Оригинальная статья
DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-4-3-9

Надежность объектов с нестационарной интенсивностью отказов

Леонид А. Баранов, *Московский государственный университет путей сообщения Императора Николая II (МИИТ), Москва, Россия*
Юрий А. Ермолин, *Московский государственный университет путей сообщения Императора Николая II (МИИТ), Москва, Россия*

Леонид А. Баранов

Юрий А. Ермолин

Резюме. *Среди многообразия и степени значимости факторов, влияющих на формирование потока отказов объекта, всегда существует один – его «старение», который приводит к изменению количества отказов в единицу времени, что делает объект нестационарным (в смысле надежности). В этих условиях разработка дисциплины обслуживания приобретает наиболее актуальное значение, особенно когда речь идет об объектах с продолжительным жизненным циклом.* **Методики** *нахождения показателей надежности стационарных объектов известны и широко используются на практике. Однако в отношении нестационарных объектов общепринятых подходов к определению их показателей надежности, удобных для применения в инженерных расчетах, практически не существует. Между тем, анализ публикаций по этой теме, проведенный в статье, показывает актуальность и потенциальную востребованность таких методик в различных областях техники.* **Цель** *настоящей статьи – разработка аналитической методики оценки показателей надежности нестационарных объектов, удобной для решения практических задач. Основная идея предлагаемого в статье подхода состоит в замене реального нестационарного объекта его виртуальным фиктивным аналогом, поток отказов которого стационарен, т.е. осуществляется формальная стационаризация (в смысле надежности) объекта, что легитимизирует применение хорошо разработанных методик решения стационарных задач, распространяя их на случаи нестационарных объектов. Подход является приближенным. При этом основной проблемой становится нахождение значения постоянной интенсивности потока отказов фиктивного объекта, выраженной через параметры характеристики «старения» реального (нестационарного) объекта от времени, полагаемой в статье известной. В порядке повышения общности рассмотрения определение эквивалентной интенсивности отказов (или элементарно связанного с ней среднего времени наработки до отказа) осуществлено в статье для трех случаев: 1) Реальный объект является «стареющим», т.е. интенсивность его отказов – возрастающая функция времени. Предложено два подхода к определению эквивалентной интенсивности отказов: а) из условия равенства средних времен наработки до отказа обоих объектов (реального и фиктивного); б) из условия равенства функций надежности объектов к наперед заданному времени прогноза. Для некоторых законов «старения» задача решена аналитически в замкнутом виде. Используя численный пример, произведена оценка сравнительной точности подходов. 2) Объект характеризуется периодической кусочно-постоянной интенсивностью отказов, типичной для систем и устройств, работающих в условиях «открытой» окружающей среды (посезонно изменяющаяся интенсивность отказов). Получены как точные, так и приближенные (в линейном приближении) выражения для функции надежности и среднего времени наработки до отказа для такого объекта. 3) Зависимость интенсивности отказов объекта – кусочно-постоянная непериодическая функция времени. Такая модель является достаточно универсальной, поскольку к ней, после временной дискретизации и кусочно-постоянной аппроксимации, выполненной с заданной точностью, могут быть сведены многие аналитические зависимости интенсивности отказов от времени. Методологически задача решается аналогично п. 2), рассматривая непериодический процесс как периодический с бесконечно большим периодом. При введенном в статье условии практической целесообразности эксплуатации объекта (например, по экономическим соображениям) выведены выражения для функции надежности и среднего времени наработки до отказа. Полученные в статье результаты могут быть полезны при решении надежностных задач для нестационарных технических объектов.*

Ключевые слова: *надежность; поток отказов; нестационарность; периодичность состояний объекта.*

Формат цитирования*: Баранов Л.А., Ермолин Ю.А. Надежность объектов с нестационарной интенсивностью отказов // Надежность. 2017. Т. 17, № 4. С. 3-9. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-4-3-9*

Одним из существенных критериев качества функционирования систем (объектов) являются показатели надежности – вероятность безотказной работы за заданное время $p(t)$ и среднее время наработки на отказ $\overline{t}$ [1]. Исходной информацией для определения этих показателей является интенсивность отказов $\lambda(t)$. Так, при известной $\lambda(t)$

$$p(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(t)dt\right] \quad (1)$$

и

$$\overline{t} = \int_0^\infty p(t)dt. \quad (2)$$

Большинство существующих инженерных методик расчета показателей надежности объекта базируется на гипотезе о его стационарности [1-4], т.е. исходит из предположения, что интенсивность потока отказов $\lambda(t)$ не изменяется с течением времени ($\lambda(t)=\lambda_0=const$). В этом случае формулы (1) и (2) трансформируются к виду:

$$p(t) = \exp(-\lambda_0 t); \quad (3)$$

$$\overline{t} = 1/\lambda_0. \quad (4)$$

Среди многообразия и степени значимости факторов, влияющих на формирование потока отказов объекта, непременно присутствует один – его «старение», который приводит к возрастанию количества отказов в единицу времени. При продолжительной эксплуатации объекта это обстоятельство нельзя игнорировать: λ перестает быть константой и становится возрастающей функцией времени $\lambda(t)$, а объект, по существу, переходит в класс нестационарных («стареющих»). В этих условиях разработка дисциплины обслуживания приобретает наиболее актуальное значение, особенно когда речь идет об объектах и системах с продолжительным жизненным циклом. Свидетельством этого служат появляющиеся в последние годы публикации по оценкам надежности таких, например, социально-значимых объектов как водо-хозяйственные комплексы крупных городов [5], атомные электростанции [6], строительные сооружения из композитных материалов [7] и другие.

Ряд систем (объектов) работает в периодически изменяющихся условиях. В частности, для систем каналов сточных вод характерна зависимость интенсивности отказов от сезона эксплуатации, для систем электроснабжения нагрузка является функцией различных временных интервалов суток. Следовательно, и в этом случае интенсивность отказов изменяется в течение суток. В периодически изменяющихся условиях работает подвижной состав различных видов транспорта, подземные магистральные трубопроводы и т.д.

В принципе, решение любой надежностной задачи для нестационарного объекта алгоритмически не отличается от аналогичной задачи, когда объект стационарен. Трудности, однако, заключаются в том, что в процессе вычислений приходится сталкиваться с необходимостью выполнения некоторых математических операций (например, интегрирования), которые в элементарных функциях неосуществимы. В подобных случаях в прикладной теории надежности для достижения искомого результата вынужденно вводятся некоторые упрощающие допущения, позволяющие получить решение в приближенном аналитическом виде, удобном для дальнейшего анализа. Условно такие допущения объединяемы в несколько видов. Судя по последним публикациям [8-11], можно считать сформировавшимися в отдельный вид допущения, суть которых сводится к формальной замене потока отказов реального нестационарного объекта другим – фиктивным, в некотором смысле эквивалентным исходному, и удобным для решения конкретной поставленной задачи.

В настоящей статье приводятся методы расчета показателей надежности для объектов с нестационарным потоком отказов. Рассмотрены «стареющие» объекты, интенсивность λ потока отказов которых возрастает с течением времени, объекты с периодической кусочно-постоянной интенсивностью отказов, объекты, интенсивность отказов которых может быть представлена непериодической кусочно-постоянной функцией. Последний случай достаточно общий, так как результаты обработки статистических данных отказов первично удобно представлять в указанном виде. Кроме того, аналитически заданная функция $\lambda(t)$ всегда с заданной точностью после дискретизации по времени может быть представлена кусочно-постоянной функцией времени.

Для стареющих объектов, интенсивность отказов которых со временем увеличивается, основная идея метода состоит в замене реального нестационарного объекта его виртуальным фиктивным аналогом, поток отказов которого стационарен и характеризуется некоторой постоянной интенсивностью λ_c. Таким образом, осуществляется формальная стационаризация объекта, что легитимизирует применение хорошо разработанных методик решения стационарных надежностных задач, распространяя их на случаи нестационарных объектов. При этом значение λ_c должно «увязываться» с параметрами «закона старения» реального объекта $\lambda(t)$ и определяться из некоторых дополнительных соображений.

Рассмотрим два возможных подхода к определению λ_c для стареющих объектов.

Подход 1. В соответствии с этим подходом λ_c предлагается находить из условия $\overline{t}_c = \overline{t}$, где $\overline{t}_c$ – среднее время наработки до отказа эквивалентного, а $\overline{t}$ – реального стареющего объекта. Если $\overline{t}$ выражено через параметры λ_0, α, β… характеристики старения, то, с учетом (4), из этого равенства сразу получаем:

$$\lambda_c = \frac{1}{\overline{t}(\lambda_0, \alpha, \beta...)}. \quad (5)$$

Для демонстрации использования этого подхода рассмотрим нестационарный объект, интенсив-

ность отказов которого изменяется со временем по закону:

$$\lambda(t) = \lambda_0 + \alpha t, \qquad (6)$$

где λ_0 – начальная интенсивность отказов; α – коэффициент старения объекта ($\alpha>0$).

Для этого случая в [12] получено точное значение среднего времени наработки до отказа $\overline{t}$, выраженное через параметры закона старения (6):

$$\overline{t}(\lambda_0,\alpha) = \sqrt{\frac{2}{\alpha}} \cdot e^{\frac{\lambda_0^2}{2\alpha}} \cdot \frac{\sqrt{\pi}}{2} \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2\alpha}}\right)\right], \qquad (7)$$

где $\Phi(\ )$ – интеграл вероятности.

Подставляя это выражение в (5), для интенсивности отказов фиктивного стационарного объекта λ_c имеем:

$$\lambda_c = \frac{\sqrt{\frac{2\alpha}{\pi}} \cdot e^{-\frac{\lambda_0^2}{2\alpha}}}{1 - \Phi\left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2\alpha}}\right)}. \qquad (8)$$

Как видно из (8), численное значение λ_c связано с λ_0 и α весьма сложной зависимостью, трудно интерпретируемой с физической точки зрения. Чтобы «почувствовать» характерные особенности этой зависимости, найдем коэффициент:

$$\gamma = \frac{\overline{t}_0}{\overline{t}(\lambda_0,\alpha)}, \qquad (9)$$

где $\overline{t}(\lambda_0,\alpha)$ рассчитывается по (7), а $\overline{t}_0 = 1/\lambda_0$ – среднее время жизни объекта, «стареющего» по закону (6), но при условии $\alpha=0$ (т.е., по существу, стационарного объекта с интенсивностью отказов λ_0).Теперь физический смысл γ становится понятным: этот коэффициент показывает во сколько раз уменьшается среднее время наработки до отказа стареющего объекта по сравнению со средним временем наработки до отказа стационарного объекта с такой же начальной интенсивностью отказов. Подставляя эти выражения в (9), после несложных преобразований получим:

$$\gamma = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \cdot \frac{e^{-\frac{\lambda_0^2}{2\alpha}}}{\frac{\lambda_0}{\sqrt{2\alpha}} \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2\alpha}}\right)\right]}. \qquad (10)$$

Видно, что γ является функцией только безразмерной переменной $\frac{\lambda_0}{\sqrt{2\alpha}}$, что дает возможность представить эту зависимость одним графиком (рисунок 1).

Из этого графика видно, что с увеличением значения аргумента кривая стремится к единице, что вполне объяснимо: чем больше начальная интенсивность отказов λ_0, тем меньшее влияние (при прочих равных условиях) оказывает на среднее время наработки объекта на отказ коэффициент его старения.

Некоторое представление о сути процедуры стационаризации дает рисунок 2, построенный для случая линейно-стареющего объекта со значениями параметров $\lambda_0 = 0{,}2$ [1/год] и $\alpha = 0{,}02$ [1/год^2].

На рисунке 2 показаны графики функций надежности реального (стареющего) объекта $p(t)$, построенной с использованием выражения (1) с учетом (6):

$$p(t) = \exp\left[-\int_0^t (\lambda + \alpha t)dt\right] = \exp\left[-\left(\lambda_0 t + \frac{\alpha}{2}t^2\right)\right], \qquad (11)$$

и фиктивного стационарного $p_c(t)$:

$$p_c(t) = \exp\left(-\lambda_c t\right), \qquad (12)$$

где λ_c рассчитывается по (8).

Приведенные на рисунке 2 графики с физической точки зрения можно прокомментировать следующим образом. Если среднее время наработки объекта на отказ трактовать как некий технический ресурс, то из рисунка 2 видно, что при стационаризации происходит как бы формальное перераспределение вероятностей «расходования» его частей по мере эксплуатации объекта. Представление о том, как именно происходит это пере-

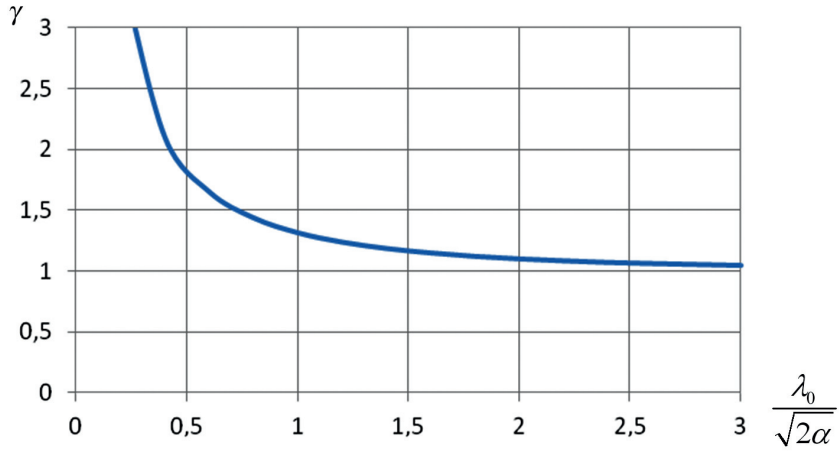

Рисунок – 1. Зависимость $\gamma = \gamma\left(\frac{\lambda}{\sqrt{2\alpha}}\right)$

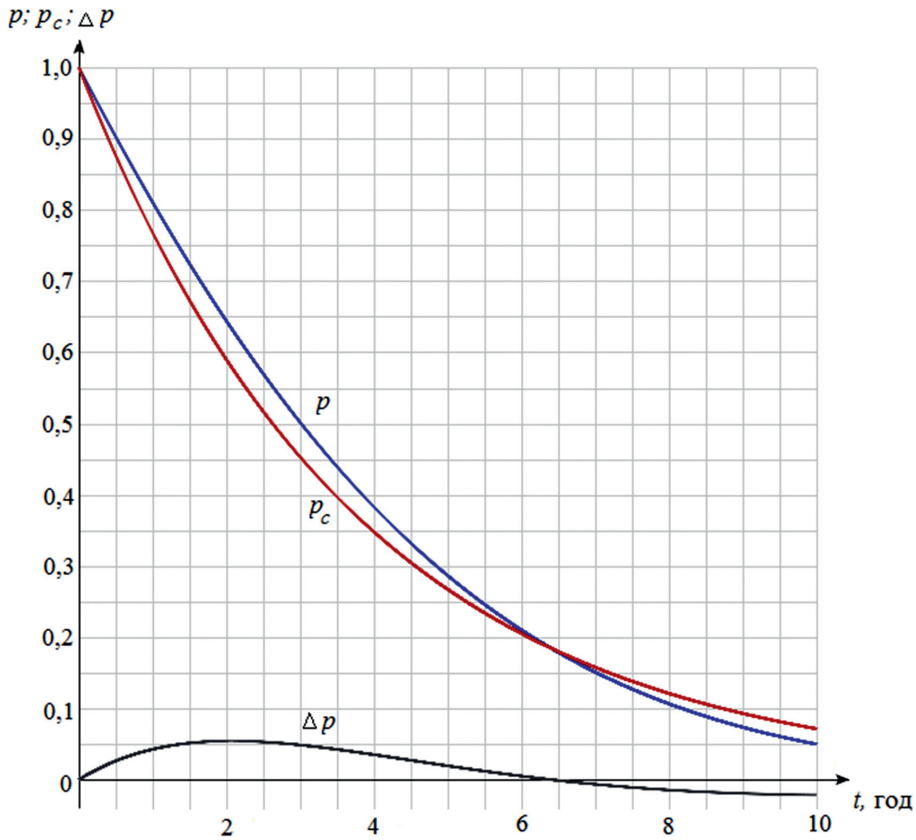

Рисунок – 2. Функции надежности реального и фиктивного объектов и различие между ними

распределение, дает график зависимости $\Delta p(t)=p(t)-p_c(t)$, построенный на этом же рисунке 2.

При всей логической оправданности этого подхода воспользоваться им удается далеко не всегда. Дело в том, что рассмотренный линейно-стареющий объект является одним из весьма редких примеров, для которых среднее время наработки объекта на отказ можно выразить через параметры характеристики его старения в аналитическом виде. Поэтому далее предлагается иной подход к определению λ_c, лишенный подобных трудностей.

Подход 2. Значение интенсивности отказов λ_c определяется из соотношения:

$$p(t_{зад}) = p_c(t_{зад}), \tag{13}$$

т.е. из условия равенства вероятностей безотказной работы реального («стареющего») и фиктивного (стационарного) объектов в заданный момент времени $t_{зад}$.

Обычно надежность объекта оценивается не вообще, а для некоторого интервала $T_{пр}$ – времени прогноза по отношению к настоящему моменту. Тогда с учетом (1) и (10) соотношение (13) приводится к виду:

$$\int_0^{T_{пр}} \lambda(t)dt = \lambda_c T_{пр}, \tag{14}$$

откуда получаем:

$$\lambda_c = \frac{1}{T_{пр}} \int_0^{T_{пр}} \lambda(t)dt, \tag{15}$$

т.е. интенсивность отказов фиктивного объекта определяется как среднее значение $\lambda(t)$ за время прогноза.

В качестве примера выясним, как будут выглядеть выражения для λ_c при двух законах старения объекта: 1) в виде параболы n-го порядка и 2) в виде нарастающей экспоненты.

Случай 1. Интенсивность отказов нестационарного объекта имеет вид:

$$\lambda(t) = \lambda_0 + \alpha t^n. \tag{16}$$

Подставляя эту зависимость в (15), имеем:

$$\lambda_c = \lambda_0 + \frac{\alpha T_{пр}}{n+1} \tag{17}$$

В частности, при $n = 1$ (объект, рассмотренный в подходе 1) выражение (17) приобретает вид;

$$\lambda_c = \lambda_0 + \frac{\alpha}{2} T_{пр}. \tag{18}$$

*Случай 2.*Объект «стареет» по закону:

$$\lambda(t) = \lambda_0 e^{\alpha t}. \tag{19}$$

Тогда из (15) следует:

$$\lambda_c = \frac{\lambda_0}{\alpha T_{пр}} \left(e^{\alpha T_{пр}} - 1 \right). \tag{20}$$

Из выражений (17), (18) и (20) видно, что при таком подходе λ_c зависит не только от параметров характеристики старения объекта, но и от времени прогноза $T_{пр}$.

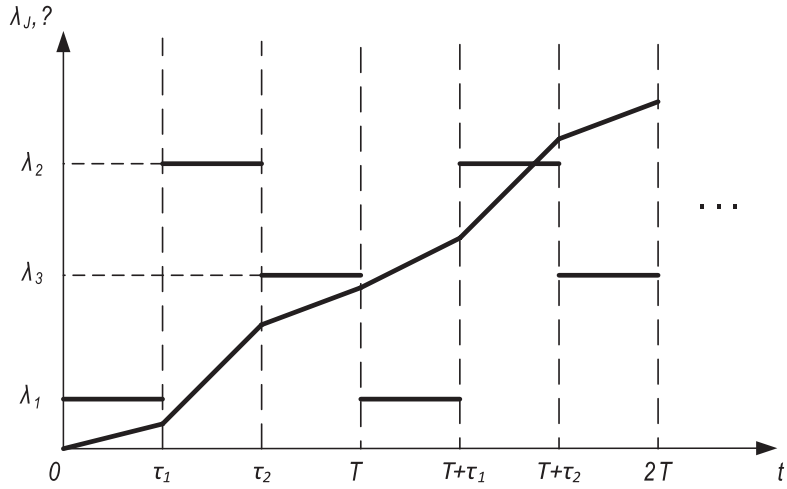

Рисунок – 3. Модель интенсивности отказов

Оценка среднего времени наработки на отказ фиктивного стационарного объекта $\overline{t}_c$, как это вытекает из (5), теперь также становится функцией от $T_{\text{пр}}$ и равна:

для случая 1:

$$\overline{t}_c = \frac{n+1}{(n+1)\lambda_0 + \alpha T_{\text{пр}}}; \qquad (21)$$

для случая 2:

$$\overline{t}_c = \frac{\alpha T_{\text{пр}}}{\lambda_0 \left(e^{\alpha T_{\text{пр}}} - 1\right)}. \qquad (22)$$

Оценим допускаемую при этом погрешность в определении среднего времени наработки до отказа $\overline{t}$ реального объекта для случая линейно-стареющего объекта, для которого $\overline{t}$ дается формулой (7) [12]. Степень близости $\overline{t}_c$ к реальному значению $\overline{t}$ оценим относительной приведенной погрешностью δT, вычисляемой по выражению:

$$\delta\overline{t} = \left(\frac{\overline{t} - \overline{t}_c}{\overline{t}}\right)\cdot 100\% = \left(1 - \frac{\overline{t}_c}{\overline{t}}\right)\cdot 100\%, \qquad (23)$$

где $\overline{t}_c$ рассчитывается по (21) (при $n = 1$).

При данных рассмотренного выше числового примера ($\lambda_0 = 0{,}2$ [1/год]; $\alpha = 0{,}02$ [1/год^2]) по (7) получаем $\overline{t} = 3{,}79$ года. Оценка для $\overline{t}_c$ при этих параметрах (по (21)) $\overline{t}_c = \dfrac{2}{0{,}4 + 0{,}02 \cdot T_{\text{пр}}}$. Подставляя эти значения в (23), получаем:

$$\delta\overline{t} = \left[1 - \frac{2}{3{,}79(0{,}4 + 0{,}02T_{\text{пр}})}\right]\cdot 100\%. \qquad (24)$$

Как видно, относительная приведенная погрешность зависит от времени прогноза $T_{\text{пр}}$. Представление о величине этой погрешности дает таблица 1.

Таблица 1

$T_{\text{пр}}$, годы	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\delta\overline{t}$, %	-25,64	-19,93	-14,72	-9,94	-5,54	-1,48	2,28	5,76	9,02

Из приведенных в таблице 1 данных видно, что по мере увеличения времени прогноза относительная приведенная погрешность в определении среднего времени наработки на отказ меняет знак и может достигать достаточно больших значений.

Перейдем далее к рассмотрению функции надежности и среднего времени наработки на отказ объекта с периодической кусочно-постоянной интенсивностью отказов.

Пусть T – период изменений интенсивности отказов, состоящий из l в общем случае различных временных интервалов (рисунок 3, где $l = 3$), τ_i – отрезок времени между началом n-го периода и окончанием i-го интервала в этом периоде.

Для удобства принято $\tau_0 = 0$, $\tau_i = T$, $i = 0, 1, \ldots, l$. В этом случае λ_i – интенсивность отказов, $\tau_i - \tau_{i-1}$ – длительность i-го интервала в n-м периоде. В работе авторов [13] при такой модели изменения интенсивности отказов получены выражения функции надежности $p(t)$ и среднего времени $\overline{t}$ наработки на отказ:

$$p(t) = e^{-\left[(n-1)A + B_{i-1} + \lambda_{i-1}\{t - [(n-1)T + \tau_{i-1}\}\right]} \text{ при}$$

$$(n-1)T + \tau_{i-1} < t \le (n-1)T + \tau_i, \qquad (25)$$

где

$$A = \sum_{j=1}^{j=l} \lambda_j (\tau_j - \tau_{j-1});$$

$$B_{i-1} = \begin{cases} 0, \text{ при } i = 1; \\ \sum\limits_{j=1}^{i-1} \lambda_j (\tau_j - \tau_{j-1}), \text{ при } i > 1. \end{cases}$$

$$\overline{t} = \frac{1}{1 - e^{-A}} \sum_{j=1}^{j=l} \frac{1}{\lambda_j}\left[1 - e^{-\lambda_j(\tau_j - \tau_{j-1})}\right]. \qquad (26)$$

При практически оправданном допущении $\lambda T << 1$ после разложения экспонент в ряд Маклорена при линейном приближении получаем:

$$p(t) = 1 - \left\{(n-1)A + B_{i-1} + \lambda_{i-1}[t - [(n-1)T + \tau_{i-1}]\right\} \text{ при}$$

$$(n-1)T + \tau_{i-1} < t \le (n-1)T + \tau_i; \qquad (27)$$

$$\overline{t} = \frac{1}{1-\left[1-\sum_{j=1}^{j=l}\lambda_j(\tau_j-\tau_{j-1})\right]}\sum_{j=1}^{j=l}\frac{1}{\lambda_j}\left\{1-[1-\lambda_j(\tau_j-\tau_{j-1})]\right\} = \frac{1}{\overline{\lambda}}, \quad (28)$$

где $\overline{\lambda} = \sum_{j=1}^{l}\lambda_j\frac{\tau_j-\tau_{j-1}}{T}$ – средняя за период T интенсивность отказов.

После ряда преобразований выражения (25) и (27) можно представить в виде:

$$p(t) = e^{-\left\{(n-1)\overline{\lambda}T+\overline{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1}+\lambda_i\{t-[(b-1)T+\tau_{i-1}]\}\right\}}; \quad (29)$$

$$p(t) = 1-\{(n-1)\overline{\lambda}T+\overline{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1}+\lambda_i[t-[(n-1)T+\tau_{i-1}]]\}, \quad (30)$$

где $\overline{\lambda}_{i-1}$ – средняя интенсивность отказов за время, равное $(i-1)$-му интервалу (в отличие от $\overline{\lambda}$ – средней интенсивности отказов по периоду T).

В формулах функции надежности $(n-1)T+\tau_{i-1} < t \le (n-1)T+\tau_i$ слагаемое $\overline{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1}$ отлично от нуля только при $i > 1$.

Для расчета вероятности безотказной работы за фиксированное время $t=T_ф$ по этим формулам величина $T_ф$ представляется в виде:

$$t = T = (n-1)T+\tau_{i-1}+\Delta t, \quad (31)$$

где $0 \le \Delta t \le \tau_i - \tau_{i-1}$.

Так, для частного случая, когда T делится на два интервала (на первом из которых интенсивность отказов равна λ_1, на втором – λ_2) и $\frac{\lambda_2}{\lambda_1} = \alpha$, $\frac{\tau_1}{T} = \beta$, среднее время наработки до отказа определяется выражением:

$$\overline{t} = \frac{1}{\lambda_2(\alpha\beta+1-\beta)}.$$

При получении этого выражения из (28) принято $\lambda_{max}T << 1$, где $\max_j = \lambda_j$.

Результаты расчета $\overline{t} = f(\beta)$ при фиксированном λ_2 приведены на рисунке 4. При $\alpha=1$ имеет место стационарный поток отказов.

Перейдем далее к общему случаю, когда зависимость $\lambda(t)$ задана кусочно-постоянной непериодической функцией. Как уже указывалось ранее, модель интенсивности отказов достаточно универсальна.

Так как непериодический процесс можно рассматривать как периодический с бесконечно большим периодом, то функцию надежности для этого случая получаем из (29) при $n = 1$. Действительно, величина T может быть выбрана достаточно большой и равной времени прогноза $T_{пр}$, в течение которого, как указывалось выше, представляет интерес значение функции надежности. Величина $p(t=T_{пр})$ настолько мала, что использование объекта при $t>T_{пр}$ не представляет никакого практического интереса. В этих условиях

$$p(t) = e^{-\overline{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1}+\lambda_i(t-\tau_{i-1})} \text{ при } \tau_{i-1} < t \le \tau_i = T_{пр}. \quad (32)$$

Остается открытым вопрос, при каком $\tau_{i-1} < t \le \tau_i$ практическая полезность вычислений теряет смысл. Пусть $p(T_{пр})=p_k$ – вероятность безотказной работы, при которой заканчивается эксплуатация неремонтируемого объекта или он направляется на ремонт в случае восстанавливаемого объекта. Тогда длительность прогно-

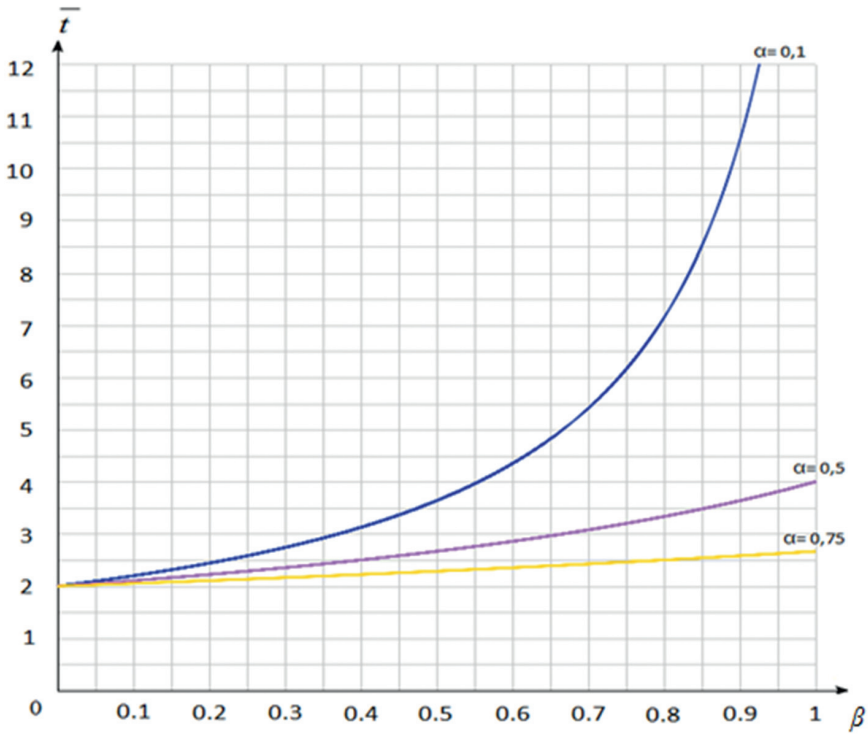

Рисунок – 4. Зависимость $\overline{t} = f(\beta)$ при различных значениях α

зируемого отрезка времени $T_{пр}$ с учетом (28) находится из уравнения:

$$p_k = e^{-[\bar{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1}+\lambda_i(T_{пр}-\tau_{i-1})]}. \quad (33)$$

Откуда

$$\ln p_k = -[\bar{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1} + \lambda_i(T_{пр} - \tau_{i-1})]$$

и

$$T_{пр} = \frac{1}{\lambda_i}\left(-\bar{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1} + \lambda_i\tau_{i-1} - \ln p_k\right) \quad (34)$$

Следовательно, на отрезке времени от начала функционирования объекта до $t=T_{пр}$ функция надежности определяется выражением (33). Если требуется рассчитать вероятность безотказной работы за фиксированное время $T_ф<T_{пр}$, величина $T_ф$ представляется в виде $t=\tau_{i-1}+\Delta t$, где $0\le\Delta t<T_{пр}-\tau_{i-1}$.

Линейное приближение $p(t)$ при $\lambda_{max}T_ф<<1$, где $\lambda_{max} = \max_i \lambda_i$, имеет вид:

$$p(t) = 1-[\bar{\lambda}_{i-1}\tau_{i-1} + \lambda_i(t-\tau_{i-1})].$$

Среднее время наработки на отказ при этом определяется выражением

$$\bar{t} = \frac{1}{\bar{\lambda}},$$

где $\bar{\lambda}$ – среднее значение интенсивностей отказа за время $T_{пр}$.

Если не использовать линейное приближение, то выражение среднего времени наработки до отказа $\bar{t}$ вычисляется по формуле (26), в которой l равно числу интервалов постоянства интенсивности отказов за время $T_{пр}$.

Заключение

1. Приведены решения задач определения среднего времени наработки до отказа и функции надежности для различных нестационарных потоков отказов.

2. Описаны модели «стареющих» объектов, интенсивность отказов которых задается функцией, возрастающей во времени, модели объектов с периодической кусочно-постоянной интенсивностью отказов, модели объектов с непериодической кусочно-постоянной интенсивностью отказов. К последней модели, после временной дискретизации и кусочно-постоянной аппроксимацией зависимости интенсивности отказов от времени, выполненной с заданной точностью, сводятся решения задач для различных нестационарных потоков отказов.

3. Приведенные результаты решения удобны для использования в расчетах надежности технических объектов.

Библиографический список

1. Гнеденко Б. В., Беляев Ю. К., Соловьев А. Д. Математические методы в теории надежности. – М.: Наука, 1965.

2. Шубинский И.Б. Структурная надежность информационных систем. Методы анализа. – Ульяновск: Областная типография «Печатный двор», 2012.

3. Zhao X., Al-Khalifa K.N., Nakagawa T. “Approximate methods for optimal replacement, maintenance, and inspection policies” // Journal of Reliability Engineering & System Safety, Volume 144, p.p. 68-73, (December 2015).

4. Ke H., Yao K. “Block replacement policy with uncertain lifetimes” // Journal of Reliability Engineering & System Safety, Volume 148, p.p. 119-124, (April 2016).

5. Ermolin Yu. A. “Reliability estimation of urban wastewater disposal networks”. In: Reliability Engineering Advances (ed. Gregory I. Hayworth), New York: Nova Science Publishers, Inc., 2009.

6. Kancev D., Giorgiev B., Volkanovski A., Gepin M. “ Time-dependent unavailability of equipment in an ageing NPP: sensitivity study of a developed model” // Journal of Reliability Engineering & System Safety, Volume 149, p.p. 107-120, (May 2016).

7. Chiachio J., Chiachio M., Sankararaman S., Saxena A., Goebel K. “Condition-based prediction of time-dependent reliability in composites” // Journal of Reliability Engineering & System Safety, Volume 142, p.p. 134-137, (October 2015).

8. Алексеев М.И., Ермолин Ю.А. Надежность сетей и сооружений систем водоотведения. – М.: Издательство АСВ, 2015.

9. Ермолин Ю. А., Алексеев М. И. Учет «старения» объекта при оценке его надежности // Водоснабжение и санитарная техника. – 2016. – № 5. – С. 68-71.

10. Wang Z., Chen W. “Time-variant reliability assessment through equivalent stochastic process transformation” // Journal of Reliability Engineering & System Safety, Volume 152, p.p. 166-175, (August 2016).

11. Eryilmaz S. “A reliability model for a three-state degraded system having random degradation rates” // Journal of Reliability Engineering & System Safety, Volume 156, p.p. 59-63, (December 2016).

12. Баранов Л.А., Ермолин Ю.А. Оценка показателей надежности «линейно-стареющего» объекта // Надежность, – 2015. – № 4. – С. 57-60.

13. Баранов Л. А., Ермолин Ю. А. Надежность систем с периодической кусочно-постоянной интенсивностью отказов // Электротехника (в печати).

Сведения об авторах

Баранов Леонид Аврамович – доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой «Управление и защита информации», Московский государственный университет путей сообщения Императора Николая II (МИИТ), Москва, Россия, e-mail: baranov.miit@gmail.com

Ермолин Юрий Александрович – доктор технических наук, профессор кафедры «Управление и защита информации», Московский государственный университет путей сообщения Императора Николая II (МИИТ), Москва, Россия, e-mail: ermolin.y@yandex.ru

Поступила 21.07.2017