ДИАГНОСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА СЛОЖНЫХ СИСТЕМ

DIAGNOSTIC METHODS OF ENSURING THE RELIABILITY AND THE QUALITY OF COMPLEX SYSTEMS

УДК 62.192 **DOI 10.21685/2307-4205-2019-3-6**

Г. С. Садыхов, С. С. Кудрявцева, В. С. Калашников

РАСЧЕТ И ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ РЕСУРСА ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ПРИНУДИТЕЛЬНЫХ ИСПЫТАНИЙ НА ОТКАЗ НЕВОССТАНАВЛИВАЕМЫХ ОБЪЕКТОВ[1]

G. S. Sadykhov, S. S. Kudryavtseva, V. S. Kalashnikov

CALCULATION AND ESTIMATION OF USEFUL OPERATION TIME BASED ON FORCED FAILURE TESTS OF IRREPARABLE ITEMS

Аннотация. *Актуальность и цели.* Актуальная проблема оценки показателей остаточного ресурса занимает главенствующее положение в теории надежности. Однако расчет ресурса по результатам принудительных испытаний на отказ невосстанавливаемых объектов исследован в неполной мере. *Материалы и методы*. Для невосстанавливаемых в результате принудительных испытаний на отказ технических объектов выведены непараметрические формулы расчета показателей ресурса. Доказана теорема для оценки среднего ресурса для равномерного закона распределения. Показано, что полученное утверждение справедливо при оценке среднего ресурса и для других параметрических законов, например, что для экспоненциального закона распределения безотказных наработок существуют только два значения гамма-процентных ресурсов, среднее арифметическое значение которых равно среднему ресурсу. Представлена графическая интерпретация гамма-процентных ресурсов, статистическая (точечная) оценка гамма-

Abstract. *Background*. The actual problem in measuring residual resource takes a leading position in reliability theory. However, the calculation of the resource based on the results of the forced tests on the refusal of the unrecoverable objects researched in not sufficiently. *Materials and methods*. For non-restorable by forced tests on the refusal of technical objects withdrawn non-parametric formulas for calculating resource. A theorem for estimating the average resource for equitable distribution law. It is shown that the resulting statement is true when evaluating the secondary resource for other parametric laws that, for example, for exponential distribution law of tailor-made developments there are only two values of gamma-interest resources the arithmetic mean is equal to the average resource. Represented by a graphical interpretation of gamma-interest resources, statistical (dot) evaluation of gamma per cent resource, as well as the lower limit of the trust. *Conclusions*. Proposed non-parametric calculation formula and resource estimates for non-restorable by forced endurance tests on failure of technical objects.

[1] Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (гранты № 07-08-00574-а, № 10-08-00607-а).

процентного ресурса, а также нижняя доверительная граница показателя. *Выводы*. Предложены непараметрические формулы расчета и оценок показателей ресурса для невосстанавливаемых в результате принудительных ресурсных испытаний на отказ технических объектов.

Ключевые слова: вероятность безотказной работы, средний ресурс, гамма-процентный ресурс, принудительные испытания на отказ.

Keywords: reliability function, mean life, gamma-percentile life, forced failure tests.

Постановка задачи

Пусть γ – заданная доля единицы $(0<\gamma<1)$ и $P(t)$ – вероятность безотказной работы невосстанавливаемого в результате отказа технического объекта в течение времени t. Тогда показатель гамма-процентный ресурс t_γ определяется из уравнения [1]

$$P(t)=\gamma \tag{1}$$

как решение относительно времени t, $(t=t_\gamma)$.

Помимо этого показателя также используется другой показатель – средний ресурс *r*, который рассчитывается по формуле [2]

$$r=\int_0^\infty P(t)\,dt. \tag{2}$$

Из уравнений (1) и (2) видно, что эти показатели можно определить, если задана вероятность безотказной работы как функции времени t на всей временной оси. Например, если

$$P(t)=\exp(-\lambda t),$$

на всей временной оси $t>0$, где $\lambda>0$ – постоянная, то эти показатели соответственно равны [3]

$$t_\gamma=\frac{-\ln\gamma}{\lambda}, \tag{3}$$

$$r=\frac{1}{\lambda}. \tag{4}$$

Однако в инженерных задачах вероятность безотказной работы как функция времени t, как правило, неизвестна. Тогда возникает задача: как рассчитать и оценить эти показатели в этом непараметрическом случае?

Решению этой задачи посвящена настоящая работа.

Расчет среднего ресурса

Найдем связь между показателями ресурса. Для этого докажем следующее утверждение.

Теорема. Для среднего ресурса r справедлива следующая формула:

$$r=\frac{1}{2}\int_0^1\left(t_\gamma+t_{1-\gamma}\right)d\gamma, \tag{5}$$

где t_γ и $t_{1-\gamma}$ – гамма-процентные ресурсы при уровнях соответственно γ и $1-\gamma$, $(0<\gamma<1)$.

Доказательство. Используя формулы (2) и (1), имеем

$$r=\int_1^0 \gamma\, dt_\gamma.$$

Отсюда интегрируя по частям, получим

$$r = \gamma t_\gamma \Big|_1^0 - \int_1^0 t_\gamma d\gamma.$$

Так как проинтегрированная часть равна нулю, то, поменяв местами пределы интегрирования, имеем

$$r = \int_0^1 t_\gamma d\gamma. \qquad (6)$$

Далее, сделав замену переменных в интеграле (6), получим

$$r = -\int_1^0 t_{1-\gamma} d\gamma.$$

Откуда, поменяв местами пределы интегрирования, имеем

$$r = \int_0^1 t_{1-\gamma} d\gamma. \qquad (7)$$

Сложив формулы (6) и (7), получим

$$2r = \int_0^1 \left(t_\gamma + t_{1-\gamma}\right) d\gamma.$$

Далее, разделив обе части на 2, найдем искомую формулу (5), что доказывает теорему.

Например, для равномерно распределенного ресурса на отрезке времени l имеем [4]

$$P(t) = 1 - \frac{t}{l}, \ (0 < t < l),$$

откуда, используя определение (1), получим гамма-процентные ресурсы, равные

$$t_\gamma = l(1-\gamma), \ t_{1-\gamma} = l\gamma. \qquad (8)$$

Подставляя полученные выражения (8) в формулу (5), найдем средний ресурс r, равный

$$r = \frac{l}{2}. \qquad (9)$$

Точно так же можно найти средний ресурс для других параметрических законов [5–20].

Формула (9) имеет физическую интерпретацию, а именно: центр тяжести однородного стержня длиной l лежит в середине этого стержня.

Из теоремы вытекает следующее утверждение.

Следствие. Существует, по крайней мере, два значения гамма-процентных ресурсов t_{γ_0} и $t_{1-\gamma_0}$, среднее арифметическое значение которых равно среднему ресурсу, т.е.

$$r = \frac{t_{\gamma_0} + t_{1-\gamma_0}}{2}. \qquad (10)$$

Найдем эти значения гамма-процентных ресурсов для известных законов безотказных наработок.

Рассмотрим вначале экспоненциальный закон распределения ресурса. Согласно (10) с учетом формул (3) и (4) имеем

$$\frac{1}{\lambda} = \frac{-\ln\gamma_0 - \ln(1-\gamma_0)}{2\lambda},$$

откуда получим

$$\ln\left(\gamma_0\left(1-\gamma_0\right)\right)=-2,$$

или, упрощая, найдем

$$\gamma_0^{\ 2}-\gamma_0+e^{-2}=0.$$

Решая полученное квадратное уравнение, имеем следующие корни:

$$\gamma_0^{(1)}=0{,}84;\quad \gamma_0^{(2)}=0{,}16.$$

Следовательно, только два значения гамма-процентных ресурсов $t_{0,84}$ и $t_{0,16}$ удовлетворяют формуле (10).

Это означает, что для экспоненциального закона распределения безотказных наработок существуют только два значения гамма-процентных ресурсов $t_{0,84}$ и $t_{0,16}$, среднее арифметическое значение которых равно среднему ресурсу.

Рассмотрим теперь равномерный закон распределения ресурса на временном отрезке l.

Согласно формуле (10) с учетом формул (8) и (9) имеем

$$\frac{l}{2}=\frac{l\left(1-\gamma\right)+l\gamma}{2}.$$

Видно, что это равенство справедливо при любом значении γ, $\left(0<\gamma<1\right)$. Следовательно, для равномерного закона распределения ресурса существует бесконечное множество значений гамма-процентных ресурсов, удовлетворяющих условию (10).

Графическая интерпретация гамма-процентных ресурсов

Построим график функции t_γ в зависимости от значений, принимаемых переменной γ, $\left(0<\gamma<1\right)$.

Так как согласно (1)

$$P\left(t_\gamma\right)=\gamma,$$

то

$$P'\left(t_\gamma\right)\frac{dt_\gamma}{d\gamma}=1.$$

Откуда находим

$$\frac{dt_\gamma}{d\gamma}=\frac{1}{P'\left(t_\gamma\right)}. \tag{11}$$

Поскольку функция $P\left(t\right)$ монотонно убывает, то правая часть (11) отрицательна. Значит, функция t_γ, как функция переменной γ, так же монотонно убывает.

Взяв вторую производную от соотношения (11), найдем

$$\frac{d^2t_\gamma}{d\gamma^2}=\frac{-P''\left(t_\gamma\right)}{\left(P'\left(t_\gamma\right)\right)^2}\cdot\frac{dt_\gamma}{d\gamma}.$$

Так как

$$P''\left(t_\gamma\right)\geq 0,$$

то с учетом (11) получим

$$\frac{d^2 t_\gamma}{d\gamma^2} \ge 0.$$

Следовательно, функция t_γ выпукла вниз и ось ординат $\gamma = 0$ является вертикальной асимптотой. Примерный график этой функции изображен на рис. 1 для всех законов распределения ресурса, за исключением равномерного.

Заметим, что равномерный закон распределения ресурса является исключением из общего правила, поскольку согласно (8) графиком функции t_γ служит отрезок прямой. Примерный график этой функции для этого закона изображен на рис. 2.

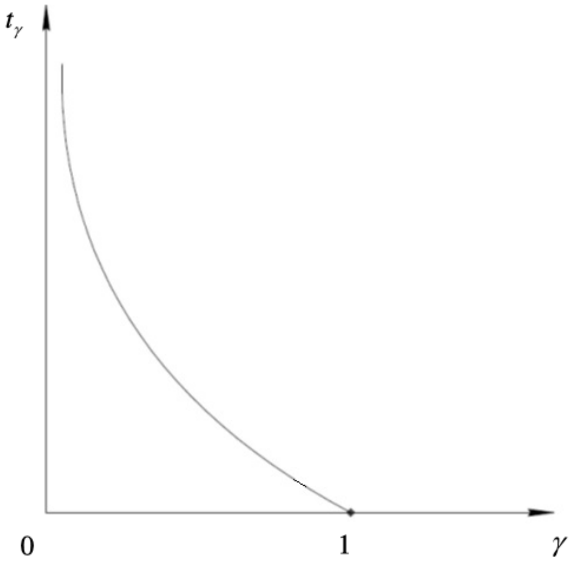

Рис. 1. Общий график функции t_γ

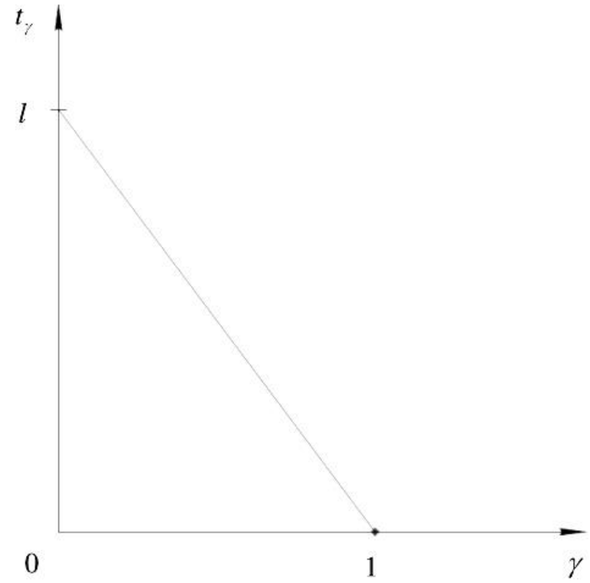

Рис. 2. График функции t_γ для равномерного закона распределения ресурса

В заключение отметим, что площадь под кривой t_γ согласно (6) равна среднему ресурсу. Это наглядно демонстрирует треугольник на рис. 2, площадь которого равна $l/2$.

Статистическая (точечная) оценка гамма-процентного ресурса

Пусть R – объем выборки однотипных невосстанавливаемых объектов для проведения ресурсных испытаний. И пусть испытания проводят до появления, например, второго отказавшего объекта. Такие испытания называют принудительными [20]. Для определенности положим, что z_2 – наработка до отказа этого объекта, где $z_2 > z_1$; здесь z_1 – безотказная наработка первого отказавшего объекта. Тогда докажем следующую формулу для расчета статистической (точечной) оценки гамма-процентного ресурса:

$$\hat{t}_\gamma = z_1 + \alpha_1 \left(z_2 - z_1 \right), \tag{12}$$

здесь значение γ должно удовлетворять условию

$$\hat{P}\left(z_2 \right) \le \gamma < \hat{P}\left(z_1 \right), \tag{13}$$

где

$$\alpha_1 = R\left(1-\gamma\right) - 1; \tag{14}$$

$$\hat{P}\left(z_1 \right) = 1 - \frac{1}{R}, \ \hat{P}\left(z_2 \right) = 1 - \frac{2}{R} \ – \tag{15}$$

статистические (точечные) оценки вероятности безотказной работы объекта в течение времени z_1 и z_2 соответственно.

Для доказательства воспользуемся рис. 3, где сплошной линией изображен график функции $P(t)$, а на оси абсцисс – истинное значение показателя t_γ, его точечная (статистическая) оценка $\hat{t}_\gamma$; z_1 – наработка до отказа первого отказавшего объекта; z_2 – наработка до отказа второго объекта. На отрезке времени (z_1, z_2) вероятность безотказной работы объекта $P(t)$ аппроксимируется отрезком прямой оценочной вероятности безотказной работы $\hat{P}(t)$. При этом

$$P(z_1) = \hat{P}(z_1),\ P(z_2) = \hat{P}(z_2).$$

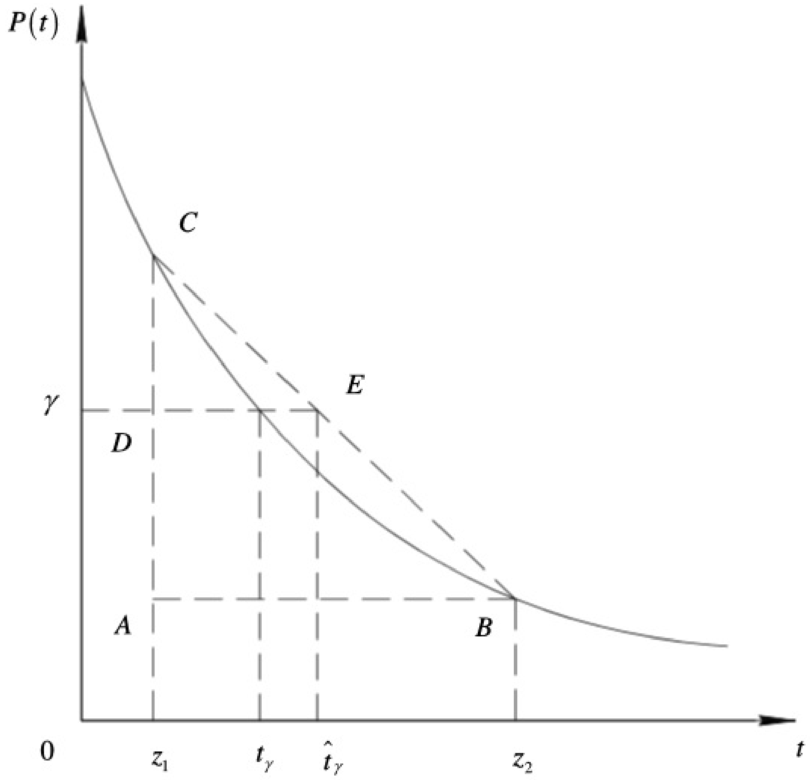

Рис. 3. Статистическая (точечная) оценка показателя t_γ

На рис. 3 видно, что треугольник ABC подобен треугольнику DEC. Следовательно, соответствующие катеты прямоугольных треугольников пропорциональны, т.е.

$$\frac{DE}{AB} = \frac{DC}{AC}. \tag{16}$$

Так как

$$DE = \hat{t}_\gamma - z_1,$$

$$AB = z_2 - z_1,$$

$$DC = \hat{P}(z_1) - \gamma,$$

$$AC = \hat{P}(z_1) - \hat{P}(z_2),$$

то согласно формуле (16) имеем

$$\frac{\hat{t}_\gamma - z_1}{z_2 - z_1} = \frac{\hat{P}(z_1) - \gamma}{\hat{P}(z_1) - \hat{P}(z_2)}.$$

Правая часть полученного соотношения согласно выражению (15) равна выражению (14). Следовательно, получим

$$\frac{\hat{t}_\gamma - z_1}{z_2 - z_1} = \alpha_1,$$

откуда найдем

$$\hat{t}_\gamma - z_1 = \alpha_1 (z_2 - z_1),$$

что доказывает формула (12).

Заметим, что коэффициент (14) удовлетворяет условию

$$0 < \alpha_1 \le 1. \qquad (17)$$

В самом деле, используя уравнение (13), получим

$$R\left(1 - \hat{P}(z_1)\right) < R(1-\gamma) \le R\left(1 - \hat{P}(z_2)\right),$$

откуда согласно формуле (15) найдем

$$0 < R(1-\gamma) - 1 \le 1,$$

что доказывает формула (17).

Пример. Десять однотипных объектов поставлены на принудительные ресурсные испытания до обнаружения двух отказавших объектов. Пусть z_1, z_2 – наработки до отказа первого и второго отказавших объектов соответственно. Рассчитать статистическую (точечную) оценку показателя $\hat{t}_{0,85}$.

Решение. Согласно условиям примера имеем $R = 10$, $\gamma = 0,85$. Так как уровень $\gamma = 0,85$ удовлетворяет условию (13), где

$$\hat{P}(z_1) = 1 - \frac{1}{10} = 0,9; \quad \hat{P}(z_2) = 1 - \frac{2}{10} = 0,8,$$

то по формуле (14) находим

$$\alpha_1 = 10(1 - 0,85) - 1 = 0,5.$$

Следовательно, искомая оценка согласно формуле (12) будет равна

$$\hat{t}_{0,85} = z_1 + 0,5(z_2 - z_1) = 0,5(z_1 + z_2).$$

Возникает вопрос: достижима ли оценка (12)? Другими словами, существует ли такой пример, когда фактическое значение показателя совпадает с расчетной оценкой?

Покажем, что такой пример, демонстрирующий достижимость оценки (12), существует.

Пусть в этом примере объем выборки R равен 5 и $\gamma = 0,6$. Очевидно, что в этом случае фактическое значение показателя согласно его определению равно

$$t_{0,6} = z_2, \qquad (18)$$

так как

$$P(z_2) = 1 - \frac{2}{5} = 0,6,$$

где z_2 – наработка до отказа второго отказавшего объекта.

Поскольку уровень $\gamma = 0,6$ удовлетворяет условию (13), где $\hat{P}(z_1) = 1 - \frac{1}{5} = 0,8$, $\hat{P}(z_2) = 1 - \frac{2}{5} = 0,6$, то по формуле (14) имеем

$$\alpha_1 = 5(1 - 0,6) - 1 = 1.$$

Тогда расчетное значение статистической (точечной) оценки согласно формуле (12) равно

$$\hat{t}_{0,6} = z_1 + (z_2 - z_1) = z_2,$$

что совпадает с фактическим значением (18). Следовательно, оценка (12) достижима.

Заметим, что если принудительные ресурсные испытания провести для выборки объектов объемом R до появления первого отказавшего объекта, то можно доказать, что статистической оценкой гамма-процентного ресурса служит величина

$$\hat{t}_\gamma = \alpha_0 z_1. \tag{19}$$

Здесь значение γ должно удовлетворять условию

$$\hat{P}(z_1) \le \gamma < 1, \tag{20}$$

где

$$\alpha_0 = R(1 - \gamma). \tag{21}$$

Используя формулу (20) в (21), найдем

$$0 < \alpha_0 \le 1.$$

Очевидно, что принудительные ресурсные испытания можно проводить до количества появления отказавших объектов в количестве $i + 1$, где $i = 0,1,2...R - 1$. В этом случае можно доказать следующую формулу для расчета статистической (точечной) оценки гамма-процентного ресурса:

$$\hat{t}_\gamma = z_i + \alpha_i (z_{i+1} - z_i), \tag{22}$$

где

$$\alpha_i = R(1 - \gamma) - i, \tag{23}$$

при этом значение γ должно удовлетворять условию

$$\hat{P}(z_{i+1}) \le \gamma < P(z_i), \tag{24}$$

где

$$\hat{P}(z_i) = 1 - \frac{i}{R};\ \hat{P}(z_{i+1}) = 1 - \frac{i+1}{R} \ - \tag{25}$$

точечные оценки вероятности безотказной работы объекта в течение времени z_i и z_{i+1} соответственно.

Легко заметить, что при $i = 0$ из уравнения (22) получим формулу (19), где $z_0 = 0$; а при $i = 1$ формулу (12). Другими словами, формула (22) обобщает ранее доказанные формулы (19) и (12) для любого целого числа $i = 0,1,2....R - 1$, где $z_i < z_{i+1}$ – наработки до отказа в результате принудительных испытаний однотипных объектов, объем выборки которых равен R.

Покажем, что коэффициент (23) удовлетворяет соотношению

$$0 < \alpha_i \le 1, (i = 0, 1, 2, ..., R - 1). \tag{26}$$

В самом деле, используя оценку (24) и формулы (25) в (23), найдем (26).

Нижняя доверительная граница показателя t_γ

Из формулы (12) вытекает следующая оценка:

$$\hat{t}_\gamma \geq z_1 \tag{27}$$

для значений γ, удовлетворяющих условию (13). Степень доверия к оценке (27) будет крайне низка, если объем выборки R мал. Поэтому увеличим объем выборки R до такого уровня, чтобы степень доверия к оценке (27) увеличилась.

Другими словами, определим доверительную вероятность, значение которой будет определяться объемом выборки R. Для этой цели установим следующую формулу:

$$P_r\left(t_\gamma \geq z_1\right) = 1-\gamma^R, \tag{28}$$

правая часть которой будет определять объем выборки при заданной доверительной вероятности P_3, т.е.

$$1-\gamma^R = P_3. \tag{29}$$

Из формулы (29) видно, что при больших значениях объемов выборки R доверительная вероятность P_3 стремится к единице и, следовательно, степень доверия к нижней доверительной границе, равной z_1, повышается.

Например, при

$$\gamma = 0,8\,;\ R = 5$$

доверительная вероятность согласно формуле (29) равна

$$P_3 = 1-0,8^5 = 0,67.$$

Если же объем выборки увеличить в два раза, то согласно формуле (29) найдем

$$P_3 = 1-0,8^{10} = 0,89.$$

Докажем формулу (28). Для этого воспользуемся следующей формулой из теории порядковых статистик [4]:

$$P_r\left(t_\gamma \geq z_m\right) = \frac{\int\limits_0^{1-\gamma} x^{m-1}\left(1-x\right)^{R-m} dx}{\int\limits_0^{1} x^{m-1}\left(1-x\right)^{R-m} dx},$$

где z_m – безотказная наработка отказавшего m-го объекта из выборки однотипных объектов объемом R.

Полагая в этой формуле $m=1$, получим

$$P_r\left(t_\gamma \geq z_1\right) = \frac{\int\limits_0^{1-\gamma} \left(1-x\right)^{R-1} dx}{\int\limits_0^{1} \left(1-x\right)^{R-1} dx}. \tag{30}$$

Так как

$$\int\limits_0^{1-\gamma} \left(1-x\right)^{R-1} dx = \frac{1}{R}\left(1-\gamma^R\right),$$

$$\int\limits_0^{1} \left(1-x\right)^{R-1} dx = \frac{1}{R},$$

то согласно формуле (30) найдем искомую формулу (28).

Заключение

Таким образом, для невосстанавливаемых в результате принудительных ресурсных испытаний на отказ технических объектов выведены непараметрические формулы расчета и оценок показателей ресурса.

Библиографический список

1. *Гнеденко, Б. В.* Математические методы теории надежности и их статистический анализ / Б. В. Гнеденко, Ю. К. Беляев, А. Д. Соловьев. – Москва : URSS, 2013. – 584 с.
2. ГОСТ 27.002-2015. Надежность в технике. Термины и определения. – Москва : Стандартинформ, 2016. – 23 с.
3. *Садыхов, Г. С.* Гамма-процентные показатели эксплуатационной надежности и их свойства / Г. С. Садыхов // Известия АН СССР. Сер.: Техническая кибернетика. – 1983. – № 6. – С. 185–187.
4. *Садыхов, Г. С.* Модели и методы оценки остаточного ресурса изделий радиоэлектроники / Г. С. Садыхов, В. П. Савченко, Н. И. Сидняев. – Москва : Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2015. – 382 с.
5. *Герасимов, О. Н.* Способы организации производственного контроля и диагностики РЭС с заданным уровнем остаточного ресурса / О. Н. Герасимов, А. В. Затылкин, Н. К. Юрков // Надежность и качество сложных систем. – 2016. – № 1 (13). – С. 94–98.
6. *Димитриенко, Ю. И.* Прогнозирование долговечности и надежности элементов конструкций высокого давления / Ю. И. Димитриенко, Ю. В. Юрин, С. В. Европин // Известия высших учебных заведений. Машиностроение. – 2013. – № 11. – С. 3–11.
7. *Садыхов, Г. С.* Непараметрические методы расчета необходимого количества объектов и продолжительности проведения ресурсных испытаний / Г. С. Садыхов // Проблемы машиностроения и надежности машин. – 2019. – № 3. – С. 66–73.
8. *Sadykhov, G. S.* Non-parametric Assessment and Limiting Probability Values of the Hazardous and Safe States of a Technogenic-Hazardous Object / G. S. Sadykhov, I. A. Babaev // Journal of Machinery Manufactures and Reliability. – 2015. – Vol. 44. – № 3. – P. 298–304.
9. *Гласко, А. В.* Определение минимального объема выборки респондентов для проведения социологического исследования / А. В. Гласко, Л. Г. Садыхова // Вестник Московского государственного технического университета им. Н. Э. Баумана. Сер.: Естественные науки. – 2012. – № 7. – С. 116–124.
10. *Sadykhov, G. S.* Technical Condition Control Calculation for Hazardous Industrial Facilities / G. S. Sadykhov // Journal of Machinery Manufactures and Reliability. – 2014. – Vol. 43. – P. 327–332.
11. *Нетес, В. А.* Двусторонние оценки коэффициента сохранения эффективности систем с выходным эффектом, зависящим от числа исполнительных элементов / В. А. Нетес // Автоматика и телемеханика. – 2018. – № 11. – С. 99–105.
12. *Садыхов, Г. С.* Планирование ресурсных испытаний / Г. С. Садыхов // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 2 (22). – С. 80–88.
13. *Садыхов, Г. С.* Оптимальное планирование ресурсных испытаний / Г. С. Садыхов, В. П. Савченко // Наукоемкие технологии. – 2018. – Т. 19, № 6. – С. 10–17.
14. *Михайлов, В. С.* Оценки показателей надежности для безотказных испытаний, проводимых по биноминальному плану / В. С. Михайлов, Н. К. Юрков // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 4 – С. 29–39.
15. *Махутов, Н. А.* Конструкционная прочность, ресурс и техногенная безопасность. Обоснование ресурса и безопасности / Н. А. Махутов. – Новосибирск : Наука, 2015. – Ч. 2. – 610 с.
16. *Басов, В. Н.* Экспериментальное исследование характеристик статической прочности, усталостной долговечности и циклической трещиностойкости листов из алюминиево-литиевых сплавов / В. Н. Басов, Г. И. Нестеренко // Труды Центрального аэрогидродинамического института. – 2007. – Вып. 2675. – С. 181–185.
17. *Артюхов, А. А.* Оценка средней наработки до отказа при частых срабатываниях / А. А. Артюхов // Труды Института прикладной математики им. М. В. Келдыша РАН. – Москва, 2015. – С. 295–297.
18. *Sadykhov, G. S.* Computation of the Least Number of Objects Necessary for the Cyclical Reliability Testing / G. S. Sadykhov, I. A. Babaev // Journal of Machinery Manufactures and Reliability. – 2016. – Vol. 45, № 3. – P. 239–246.
19. *Садыхов, Г. С.* Расчетные формулы, оценки и предельные значения функций готовности и простоя восстанавливаемых технических объектов / Г. С. Садыхов, И. А. Бабаев // Надежность и качество сложных систем. – 2016. – № 1 (13). – С. 3–14.
20. *Sadykhov, G. S.* Dependence of the Recovery Parameters of Objects on the Characteristics of the Recovery Process / G. S. Sadykhov, I. A. Babaev // Journal of Machinery Manufactures and Reliability. – 2017. – Vol. 46, № 3. – P. 265–272.

References

1. Gnedenko B. V., Belyaev Yu. K., Solov'ev A. D. *Matematicheskie metody teorii nadezhnosti i ikh statisticheskiy analiz* [Mathematical methods of reliability theory and their statistical analysis]. Moscow: URSS, 2013, 584 p. [In Russian]
2. GOST 27.002-2015. *Nadezhnost' v tekhnike. Terminy i opredeleniya* [GOST 27.002-2015. Reliability in technology. Terms and definitions]. Moscow: Standartinform, 2016, 23 p. [In Russian]
3. Sadykhov G. S. *Izvestiya AN SSSR. Ser.: Tekhnicheskaya kibernetika* [Izvestiya an SSSR. Ser.: Technical cybernetics]. 1983, no. 6, pp. 185–187. [In Russian]
4. Sadykhov G. S., Savchenko V. P., Sidnyaev N. I. *Modeli i metody otsenki ostatochnogo resursa izdeliy radioelektroniki* [Models and methods for estimating the residual life of electronics products]. Moscow: Izd-vo MGTU im. N.E. Baumana, 2015, 382 p. [In Russian]
5. Gerasimov O. N., Zatylkin A. V., Yurkov N. K. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2016, no. 1 (13), pp. 94–98. [In Russian]
6. Dimitrienko Yu. I., Yurin Yu. V., Evropin S. V. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Mashinostroenie* [Proceedings of higher educational institutions. Engineering]. 2013, no. 11, pp. 3–11. [In Russian]
7. Sadykhov G. S. *Problemy mashinostroeniya i nadezhnosti mashin* [Problems of mechanical engineering and machine reliability]. 2019, no. 3, pp. 66–73. [In Russian]
8. Sadykhov G. S., Babaev I. A. *Journal of Machinery Manufactures and Reliability*. 2015, vol. 44, no. 3, pp. 298–304.
9. Glasko A. V., Sadykhova L. G. *Vestnik Moskovskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta im. N. E. Baumana. Ser. Estestvennye nauki* [Bulletin of the Moscow state technical University. N. E. Bauman. Ser. Natural science]. 2012, no. 7, pp. 116–124. [In Russian]
10. Sadykhov G. S. *Journal of Machinery Manufactures and Reliability*. 2014, vol. 43, pp. 327–332.
11. Netes V. A. *Avtomatika i telemekhanika* [Automation and telemechanics]. 2018, no. 11, pp. 99–105. [In Russian]
12. Sadykhov G. S. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 2 (22), pp. 80–88. [In Russian]
13. Sadykhov G. S., Savchenko V. P. *Naukoemkie tekhnologii* [High technology]. 2018, vol. 19, no. 6, pp. 10–17. [In Russian]
14. Mikhaylov V. S., Yurkov N. K. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 4, pp. 29–39. [In Russian]
15. Makhutov N. A. *Konstruktsionnaya prochnost', resurs i tekhnogennaya bezopasnost'. Obosnovanie resursa i bezopasnosti* [ ]. Novosibirsk: Nauka, 2015, part 2, 610 p. [In Russian]
16. Basov V. N., Nesterenko G. I. *Trudy Tsentral'nogo aerogidrodinamicheskogo instituta* [Proceedings of the Central Aerohydrodynamic Institute]. 2007, iss. 2675, pp. 181–185. [In Russian]
17. Artyukhov A. A. *Trudy Instituta prikladnoy matematiki im. M. V. Keldysha RAN* [Proceedings of the Institute of applied mathematics. M. V. Keldysh RAS]. Moscow, 2015, pp. 295–297. [In Russian]
18. Sadykhov G. S., Babaev I. A. *Journal of Machinery Manufactures and Reliability*. 2016, vol. 45, no. 3, pp. 239–246.
19. Sadykhov G. S., Babaev I. A. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2016, no. 1 (13), pp. 3–14. [In Russian]
20. Sadykhov G. S., Babaev I. A. *Journal of Machinery Manufactures and Reliability*. 2017, vol. 46, no. 3, pp. 265–272.

Садыхов Гулам Садыхович
доктор технических наук, профессор,
главный научный сотрудник,
действительный член
Академии проблем качества РФ,
Московский государственный технический
университет им. Н. Э. Баумана
(105005, Россия, г. Москва, 2-я Бауманская ул., 5, стр. 1)
E-mail: gsadykhov@gmail.com

Sadykhov Goulam Sadykhovich
doctor of technical sciences, professor,
chief research scientist,
Fellow of Russian Academy of Quality Issues,
Bauman Moscow State Technical University
(105005, 5/1, 2-ya Baumanskaya street,
Moscow, Russia)

Кудрявцева Светлана Сергеевна
ассистент,
Московский государственный технический
университет им. Н. Э. Баумана
(105005, Россия, г. Москва, 2-я Бауманская ул., 5, стр. 1)
E-mail: kudryavctva@bmstu.ru

Kudryavtseva Svetlana Sergeevna
assistant,
Bauman Moscow State Technical University
(105005, 5/1, 2-ya Baumanskaya street,
Moscow, Russia)

Калашников Владимир Сергеевич
преподаватель,
кафедра эксплуатации радиоэлектронного оборудования,
Военный институт Сил воздушной обороны Республики Казахстан им. Т. Я. Бегельдинова
(030012, Казахстан, г. Актобе,
проспект А. Молдагуловой, 16)
E-mail: kalashnikov_vs@mail.ru

Kalashnikov Vladimir Sergeevich
lecturer,
sub-department of operation electronic equipment,
Military Institute of air defence Forces of the Republic of Kazakhstan named T. Y. Begeldinov
(030012, 16 A. Moldagulova avenue,
Aktobe, Kazakhstan)

Образец цитирования:

Садыхов, Г. С. Расчет и оценка показателей ресурса по результатам принудительных испытаний на отказ невосстанавливаемых объектов / Г. С. Садыхов, С. С. Кудрявцева, В. С. Калашников // Надежность и качество сложных систем. – 2019. – № 3 (27). – С. 50–61. – DOI 10.21685/2307-4205-2019-3-6.