электроэнергетических систем. Л., Судостроение, 362 с., 1971.
- Рябинин И.А., Киреев Ю.Н. Надежность судовых электроэнергетических систем и судового электрооборудования. Л., Судостроение, 264 с., 1974.