

ОЦЕНКА ВРЕМЕНИ СРАБАТЫВАНИЯ ВЫКЛЮЧАТЕЛЯ ПРИ ОТКЛЮЧЕНИИ ТОКОВ КОРОТКОГО ЗАМЫКАНИЯ

Храмогина В.В., студент, Ковалёв А.П., д.т.н., проф.

(Донецкий национальный технический университет, г. Донецк, Украина)

Под наблюдением находилось $n=10$ выключателей напряжением 220 В, номинальный ток 25 А тип ВА 66-29. Испытание происходило следующим образом. При сквозном токе, протекающем через выключатель $I_k=250$ А и $I_k=320$ А фиксировалось время отключения выключателя токовым расцепителем. Времена отключения t_i , $i=1,10$ и $i=1,7$ представлены в виде вариационного ряда и занесены в колонку 2 таблицы 1 ($n=r=10$), а также в колонку 2 таблицы 2 ($n=10$, $r=7$, r – число интервалов времени срабатывания выключателя).

Таблица 1 – Результаты испытания $n=10$ выключателей $I_n=25$ А при $I_k=250$ А

i	t_r	x_i	M_i	$X_{i+1}-X_i$	$(X_{i+1}-X_i)/M_i$	a_i	c_i
1	2	3	4	5	6	7	8
1	5,3	1,667707	1,053606	0,018692	0,017741	0,027331	-0,072734
2	5,4	1,686399	0,559013	0,018349	0,032824	0,040034	-0,077971
3	5,5	1,704748	0,3991	0,018019	0,045148	0,052496	-0,077242
4	5,6	1,722767	0,32447	0,0177	0,054549	0,065408	-0,071876
5	5,7	1,740466	0,286163	0,017392	0,060776	0,079263	-0,061652
6	5,8	1,757858	0,269493	0,017094	0,063432	0,094638	-0,045420
7	5,9	1,774952	0,271645	0,016807	0,061872	0,112414	-0,020698
8	6	1,791759	0,300869	0,016529	0,054939	0,134239	0,017927
9	6,1	1,808289	0,405316	0,016261	0,040118	0,164178	0,085070
10	6,2	1,824549				0,230001	0,324597

Таблица 2 – Результаты испытания $n=10$ выключателей $I_n=25$ А при $I_k=320$ А

i	t_r	x_i	M_i	$X_{i+1}-X_i$	$(X_{i+1}-X_i)/M_i$	a_i	c_i
1	2	3	4	5	6	7	8
1	4,1	1,410987	1,053606	0,024098	0,022872	-0,022198	-0,124170
2	4,2	1,435085	0,559013	0,02353	0,042093	-0,006909	-0,126894
3	4,3	1,458615	0,3991	0,02299	0,057603	0,013224	-0,118392
4	4,4	1,481605	0,32447	0,022473	0,06926	0,037994	-0,100924
5	4,5	1,504077	0,286163	0,021979	0,076806	0,068153	-0,073988
6	4,6	1,526056	0,269493	0,021506	0,079802	0,105164	-0,035501
7	4,7	1,547563				0,804572	0,579858

Определить, не противоречит ли полученная при испытаниях статистика (таблица 1, колонка 2) функции распределения вероятностей Вейбулла по критерию согласия Манна.

Определить параметры функции распределения вероятностей Вейбулла.

Манн и другие исследователи [1] разработали критерий согласия, предназначенный специально для распределения Вейбулла. Применяется этот критерий для случая, когда под наблюдением находится не более 25 однотипных единиц оборудования ($n \leq 25$).

Пусть t_1, t_2, \dots, t_r – первые r порядковых статистик наработки до отказа выключателя, полученные при прекращении их испытания в момент появления r -го отказа ($r \leq n$). Обозначим $x_i = \ln t_i, i = \overline{1, r}$. Тогда статистика, которая лежит в основе критерия будет иметь вид:

$$S = \frac{\sum_{i=[r/2]+1}^{r-1} \frac{X_{i+1} - X_i}{M_i}}{\sum_{i=1}^{r-1} \frac{X_{i+1} - X_i}{M_i}}, \quad (1)$$

где $[\frac{r}{2}]$ - наибольшее целое число меньше или равное частоте отделения $\frac{r}{2}$.

Значение M_i , а также критическое значение $S_{кр}$ приводятся в таблицах приложения 13 [2] в зависимости от величин n, r и α .

Вычисляем значение $x_i = \ln t_i$ и результат заносим в таблицу 1 и таблицу 2, колонка 3. Значение коэффициента M_i находим с помощью таблицы приложения 13 [2] для случая, когда $n=10, i=10$ и $n=10, i=7$, результат заносим в колонку 4, затем вычисляется $(X_{i+1} - X_i)$ и $\frac{(X_{i+1} - X_i)}{M_i}$. Результаты расчётов заносим в колонки 5 и 6 таблицы 1 и таблицы 2.

В том случае, если получим, что $S < S_{кр}$, тогда гипотеза о том, что данная статистика не противоречит закону распределения Вейбулла принимается.

Используя формулу (1) находим S для выключателей ВА 66-29 $I_n=25$ А при $I_k=250$ А:

$$S_1 = \frac{\sum_{i=6}^9 \left[\frac{X_{i+1} - X_i}{M_i} \right]}{\sum_{i=1}^{19} \left[\frac{X_{i+1} - X_i}{M_i} \right]} = \frac{0,22036}{0,431398} = 0,51,$$

где $[\frac{r}{2}]+1 = [\frac{10}{2}]+1=6$.

Критическое значение $S_{кр} = 0,69$ получено из таблицы приложения 13 для случая: $n=10, r=10, \alpha=0,95$. Так, как $S < S_{кр}$ гипотеза о том, что распределение Вейбулла не противоречит, приведенной в колонке 2 таблицы 1 статистики подтверждается.

Используя формулу (1) находим S для выключателей ВА 66-29 $I_n=25$ А при $I_k=320$ А:

$$S_2 = \frac{\sum_{i=4}^6 \left[\frac{X_{i+1} - X_i}{M_i} \right]}{\sum_{i=1}^6 \left[\frac{X_{i+1} - X_i}{M_i} \right]} = \frac{0,225868}{0,348436} = 0,65,$$

где $[\frac{r}{2}]+1 = [\frac{7}{2}]+1=4$.

Критическое значение $S_{кр} = 0,81$ получено из таблицы приложения 13 для случая: $n=10, r=7, \alpha=0,95$. Так, как $S < S_{кр}$ гипотеза о том, что распределение Вейбулла не противоречит, приведенной в колонке 2 таблицы 2 статистики подтверждается.

Параметры функции распределения Вейбулла находим следующим образом [2]:

$$\tilde{F}(t) = 1 - \exp[-(\frac{t}{\Theta})^{\tilde{\beta}}], \quad (2)$$

Весовые множители a_i и c_i для $n=10$ и $r=10$ и $n=10$ и $r=7$ находятся с помощью таблицы приложения 9 [2]. Полученные результаты заносим в колонки 7 и 8 таблицы 1 и таблицы 2.

Используя данные таблицы колонок 2,7,8 находим:

$$\bar{u}_1 = \sum_{i=1}^r a_i \cdot x_i = 1,776166 \text{ и } \tilde{b}_1 = \sum_{i=1}^r c_i \cdot x_i = 0,046019;$$

$$\bar{u}_2 = \sum_{i=1}^r a_i \cdot x_i = 1,542464 \text{ и } \tilde{b}_2 = \sum_{i=1}^r c_i \cdot x_i = 0,052383.$$

Оценки параметров распределения Вейбулла находим, используя полученные значения \tilde{u}_1, \tilde{u}_2 и \tilde{b}_1, \tilde{b}_2 по формулам:

$$\bar{\Theta}_1 = e^{\bar{u}_1} = 6 \text{ циклов, } \bar{\beta}_1 = \frac{1}{\tilde{b}_1} = 22;$$

$$\bar{\Theta}_2 = e^{\bar{u}_2} = 5 \text{ циклов,}$$

$$\bar{\beta}_2 = \frac{1}{\tilde{b}_2} = 19. \text{ Подставим полученные параметры } \bar{\Theta}_1, \bar{\Theta}_2 \text{ и } \bar{\beta}_1, \bar{\beta}_2 \text{ в формулу (2),}$$

получим:

$$\tilde{F}_1(t) = 1 - \exp[-(\frac{t}{6})^{22}]; \quad (3)$$

$$\tilde{F}_2(t) = 1 - \exp[-(\frac{t}{5})^{19}]. \quad (4)$$

С помощью формул (3), (4) можно определить вероятность того, что время отключения выключателя при токах $I_k=250$ А и $I_k=320$ А будет равно заданной величине t_1 .

Перечень ссылок

1. Mann N.R., Fertig K.W., Scheuer E.M., Tolerance Bounds a New Goodness - of - Fit Test for Two-Parameter Weibull or Extreme - Value Distribution [with Tables for Censored Samples of Size 3 (1) 25], Aerospace Research Laboratories, , Wright Patterson Air Force Base, Ohio, ARL 71 - 0077, Contact No, AF 33 (615) – 70 – C – 1216, May 1971.

2. К. Канур, Л. Ламберсон. Надежность и проектирование систем. Мир. Москва, 1980.
– 604 с.