

УДК 629.123 : 681.518.5

## Оценка показателей надёжности корабельного электрооборудования, их влияние на безопасность мореплавания и вероятность страховых рисков

А.Б. Власов, С.А. Буев

Морская академия МГТУ, кафедра электрооборудования судов

**Аннотация.** Представлен расчёт надёжности электрооборудования с использованием данных тепловизионной диагностики различных морских судов в разные периоды времени. От надёжности оборудования во многом зависят показатели эффективности и безопасности использования судна. Применение систем технической диагностики позволяет предотвращать или существенно сокращать число отказов судового оборудования, вынужденных остановок в море, а следовательно, и число страховых случаев.

**Abstract.** The authors present the calculation of electrical equipment reliability using the data of IR-thermography diagnostic of various vessels in different dates. The indicators of ships operation efficiency and safety depend essentially on reliability. Application of technical diagnostic's systems allows preventing or substantially reducing the number of ship equipment failures, forced stop at sea, and therefore the number of insurance cases.

**Ключевые слова:** надёжность, тепловизионная диагностика, морские суда, электрооборудование, страховые случаи, эффективность, безопасность, отказы оборудования

**Key words:** reliability, IR-diagnostics, vessels, electrical equipment, insurance cases, efficiency, safety, failures

### 1. Введение

Безопасная эксплуатация водного транспорта обеспечивается безотказной работой судового оборудования. Безотказность характеризует способность объекта (изделия, системы) сохранять работоспособность в течение определённого времени (наработки) при нормальных условиях эксплуатации. Количественными показателями безотказности являются вероятность безотказной работы, средняя наработка до отказа, интенсивность отказов и др. (Рябинин, Парфёнов, 1997).

Тепловизионная диагностика была разработана для системного сопровождения объектов энергетики и доказала свою эффективность (Власов, 2002). Указанная диагностика может применяться на морских судах при условии, что результаты диагностики будут удовлетворять требованиям Российского морского регистра судоходства для освидетельствования судов в эксплуатации и страховых компаний для принятия морских судов на страхование, оценки риска морского страхования.

Несмотря на широкое распространение тепловизоров в электроэнергетике, проблемами остаются оценка достаточности тепловизионного метода как средства определения эксплуатационных параметров надёжности электрооборудования, применимость методов статистической обработки данных, полученных с помощью тепловизионного контроля изделий в процессе их эксплуатации (Власов, Джура, 2002).

### 2. Статистические методы определения эксплуатационных показателей надёжности электрооборудования морских судов по данным тепловизионной диагностики

Рассмотрим методику статистического анализа данных, полученных в ходе инфракрасной диагностики оборудования морских судов, с целью определения эксплуатационной надёжности контактных соединений различных главных распределительных щитов (ГРЩ).

Статистический параметр потока повреждений  $\omega^*(\tau)$  ("точечная оценка" параметра) рассчитывается по соотношению (Власов, 2006):

$$\omega^*(\tau) = n_0(\tau) / N\Delta(\tau), \text{ год}^{-1}, \quad (1)$$

где  $n_0(\tau)$  – количество повреждений, накопленных с момента предыдущих испытаний;  $\Delta(\tau)$  – время, прошедшее между испытаниями, год;  $N$  – общее количество элементов (контактных соединений), находящихся под наблюдением на судне.

Статистическая вероятность появления повреждения  $Q^*$  определяется выражением:

$$Q^*(\tau, \tau + \Delta\tau) = n_0(\tau + \Delta\tau) / N, \quad (2)$$

где  $n_0(\tau + \Delta\tau)$  – число повреждений, наблюдаемых в интервале  $(0, \tau + \Delta\tau)$ .

При фиксированном потоке повреждений  $\omega(\tau)$

$$\omega(\tau) = \omega_0. \tag{3}$$

Функция вероятности безотказной работы  $P(\tau)$  восстанавливаемых элементов для экспоненциального закона распределения определяется как

$$P(\tau) = \exp(-\omega_0\tau). \tag{4}$$

Статистическая вероятность безотказной работы  $R^*(\tau)$  рассчитывается как

$$R^*(\tau, \tau + \Delta\tau) = 1 - Q^*(\tau, \tau + \Delta\tau). \tag{5}$$

В табл. 1 приведены статистические данные, полученные в процессе проведения тепловизионной диагностики контактных соединений (КС) на различных морских судах.

Таблица 1. Сведения по контактным соединениям на обследованных судах

Параметр	Объект		
	I	II	III
Уровень напряжения, В	380	380	380
Общее количество КС на ГРЩ	402	400	430
Верхняя граница вероятности повреждений $Q_g$	0,007462	0,0175	0,004651
Нижняя граница вероятности безотказной работы $R_n$	0,992537	0,9825	0,995349
Средний параметр потока повреждений $\omega_{cp}$ , год <sup>-1</sup>	0,022	0,023	0,007

Примечание: I – транспортно-буксирное судно "Десна", ООО "Газфлот"; II – самоходный плавучий кран "СПК-395", ЗАО "Мурманская судоремонтная компания"; III – рыболовецкий траулер "Альферас", ЗАО "Мурмансельдь-2".

На рисунке приведена зависимость вероятности безотказной работы  $R^*(\tau)$  контактных соединений на объекте I.

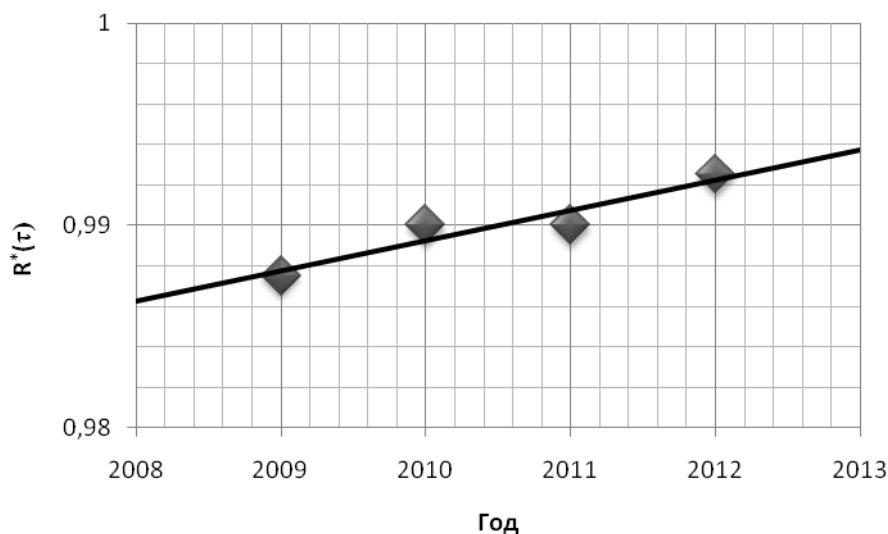


Рис. График  $R^*(\tau)$  контактных соединений "СПК-395"

При анализе характеристик надёжности рассчитывается вероятность повреждения  $Q(\tau, \Delta\tau)$  за промежутки времени  $[\tau, \tau + \Delta\tau]$ . Для оценки вероятности появления повреждений используется метод доверительных интервалов.

Задачу интервального оценивания в самом общем виде можно сформулировать так: по данным выборки построить числовой интервал, относительно которого с заранее выбранной вероятностью можно сказать, что внутри этого интервала находится оцениваемый параметр. Интервальное оценивание необходимо при малом числе отказов, что характерно для корабельного электрооборудования, когда точечная оценка не может служить устойчивой характеристикой надёжности.

Доверительным интервалом  $[Q_n, Q_6]$  для исследуемого параметра  $Q$  называют такой интервал, относительно которого можно с заранее выбранной вероятностью  $\delta = 1 - \gamma$ , близкой к единице, утверждать, что он содержит неизвестное значение параметра  $Q$ , т.е.

$$P\{Q_n < Q < Q_6\} \geq 1 - \gamma,$$

где  $Q_6$  и  $Q_n$  – верхняя и нижняя границы параметра  $Q$ ; вероятность  $\delta$  – доверительная вероятность или коэффициент доверия, а  $\gamma$  – уровень значимости.

Абсолютно достоверными границами для вероятности отказа  $Q(\tau, \Delta\tau)$  являются  $Q_n = 0$  и  $Q_6 = 1$ . Объявляя любые другие границы, мы рискуем совершить ошибку. Вероятность такой ошибки характеризует уровень значимости  $\gamma$ , а доверительная вероятность  $\delta$  гарантирует нам, что в  $100\delta\%$  случаев искомая вероятность отказа будет находиться в указанных границах.

Выбор величины доверительной вероятности зависит от вида изделия, его назначения и целей использования. Желание иметь большую доверительную вероятность (перестраховка) приводит к увеличению интервала, т.е. расширению границ искомого параметра. Для корабельного электрооборудования вполне достаточно величины  $\delta = 0,95$  или  $\delta = 0,90$  (Рябинин, Парфёнов, 1997).

Согласно общей теории интервальных оценок нижний доверительный предел  $\pi$  для неизвестной вероятности  $p$  определяется как решение уравнения (Большев, Смирнов, 1983)

$$I_\pi = (\mu, n - \mu + 1) = 1 - P, \quad (6)$$

где  $P$  – заданный коэффициент доверия ( $0,5 \leq P < 1$ );  $n$  – общее количество независимых испытаний;  $\mu$  – число испытаний, в которых наблюдался отказ;  $I_x(a, b)$  – функция В-распределения.

Функция В-распределения  $I_x(a, b)$  зависит от двух положительных параметров  $a$  и  $b$  и определяется на отрезке  $0 \leq x \leq 1$  формулой

$$I_x(a, b) = (1/B(a, b)) \int_0^x t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt, \quad (7)$$

где  $B(a, b)$  – так называемая В-функция Эйлера:

$$B(a, b) = \int_0^1 t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt = (\Gamma(a)\Gamma(b)) / \Gamma(a+b). \quad (8)$$

В принятых нами обозначениях формула (6) принимает вид

$$I_{Q_n}(n, N - n + 1) = 1 - \delta. \quad (9)$$

Аналогично верхний доверительный предел представляет собой решение уравнения

$$I_{Q_6}(n + 1, N - n) = \delta, \quad (10)$$

где  $n$  – число отказов на исследуемом интервале времени;  $N$  – общее число контактных соединений на обследуемом морском судне.

Пара чисел  $Q_n$  и  $Q_6$ , соответствующая одним и тем же значениям  $n$ ,  $N$  и  $\delta$ , определяет для неизвестной вероятности отказа  $Q(t, \Delta t)$  доверительный интервал  $(Q_n, Q_6)$  с коэффициентом доверия  $2\delta - 1$ .

Правомочность применения формул (9) и (10) базируется на равенстве функций В-распределения и функций биномиального распределения, т.е.

$$I_Q(n, N - n + 1) = \sum_{k=n}^N C_N^k Q^k (1-Q)^{N-k}, \quad (11)$$

т.к. при ограниченном числе контактных соединений  $N$  корабельного электрооборудования и малом числе отказов  $n(\tau, \Delta\tau)$  оценка частоты отказов имеет биномиальное распределение.

Ещё одним способом определения интервальных границ  $Q_6$  и  $Q_n$  является приближённая оценка по формулам (Власов, 2006):

$$Q_6 \approx x[100(1-P)\%, 2(n+1)] / (2N - n + 1 + 0,5x[100(1-P)\%, 2(n+1)]); \quad (12)$$

$$Q_n \approx x[100P\%, 2n] / (2N - n + 1 + 0,5x[100P\%, 2n]), \quad (13)$$

где  $x = f(Q, 2a)$  –  $Q$ -процентная точка  $\chi^2$ -распределения с  $\nu = 2a$  степенями свободы, этот параметр определяется по табл. 2.2а из работы (Большев, Смирнов, 1983).

Рассмотрим третий способ определения доверительных границ, который основан на оценке биномиального распределения с помощью приближённой формулы Пуассона из уравнений:

$$Q_6 \approx x[100(1-P)\%, 2(n+1)] / 2N; \quad (14)$$

$$Q_n \approx x[100P\%, 2n] / 2N, \quad (15)$$

в которых числитель определяется, как и в формулах (12) и (13).

Для расчёта доверительного интервала без применения статистических таблиц используют формулу Муавра – Лапласа:

$$Q_6 \approx (2n + 1 + z_{\delta_1}^2 + \sqrt{(z_{\delta_1}^4 + (4n - 4n^2/N + 2 - 4n/N - 1/N) z_{\delta_1}^2) / (2(N + z_{\delta_1}^2))}); \quad (16)$$

$$Q_n \approx (2n + 1 + z_{\delta_1}^2 - \sqrt{(z_{\delta_1}^4 + (4n - 4n^2/N + 2 - 4n/N - 1/N) z_{\delta_1}^2) / (2(N + z_{\delta_1}^2))}, \quad (17)$$

где  $z_{\delta_1} = \Phi^{-1}(\delta_1)$  – аргумент функции нормального распределения, при котором функция нормального распределения  $\Phi(\delta_1) = \delta_1$ .

В табл. 2 приведены аргументы функции для часто используемых значений коэффициентов доверия  $\delta_1$ .

Таблица 2

$\delta_1$	0,900	0,950	0,975
$z_{\delta_1}$	1,282	1,645	1,960

На практике нередко приходится сталкиваться с задачей определения доверительного интервала для вероятности повреждения, когда полученная из опыта частота повреждений равна нулю, либо тепловизионная диагностика не проводилась.

При количестве отказов  $n(\tau, \Delta\tau) = 0$  и, соответственно, частоте отказов, равной нулю, нижняя граница будет нулевой. Формула для верхнего значения границы вероятности отказа может быть записана в виде

$$Q_6 = 1 - \sqrt[N]{\gamma_1} = 1 - \sqrt[N]{1 - \delta_1}. \quad (18)$$

Например, в течение одного года не обнаружено ни одного дефекта на буксире-спасателе "Мурманрыба", имеющем 410 контактов. Задавая коэффициент доверия  $\delta = 0,95$ , определим верхнюю доверительную границу:  $Q_6 = 0,00728$ . Следовательно, с гарантией 95 % можно утверждать, что в течение данного года вероятность безотказной работы на траулере составляет не менее  $R_n^* = 0,99272$ .

От интервальной оценки вероятности отказа легко перейти к построению доверительного интервала  $I_\delta = [R_n(\tau, \Delta\tau); R_6(\tau, \Delta\tau)]$  для вероятности безотказной работы  $R^*(\tau, \Delta\tau)$  путём замены на функцию надёжности и изменения знаков величин и неравенств:

$$Q_n(\tau, \Delta\tau) < Q(\tau, \Delta\tau) < Q_6(\tau, \Delta\tau); \quad (19)$$

$$Q_n(\tau, \Delta\tau) < 1 - R(\tau, \Delta\tau) < Q_6(\tau, \Delta\tau); \quad (20)$$

$$1 - Q_6(\tau, \Delta\tau) < R(\tau, \Delta\tau) < 1 - Q_n(\tau, \Delta\tau). \quad (21)$$

Таким образом, границы доверительного интервала для искомой вероятности безотказной работы будут следующие:

$$R_n(\tau, \Delta\tau) = 1 - Q_6(\tau, \Delta\tau); \quad (22)$$

$$R_6(\tau, \Delta\tau) = 1 - Q_n(\tau, \Delta\tau). \quad (23)$$

Например, на рыболовецком траулере "Альферас" в течение 2012 г. обнаружено  $n_0 = 2$  дефекта контактных соединений ( $N = 430$ ). Требуется построить доверительные пределы для неизвестной вероятности повреждений  $Q^*(2012;1)$  контактных соединений в интервале времени, равном 1 году, с коэффициентом доверия  $\delta = 0,9$ . Точечную оценку неизвестной вероятности повреждения вычислим по формуле (2):

$$Q^*(\tau, \Delta\tau) = Q^*(2012;1) = n_0(\tau, \tau + \Delta\tau) / N = 0,004651.$$

Коэффициент доверия одностороннего доверительного интервала  $\delta_1$  и уровень  $\gamma_1$  значимости вычисляются по формулам:

$$\delta_1 = (1 + \delta) / 2 = (1 + 0,9) / 2 = 0,95;$$

$$\gamma_1 = 1 - \delta_1 = 0,05.$$

По табл. 5.2 (Большев, Смирнов, 1983) для  $\delta_1 = 0,95$  находим строку для  $n = 2$  и два соседних столбца с величиной  $\zeta_0 = 200$ , для которой  $Q_{60} = 0,031$  и  $Q_{n0} = 0,002$ , а для  $\zeta_1 = 500$  имеем  $Q_{61} = 0,012$  и  $Q_{n1} = 0,001$ . Поскольку число  $\zeta = N - n = 428$ , в нашем случае применим интерполяцию с коэффициентом

$$k = (\zeta - \zeta_0) / (\zeta - \zeta_1) = (428 - 200) / (500 - 200) = 0,76$$

и найдём  $Q_6$  и  $Q_n$ :

$$Q_6 = Q_{60} Q_{61} / (Q_{60}k + Q_{61}(1 - k)) = 0,31 \cdot 0,012 / (0,031 \cdot 0,76 + 0,012(1 - 0,76)) = 0,014;$$

$$Q_n = Q_{n0} Q_{n1} / (Q_{n0}k + Q_{n1}(1 - k)) = 0,002 \cdot 0,001 / (0,002 \cdot 0,76 + 0,001(1 - 0,76)) = 0,001.$$

Таким образом, в силу правила с коэффициентом доверия  $2\delta - 1 = 0,95$  можно утверждать, что истинная вероятность повреждения контактного соединения в течение 2012 г. находится в интервале  $J_{0,95} = [0,001; 0,014]$  или  $P\{0,001 < Q(2012,1) < 0,014\} \geq 0,95$ .

Для оценки интервала воспользуемся формулами (12) и (13) по данным из табл. 2.2а (Большев, Смирнов, 1983):

$$Q_e = x[5\%, 2(2 + 1)] / (2 \cdot 430 - 2 + 1 + 0,5x[5\%, 2(2+1)]) = 12,592 / 865,296 = 0,014;$$

$$Q_n = x[95\%, 2 \cdot 2] / (2 \cdot 430 - 2 + 1 + 0,5x[95\%, 2 \cdot 2]) \approx 0,711 / 859,356 \approx 0,001.$$

По приближённым формулам Пуассона (14) и (15) имеем:

$$Q_e = x[5\%, 2(2 + 1)] / 2 \cdot 430 = 12,592 / 860 = 0,015;$$

$$Q_n = x[95\%, 2 \cdot 2] / 2 \cdot 430 = 0,711 / 860 \approx 0,001.$$

Доверительный интервал по приближённым формулам Муавра – Лапласа (16) и (17) будет иметь следующие границы:

$$Q_e = (2 \cdot 2 + 1 + (1,645)^2) / (2 \cdot 430 + 2 - 4 \cdot 2^2 / 430 + 2 - 4 \cdot 2 / 430 - 1 / 430) /$$

$$/ (2(430 + (1,645)^2)) = (7,71 + 1,645 \sqrt{12,6479}) / 865,42 = 13,56 / 865,42 = 0,016;$$

$$Q_n = 7,71 - 1,645 \sqrt{12,6479} / 865,42 = 1,8597 / 865,42 = 0,002.$$

В табл. 3 представлены сравнительные результаты.

Таблица 3

Результат	Наименование способа определения доверительного интервала			
	По формулам (9), (10)	По формулам (12), (13)	По пригл. формулам Пуассона	По пригл. формулам Муавра – Лапласа
$Q_e$	0,014	0,014	0,015	0,016
$Q_n$	0,001	0,001	0,001	0,002

Результаты показывают, что нижняя граница двустороннего интервала первых трёх методов в пределах данной точности одинакова.

Рассчитаем вероятности безотказной работы  $R^*(\tau) = 0,995349$  при точечной вероятности повреждения  $Q^*(\tau) = 0,004651$ . Для крайних пределов вероятности повреждения получаем:  $Q_e^* = 0,014$ ;  $R_n^* = 0,986$ ;  $Q_n^* = 0,001$ ;  $R_e^* = 0,999$ . В итоге имеем:  $P\{0,986 < R^*(2012;1) < 0,999\} \geq 0,95$ .

В результате выполненных расчётов и анализа данных можно сделать некоторые выводы. Во-первых, экспериментальные данные имеют некоторый разброс значений, обусловленный многочисленными факторами. Во-вторых, данные тепловизионной диагностики требуют тщательной обработки для сравнения данных по надёжности, полученных в разное время или с разных объектов. При исследовании надёжности элементов электрических систем кораблей вызывает затруднение совместная обработка всех накопленных статистических данных об их эксплуатации, т.к. определить идентичность условий и режимов работы распределительных устройств путём поверхностного анализа не всегда возможно. Ввиду этого, прежде чем приступить к совместной обработке информации, необходимо определить, случайным или неслучайным является расхождение между статистическими данными. Неслучайность расхождения статистики свидетельствует о наличии существенных различий в условиях или режимах эксплуатации морского оборудования, и, следовательно, последние обладают различными характеристиками надёжности.

### 3. Проверка достоверности полученных данных на основе статистических гипотез о равенстве двух вероятностей отказа

При анализе данных количественной инфракрасной термографии должна производиться их статистическая обработка, направленная на проверку тех или иных статистических гипотез о виде или параметрах неизвестного закона распределения (Власов, 2006).

Рассматриваемый метод используется для сравнения надёжности однотипного оборудования на разных кораблях или одного и того же оборудования в разные промежутки времени. В первом случае нас интересует, насколько существенны внешние факторы, а во втором – например, можно ли считать, что наступило старение.

Имеем две выборки с разными числами элементов  $N_1$  и  $N_2$ , в которых отказали соответственно  $n_1$  и  $n_2$  элементов. Статистические частоты отказов для данных выборок будут:

$$Q_1^* = n_1 / N_1; \tag{24}$$

$$Q_2^* = n_2 / N_2. \tag{25}$$

Они соответствуют неизвестным нам истинным значениям вероятностей отказа  $Q_1$  и  $Q_2$ . Для однозначности предположим, что  $Q_1^* > Q_2^*$ .

В общем виде задача проверки статистической гипотезы формулируется следующим образом (Рябинин, Парфёнов, 1997). Имеем статистические данные в виде одной или нескольких выборок. Высказывается предположение о параметрах или о законе распределения выборок. Это основное предположение называют нулевой гипотезой  $H_0$ . Альтернативой гипотезе  $H_0$  может быть одна или две гипотезы, называемые альтернативными или конкурирующими гипотезами  $H_1$  и  $H_2$ . Таким образом, задача проверки гипотезы  $H_0$  для выборки, состоящей из  $n$  наблюдений  $x_1, x_2, \dots, x_n$  случайной величины  $X$ , заключается в выработке определённых правил, по которым мы решаем, принять гипотезу  $H_0$  или гипотезу  $H_1$ . Всё возможное множество выборок объёма  $n$  можно разделить на два непересекающихся подмножества  $S_{n1}$  и  $S_{n2}$ , т.е.  $S_{n1} \cap S_{n2} = \emptyset$ . Если наша выборка (или её характеристики, параметры) попадает в область  $S_{n1}$ , то принимается исходная проверяемая гипотеза  $H_0$ , если же в область  $S_{n2}$ , то нулевая гипотеза  $H_0$  отвергается, и принимается альтернативная гипотеза  $H_1$ .

Подмножество  $S_{n1}$  называют областью допустимых значений, а  $S_{n2}$  – критической областью. Выбор одной из областей однозначно определяет и другую область, т.е. задача сводится к определению одной области, а вторая получается автоматически единственным образом. Возникает необходимость формирования критериев, принципов или правил для построения критической области  $S_{n2}$  или области допустимых значений  $S_{n1}$ . При выборе критической области и принятии или отклонении гипотезы  $H_0$  по случайной выборке принятое решение соответствует истине с некоторой доверительной вероятностью. Схема возможных исходов представлена в табл. 4.

Таблица 4

Гипотеза $H_0$	Принятое решение	Критерий	Пояснение
Неверна	Принято	$\beta$	Ошибка 2-го рода
	Не принято	$1 - \beta$	Мощность критерия
Верна	Принято	$\alpha$	Доверительная вероятность
	Не принято	$1 - \alpha$	Уровень значимости

Рассмотрим нулевую гипотезу  $H_0 = \{Q_1 = Q_2\}$ , что различие между статистическими частотами  $Q_1^*$  и  $Q_2^*$  случайно и несущественно. Если гипотеза  $H_0$  будет отвергнута, то принимается одна из двух конкурирующих гипотез:  $H_1 = \{Q_1 < Q_2\}$  или  $H_2 = \{Q_1 > Q_2\}$ .

Для наглядности и удобства расчётов исходные данные представим в виде сопряжённых признаков  $2 \times 2$ , показанных в табл. 5.

Таблица 5

№ выборки	Всего элементов	Число неисправных элементов	Число исправных элементов	$Q^*$
1	$N_1$	$n_1$	$r_1 = N_1 - n_1$	$n_1/N_1$
2	$N_2$	$n_2$	$r_2 = N_2 - n_2$	$n_2/N_2$
Всего	$N = N_1 + N_2$	$n = n_1 + n_2$	$R = r_1 + r_2$	$n/N$

Имеем независимые случайные величины  $G_1$  и  $G_2$ , которые могут принимать значения  $G_1 = 0, 1, 2, \dots, n_1, \dots, N_1$  и  $G_2 = 0, 1, 2, \dots, n_2, \dots, N_2$ . Вероятность появления ровно  $n_1$  событий при  $N_1$  испытаниях в теории вероятности определяется по биномиальному закону

$$P\{n_1\} = C_{N_1}^{n_1} \cdot p^{n_1} \cdot q^{N_1-n_1}, \tag{26}$$

где  $p$  – вероятность появления одного события;  $q = 1 - p$ ;  $C_{N_1}^{n_1}$  – число сочетаний из  $N_1$  по  $n_1$ .

При допущении справедливости  $H_0 = \{Q_1 = Q_2 = Q\}$  и в силу независимости  $G_1$  и  $G_2$  вероятность совместного появления  $n_1$  отказов в первой выборке и  $n_2$  отказов во второй можем записать в виде произведения

$$\begin{aligned} P\{n_1 n_2\} &= P\{n_1\}P\{n_2\} = C_{N_1}^{n_1} \cdot Q^{n_1} \cdot (1 - Q)^{N_1-n_1} \cdot C_{N_2}^{n_2} \cdot Q^{n_2} \cdot (1 - Q)^{N_2-n_2} = \\ &= C_{N_1}^{n_1} \cdot C_{N_2}^{n_2} \cdot Q^{n_1+n_2} \cdot (1 - Q)^{N_1+N_2-n_1-n_2}, \end{aligned} \tag{27}$$

где  $Q$  – неизвестная вероятность появления отказа.

Для исключения этой неизвестной вероятности  $Q$  найдём вероятность появления  $n$  отказов из суммарной выборки объёмом  $N_1 + N_2 = N$

$$P\{n_1 + n_2 = n\} = C_{N_1+N_2}^{n_1+n_2} \cdot Q^{n_1+n_2} \cdot (1-Q)^{N_1+N_2-n_1-n_2} \quad (28)$$

и, разделив (27) на (28), получим величину

$$P\{n_1 n_2\} / P\{n_1 + n_2 = n\} = C_{N_1}^{n_1} \cdot C_{N_2}^{n_2} / C_{N_1+N_2}^{n_1+n_2}, \quad (29)$$

которая является условной вероятностью появления  $n_1$  отказов в первой выборке, при условии, что в обеих выборках было ровно  $n$  отказов. Действительно, полную вероятность (27) можно представить в виде произведения вероятностей зависимых событий

$$P\{n_1 n_2\} = P\{n_1\} P\{n_1 | n, H_0\}, \quad (30)$$

где  $P\{n_1 | n, H_0\}$  – условная вероятность появления  $n_1$  отказов при условии, что в обеих выборках справедлива гипотеза  $H_0$ . Но эта условная вероятность уже не зависит от неизвестного параметра  $Q$  и может быть найдена через факториалы соответствующих величин:

$$P\{n_1 | n, H_0\} = P\{n_1 n_2\} / P\{n\} = C_{N_1}^{n_1} \cdot C_{N_2}^{n_2} / C_N^n = \frac{n_1! N_2! n! (N-n)! / n_1! (N_1-n_1)! n_2! (N_2-n_2)! N!}{N_1! N_2! n! r! / n_1! r_1! n_2! r_2! N!}. \quad (31)$$

Она имеет гипергеометрическое распределение с интегральной функцией распределения  $F\{n_1 | n, H_0\}$ , по которой можем определить вероятность попадания случайной величины  $G_1$  в критическую область  $S_{n_2}$  в виде суммы условных вероятностей

$$P_1\{G_1 \leq n_1 | n\} = \sum_{k=0}^{n_1} P\{k | n\} = P\{0 | n\} + P\{1 | n\} + \dots + P\{n_1 | n\} \quad (32)$$

или вероятность попадания  $G_2$  в критическую область  $S_{n_2}$

$$P_2\{G_1 \geq n_1 | n\} = \sum_{k=n_1}^n P\{k | n\} = P\{n_1 | n\} + P\{n_1+1 | n\} + \dots + P\{n | n\}. \quad (33)$$

Для проверки гипотезы  $H_0 = \{Q_1 = Q_2\}$  при двусторонней альтернативе  $H_1 = \{Q_1 < Q_2\}$  или  $H_2 = \{Q_1 > Q_2\}$  вероятности (32) и (33) сравниваются с величиной  $\alpha/2$ . Если обе вероятности  $P_1\{G_1 \leq n_1 | n\}$  и  $P_2\{G_1 \geq n_1 | n\}$  окажутся больше уровня значимости  $\alpha/2$ , то гипотеза  $H_0$  принимается. При односторонней альтернативе сравнение производится с величиной  $\alpha$ . Если одна из этих вероятностей будет меньше  $\alpha/2$ , то гипотеза  $H_0$  отклоняется в пользу  $H_1$  и  $H_2$  соответственно.

Вычисление условной вероятности по формуле (31) путём логарифмирования представлено ниже:

$$\lg P\{n_1 | n\} = (\lg N_1! + \lg N_2! + \lg n! + \lg r! - \lg N!) - (\lg n_1! + \lg r! + \lg n_2!) = \sum_1 - \sum_2, \quad (34)$$

где  $\sum_1$  – постоянная величина при вычислении вероятностей по формулам (32) и (33), а  $\sum_2$  – переменная величина, вычисляемая для удобства в табличной форме.

Алгоритм действий при проверке гипотезы о равенстве двух вероятностей отказа описан в (Рябинин, Парфёнов, 1997) и заключается в следующем:

- 1) составляется таблица сопряжённых признаков;
- 2) вычисляются десятичные логарифмы по формуле (34) для значений  $G_1 = (0, 1, 2, \dots, n_1, \dots, n)$ ;
- 3) определяются вероятности попадания в критическую область по формулам (32) и (33);
- 4) полученные вероятности сравниваются с уровнем значимости  $\alpha/2$  при двусторонней альтернативе или с величиной  $\alpha$  при односторонней альтернативе: при  $P_1\{G_1 \leq n_1 | n\} > \alpha/2$  и  $P_2\{G_1 \geq n_1 | n\} > \alpha/2$  ( $\alpha$ ) принимается гипотеза  $H_0$ , если  $P_1\{G_1 \leq n_1 | n\} < \alpha/2$  ( $\alpha$ ), то принимается гипотеза  $H_1 = \{Q_1 < Q_2\}$ ; если же  $P_2\{G_1 \geq n_1 | n\} < \alpha/2$  ( $\alpha$ ), то принимается вторая конкурирующая гипотеза  $H_2 = \{Q_1 > Q_2\}$ .

Перейдём к выполнению практической задачи. В результате тепловизионной диагностики в 2012 г. было зарегистрировано 3 отказа из 402 контактных соединений на объекте I (транспортно-буксирное судно "Десна") и 7 отказов из 400 контактных соединений на объекте II (самоходно-плавучий кран "СПК-395"). Нам необходимо сравнить надёжность электрооборудования на разных типах судов. Можем ли мы считать различие несущественным, а следовательно, статистические данные, полученные с разных морских судов, – однородными?

Представим исходные данные в табл. 6.

Высказываем гипотезу  $H_0 = \{Q_1 = Q_2\}$  о равенстве вероятностей отказа на объектах I и II при односторонней конкурирующей гипотезе  $H_1 = \{Q_1 < Q_2\}$ . По формуле (34) вычисляем постоянную сумму (для вычисления воспользуемся табл. 7.6 (Большев, Смирнов, 1983) десятичных логарифмов факториалов):

$$\sum_1 = \lg N_1! + \lg N_2! + \lg n! + \lg r! - \lg N! = \lg 402! + \lg 400! + \lg 10! + \lg 792! - \lg 802! = 1720,3626831.$$

Таблица 6

№ выборки	Всего элементов	Число неисправных элементов	Число исправных элементов	$Q^*$
1	402	3	399	0,007463
2	400	7	393	0,017500
Всего	802	10	792	0,012468

Переменную сумму  $\sum_2$  вычисляем в табл. 7.

Таблица 7

$n_1$	$r_1$	0	402	2	401	2	400	3	399
$n_2$	$r_2$	10	390	9	391	8	392	7	393
1	2	3	4	5					
$\lg n_1!$	0	0,3010300	0,3010300	0,7781513					
$\lg r_1!$	874,0137846	871,4095586	868,8064142	866,2043542					
$\lg n_2!$	6,5597630	5,5597630	4,6055205	3,7024305					
$\lg r_2!$	842,8355064	845,4272406	848,0205267	850,6149192					
$\sum_2$	1723,409054	1722,6975922	1721,7334914	1721,2998552					

Вычисляем логарифмы условных вероятностей по (34) и соответствующие вероятности:

$$\lg P\{0 | 10\} = 1720,3626831 - 1723,409054 = -3,0463708;$$

$$P\{0 | 10\} = 0,0008987;$$

$$\lg P\{1 | 10\} = 1720,3626831 - 1722,6975922 = -2,3349091;$$

$$P\{1 | 10\} = 0,0046247;$$

$$\lg P\{2 | 10\} = 1720,3626831 - 1721,7334914 = -1,3708083;$$

$$P\{2 | 10\} = 0,0425786;$$

$$\lg P\{3 | 10\} = 1720,3626831 - 1722,6975922 = -0,9371720;$$

$$P\{3 | 10\} = 0,1155654.$$

По формуле (32) находим:

$$P_1\{N_1 \leq 3 | 10\} = \sum_{k=0}^3 P\{k | 10\} = P\{0 | 10\} + P\{1 | 10\} + P\{2 | 10\} + P\{3 | 10\} = 0,1636675.$$

При уровне значимости  $\alpha = 10\%$  полученная вероятность превосходит  $\alpha$ , поэтому принимаем гипотезу  $H_0 = \{Q_1 = Q_2\}$ . Наблюдаемая разница в числе отказов носит случайный характер.

Проверим равенство статистических вероятностей отказа  $Q_1^*$  и  $Q_2^*$  методом доверительных интервалов по приближенным формулам (12) и (13). Верхняя доверительная граница  $Q_{1\alpha}^*$  при  $n_1 = 3$ ,  $N_1 = 402$  для уровня значимости  $\alpha = 0,10$  будет следующей:

$$Q_{1\alpha}^* = x[10\%, 2(3 + 1)] / (2 \cdot 402 - 3 + 1 + 0,5x[10\%, 2(3 + 1)]) = 13,362 / 867,81 = 0,015397.$$

Нижняя доверительная граница  $Q_{2\alpha}^*$  при  $n_2 = 7$ ,  $N_1 = 400$  для уровня значимости  $\alpha = 0,10$  будет следующей:

$$Q_{1\alpha}^* = x[90\%, 2 \cdot 7] / (2 \cdot 400 - 7 + 1 + 0,5x[90\%, 2 \cdot 7]) = 7,790 / 797,895 = 0,009763.$$

Таким образом, имеем область пересечения доверительных интервалов на участке (0,009763; 0,015397), что позволяет принять гипотезу  $H_0 = \{Q_1 = Q_2\}$ .

#### 4. Вероятность возникновения страховых рисков

При рассматриваемых отказах электрооборудования морского судна появляется возможность возникновения страхового случая по всем рискам страхования (пожар, столкновение с другим судном, штормовое повреждение и т.д.).

По статистике в 18% случаев причиной возникновения пожара на корабле являлся выход из строя электрооборудования (Подобед, Панкратов, 2011).



По данным Центрального союза морских страховщиков (CEFOR), средняя величина страховой выплаты по риску пожара за первую половину 2012 г. составила 4,5 млн долл. США (*Отчёт об убытках...*, 2012).

При повышении вероятности безотказной работы электрооборудования риск возникновения уменьшается.

По данным статистики на объекте I (транспортно-буксирное судно "Десна") при применении метода тепловизионной диагностики вероятность безотказной работы  $R^*(\tau)$  повысилась с 0,982587 в 2009 г. до 0,992537 в 2012 г. При этом риск возникновения пожара  $P(\text{пож})$  в среднем уменьшился на 9 %.

$$P_{2012}(\text{пож}) = (1 - R^*_{2012}) \cdot P_{\text{ср}}(\text{пож}) / (1 - R^*_{2009}) = 9 \%$$

## 5. Заключение

Экономический эффект от внедрения метода тепловизионной диагностики для компаний, эксплуатирующих морские суда, обеспечивается за счёт уменьшения эксплуатационных затрат, убытков от простоя судна в связи с ремонтом, уменьшения страховой премии. Обзорные сведения, связанные с экономическим эффектом от применения тепловизионной техники в различных отраслях народного хозяйства, представлены в работе (Власов, 2006).

Применение систем технической диагностики позволяет устанавливать оптимальные сроки выполнения планово-предупредительного ТО и ремонта, предотвращать или существенно сокращать число отказов судового оборудования и вынужденных остановок в море, сокращать время поиска неисправностей. Расчёты показывают: при применении разработанного метода  $R^*(\tau) = 0,995347$ , при точечной вероятности повреждения  $Q^*(\tau) = 0,004651$ .

Экономический эффект при избегании ремонтных работ складывается из стоимости простоя судна и стоимости выполнения ремонта и в среднем для рыболовецкого судна доходит до 3 млн руб. в год (Базарнов, 2008).

По отношению к морскому страхованию предотвращение возможных страховых случаев, вызванных выходом из строя электрооборудования и возникновением пожаров, является важной задачей, которую способна решать тепловизионная диагностика.

Выявление дефектов электрооборудования на ранней стадии развития является одним из элементов противопожарной профилактики.

Наличие у судовладельца отчёта о проведённой тепловизионной диагностике электрооборудования является документом, который принимается Регистром Судоходства и страховыми организациями как подтверждение технической исправности судна.

## Литература

- Базарнов В. Безопасность на море и на суше. *Морской бизнес*, № 11, с. 12-15, 2008.
- Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. М., Наука, Главная редакция физико-математической литературы, 416 с., 1983.
- Власов А.Б. Методы статистической обработки тепловизионных данных по параметрам надёжности электрооборудования. Методы и средства оценки состояния энергетического оборудования. *Петербургский энергетический ин-т повышения квалификации рук. работников и специалистов*, вып. 17, с. 16-31, 2002.
- Власов А.Б. Модели и методы термографической диагностики объектов энергетики. М., Колос, 280 с., 2006.
- Власов А.Б., Джура А.В. Система сопровождения оборудования по техническому состоянию (тепловизионная диагностика). Методы и средства оценки состояния энергетического оборудования. *Петербургский энергетический ин-т повышения квалификации рук. работников и специалистов*, вып. 20, с. 294-301, 2002.
- Отчёт об убытках Центрального союза морских страховщиков за первую половину 2012 года. 2012. URL: <http://www.cefor.no>.
- Подобед В.А., Панкратов А.А. Анализ пожаров на судах рыбопромыслового флота Северного бассейна. *Вестник МГТУ*, т. 14, № 4, с. 728-732, 2011.
- Рябинин И.А., Парфёнов Ю.М. Надёжность, живучесть и безопасность корабельных электроэнергетических систем. СПб., Изд-во Военно-морской академии им. адмирала флота Советского Союза Н.Г. Кузнецова, 431 с., 1997.