Научная статья
УДК 005.72+62-129
doi:10.34987/vestnik.sibpsa.2025.57.22.011

Стационарная оценка остаточного ресурса эксплуатации восстанавливаемых систем

Виктор Васильевич Пицык
Денис Вячеславович Тараканов
Людмила Васильевна Суховерхова
Академия Государственной противопожарной службы МЧС России, Москва, Россия, https://orcid.org/0009-0002-9204-5649
Автор, ответственный за переписку: *Денис Вячеславович Тараканов, den-pgs@yandex.ru*

Аннотация. В статье предложена процедура оценки и прогнозирования остаточного ресурса эксплуатации восстанавливаемых технических систем после выработки ими назначенного в нормативной документации срока эксплуатации, до перехода их в предельное состояние. Приводятся исходные данные задачи, выраженные в требованиях и ограничениях, исходя из которых строится решение. В основу решения положена математическая модель стационарного прогнозирования технического состояния многопараметрических восстанавливаемых систем по результатам параметрического контроля определяющих параметров в процессе функционирования систем. Математическая модель базируется на положениях теории массового обслуживания, теории вероятностей, операционном исчислении, системном анализе, а также теории надежности. В работе представлена алгоритмическая реализация предложенной процедуры, состоящей из взаимоувязанных единой целью функционирования, блоков – этапов стационарной оценки остаточного ресурса эксплуатации системы. В каждом блоке подробно описаны шаги, приводящие к решению поставленной задачи. Показана работа алгоритма на конкретном примере, позволяющая оценить точность нестационарного прогнозирования по сравнению со стационарным случаем. Сделаны выводы о практической целесообразности оперативного прогнозирования остаточного ресурса восстанавливаемых систем, а также о повышении эффективности управления эксплуатацией технических систем.

Ключевые слова: восстанавливаемая техническая система, остаточный ресурс, предельное состояние, безопасное функционирование, управление эксплуатацией

Для цитирования: Пицык В.В., Тараканов Д.В., Суховерхова Л.В. Стационарная оценка остаточного ресурса эксплуатации восстанавливаемых систем // Сибирский пожарно-спасательный вестник. 2025. № 2 (37). С. 141-149. https://doi.org/10.34987/vestnik.sibpsa.2025.57.22.011.

Stationary estimation of residual service life of reconstructed systems

Viktor V Pitsyk
Denis V. Tarakanov
Lydmila V. Sykhoverkhova
Academy of the State Fire Service of EMERCOM of Russia, Moscow, Russia,
https://orcid.org/0000-0003-1288-7561
Corresponding author: *Denis V. Tarakanov, den-pgs@yandex.ru*

Abstract. The article proposes a procedure for assessing and predicting the remaining operational life of restored technical systems after they have completed the service life specified in the regulatory documentation, before they reach their maximum state. The initial data of the problem is given, expressed in the requirements and constraints on the basis of which the solution is based. The solution is based on a mathematical model of stationary forecasting of the technical condition of multiparametric recoverable systems based on the results of parametric control of the determining parameters during the operation of the systems. The mathematical model is based on the principles of queuing theory, probability theory, operational calculus, system analysis, and reliability theory. The paper presents an algorithmic implementation of the proposed procedure, consisting of interconnected by a single purpose of operation, blocks – stages of stationary assessment of the remaining service life of the system. Each block describes in detail the steps leading to the solution of the task. The work of the algorithm is shown using a specific example, which makes it possible to evaluate the accuracy of non-stationary forecasting in comparison with the stationary case. Conclusions are drawn about the practical expediency of operational forecasting of the remaining resource of the restored systems, as well as about improving the efficiency of management of the operation of technical systems.

Keywords: recoverable technical system, residual life, limit state, safe operation, operation management

For citation: Pitsyk V.V., Tarakanov D.V., Sykhoverkhova L.V. Stationary estimation of residual service life of reconstructed systems // Siberian Fire and Rescue Bulletin. 2025. № 2 (37). С. 141-149. (In Russ.) https://doi.org/10.34987/vestnik.sibpsa.2025.57.22.011.

Введение

В условиях санкций, когда доступ к высокотехнологичному оборудованию ограничен, задача управления эксплуатацией технических средств в различных областях народного хозяйства, становится актуальной. Одним из важнейших факторов эффективного управления эксплуатацией технических систем является применение методологий, позволяющих оценить текущее состояние оборудования и его остаточный ресурс. Поддержание исправного состояния технических систем во многом обеспечивается своевременным профилактическим обслуживанием, согласованным с их текущим и прогнозируемым состоянием. Для чего нужно знать природу деградационных процессов, протекающих в ходе их эксплуатации, и уметь прогнозировать возможные в них отказы.

Наиболее сложными для прогнозирования являются многократно возникающие и самоустраняющиеся в системах отказы одного и того характера, так называемые перемежающиеся отказы. В высоконадежных системах доля таких отказов значительно уменьшена. Но весомую роль играют параметрические отказы, характеризующиеся постепенным изменением значений одного или нескольких основных (определяющих) параметров. Прогнозирование по ним состояния систем представляет на сегодняшний день сложную научную задачу. Решению ее посвящены исследования [1-3 и др.]. Они важны, потому что непомерно частое проведение профилактических мероприятий, положительно влияющих на повышение эксплуатационной надежности систем, предотвращая их отказы, даже с частичным прекращением функционирования некоторых их элементов, может негативно сказываться на эффективности функционирования систем в целом.

Между тем, нередко указанные в технической документации сроки эксплуатации многих систем по разным причинам бывают неоправданно занижены. И для продления их требуются дополнительные затрат на ремонт и профилактическое обслуживание. Несовпадение нормативных и реальных сроков эксплуатации можно объяснить тем, что устанавливаемые для них в технической документации статистические показатели работоспособности распространяются на всю серию выпускаемых систем. В то время как отдельные их образцы, даже в однотипных условиях эксплуатации, имеют свои особенности, влияющие на реальную длительность работоспособного состояния. Поэтому продление ресурса эксплуатации систем во многом является важным управленческим резервом экономии материальных ресурсов, выделяемых на поддержание их функционирования. Поскольку на создание и ввод в эксплуатацию новых образцов затрачиваются большие материальные ресурсы и годы напряженного труда.

Невозможность точного определения назначенного ресурса систем, в случае их завышения, может привести к их отказу раньше определенного в технической документации срока службы, что чревато непредсказуемому ущербу в случае приостановления их функционирования. С другой стороны, продолжая их эксплуатацию при неправомерно заниженном ресурсе, бывает затруднительно предсказать их предельное состояние. Поэтому одной из важнейших задач в управлении является умение оценивать возможность продления остаточного ресурса систем до перехода их в предельное состояние, в котором дальнейшая их эксплуатация, или ее возобновление, недопустимы или нецелесообразны.

Отдельные результаты исследований, которые можно использовать для априорной оценки остаточного ресурса, приведены, в частности, в работе [4]. В ней, однако, не в полной мере дан ответ на ряд практически важных вопросов, в частности, таких как, полностью ли исчерпан ресурс конкретного образца системы при достижении некоторого, наперед заданного, значения вероятности ее состояния? Целесообразно ли в дальнейшем вкладывать материальные средства для продления сроков ее эксплуатации? Каким может оказаться остаточный ресурс при ограничениях на дополнительно выделяемые средства на ее эксплуатацию?

Для ответов на эти и другие важные вопросы в работе предложена процедура, облегчающая их обоснование. Ее научной основой являются результаты решения задачи об оценке остаточного ресурса технических систем после выработки ими назначенного в нормативной документации срока эксплуатации до перехода их в предельное состояние при стационарном режиме их эксплуатации. Приведем ее описание.

Постановка задачи

Исходные данные задачи выражены в описываемых ниже требованиях и ограничениях Ω.

Ограничение Ω_1 Объектом исследования является восстанавливаемая техническая система. В ней имеется совокупность $\{U_k\}$определяющих параметров, наблюдая за поведением которых, можно адекватно судить о развитии в ней внутрисистемных процессов. В процессе функционирования происходит «уход» параметров от номинальных значений U_k^0. И если на момент времени $t_j \in (0, T_э)$ в течение периода $T_э$ эксплуатации его значение U_k выходит за границы интервала $I_U = \left(U_{min,k}^0 < U_k^0 < U_{max,k}^0\right)$ допустимых значений, то считается, что в это время в нем произошел параметрический отказ. Отказавший параметр подлежит незамедлительному восстановлению, в течение которого может произойти некоторое ухудшение качества функционирования системы, без вывода ее, в целом, из рабочего состояния. Такая стратегия обслуживания позволяет рассматривать систему в классе высоконадежных восстанавливаемых систем с параметрическими отказами.

Ограничение Ω_2: В процессе эксплуатации система может находиться в одном из состояний, обозначаемых символами $\nu_0(t), \nu_k(t)$, или $\nu_m(t)$, а именно: $\nu_0(t)$ обозначает, что не отказал ни один из определяющих параметров; $\nu_k(t)$, k=0,1,2,...m – за пределами номинальных значений оказалось число k определяющих параметров; $\nu_m(t)$ обозначает, что отказали все m определяющих параметров системы. Случайный переход системы из одного состояния в другое, соседнее ее состояние, происходит последовательно, без «перескока» через промежуточное состояние. Поэтому отдельные состояния $\nu_k(t)$, можно рассматривать как случайные несовместные события, описываемые системой линейных дифференциальных уравнений [4]:

$$\begin{cases} \frac{dP_0(t)}{dt} = -\lambda P_0(t) + \mu P_1(t) \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ \frac{dP_k(t)}{dt} = -(\lambda+\mu)P_k(t) + \lambda P_{k-1}(t) + \mu P_{k+1}(t), 0 < k < m \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ \frac{dP_m(t)}{dt} = \lambda P_{m-1}(t) - \mu P_m(t) \end{cases} \quad (1)$$

с начальными условиями $P_0(t=0) = 1,\ P_k(t=0) = 0,\ k = 1,2, \dots m.$

Под безотказным техническим состоянием подразумевается такое состояние системы, когда на момент времени $T_0 \in (0, T_э)$ вероятность пребывания ее в состоянии $\nu_0(t)$ не превысит заданной вероятности P_0.

Ограничение Ω_3: Рассматривается стационарный режим функционирования системы, в котором к моменту времени T_0 значения вероятностей $P_k(t),\ k = 0,1,2, \dots m$, практически незначительно изменяются во времени. В этом случае, принимая равными нулю левые части уравнений (1), можно перейти к алгебраической системе уравнений для нахождения постоянных, «стационарных», вероятностей, условно обозначаемых далее символами $P_k^*,\ k = 0,1,2, \dots m$:

$$P_k^* = \alpha^k P_0^*,\ P_0^* = \left(\sum_{k=0}^{m} \alpha^k\right)^{-1},\ k = 0,1,2, \dots m,\ \alpha = \frac{\lambda}{\mu} \quad (2)$$

Нетрудно видеть отличие уравнений (1) от уравнений Эрланга, применяемых для исследования систем массового обслуживания [5,6], и рассчитываемых по ним вероятностей состояния систем. Их значения разнятся, по мере увеличения числа каналов системы (таблица). В практических случаях это может привести к ошибкам прогнозирования технического состояния системы.

Табл. Различие в расчетах вероятностей с использованием уравнений (1) и уравнений Эрланга

Вероятность безотказного состояния системы P_0, , $\alpha = \frac{\lambda}{\mu} = \frac{1}{2}$					
	Число каналов в системе m				
	1	2	3	4	5
Расчет надежности по формуле (1)	1	0,57	0,53	0,52	0,49
Расчет надежности по формулам Эрланга	1	0,62	0,61	0,61	0,61
	Отношение вероятностей: $\frac{P_{0СМО}}{P_{0Надежн.}}$				
	1	1,09	1,15	1,17	1,24

Ограничение Ω_4: Априори считаются известными расходы материальных средств на эксплуатацию системы. Они выражены стоимостными показателями эксплуатации в единицу времени $\Delta C_э$ и стоимостью их восстановления в единицу времени $\Delta C_в$. Для каждого из них известно множество возможных значений, и за время перехода системы из одного состояния в другое ее состояние их значения не изменяются. Средства на восстановление расходуются с момента отказа определяющих параметров.

Требуется определить для исходных данных $\Omega_1 - \Omega_4$ остаточный ресурс эксплуатации системы $t = t^*$ по зависимости его от средних затрат $\bar{C}(t)$ на поддержание системы в работоспособном состоянии и от выделяемых для этого материальных средств C_0:

$$t^* = arg \min_{t \in T} e(C_0 - \bar{C}(t)) \quad (3)$$

где, $e(C_0 - \bar{C})$ – выбранная мера близости значений C_0 и $\bar{C}(t^*)$, T – множество всевозможных положительных значений переменой t.

Решение задачи

В условиях $\Omega_1 - \Omega_4$ решение задачи можно находить, пользуясь системой дифференциальных уравнений относительно неизвестных случайных функций расхода материальных средств $C_k(t)$:

$$\begin{cases} \frac{dC_0(t)}{dt} = -\lambda C_0(t) + \mu C_1(t) + \Delta C_э \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ \frac{dC_k(t)}{dt} = \lambda C_{k-1}(t) - (\lambda+\mu)C_k(t) + \mu C_{k+1}(t) + \Delta C_э + \lambda \Delta C_в \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ \frac{dC_m(t)}{dt} = \lambda C_{m-1}(t) - \mu C_m(t) + \Delta C_э + \lambda \Delta C_в \end{cases} \tag{4}$$

С начальными условиями $C_k(0) = 0,\ k = 0,1,2,\dots m$ [9].

Предложенное в [4] решение задачи (3) сопряжено со сложностью аналитического описания переменных в уравнениях состояния системы при возрастании числа m исследуемых состояний $\nu_k(t)$. В предлагаемой процедуре предлагается следующее упрощенное решение задачи.

Для этого перейдем к следующему виду операторного преобразованию функций-оригиналов и их производных в системе уравнений (4):

$$B_m = \sum_{i=0}^{m} A_i C_i(p) \tag{5}$$

$$\text{где, } A_0 = \begin{pmatrix} -(p+\lambda) \\ \lambda \\ O_{m-2} \end{pmatrix}, A_1 = \begin{pmatrix} \mu \\ -(p+\lambda+\mu) \\ \lambda \\ O_{m-3} \end{pmatrix}, A_k = \begin{pmatrix} O_{k-2} \\ \mu \\ -(p+\lambda+\mu) \\ \lambda \\ O_{m-k} \end{pmatrix}, A_m = \begin{pmatrix} O_{m-2} \\ \mu \\ -(p+\mu) \end{pmatrix}$$

$C_i(p)$ – изображения «по Лапласу» соответствующих функций-оригиналов $C_i(t)$ в системе уравнений (5);

$$B_0 = \begin{pmatrix} \Delta C_э \\ \Delta C_э + \lambda \Delta C_в \end{pmatrix}$$

$B_k, k = 1,2,\dots m$ – вектор, в котором первая строка равна $\Delta C_э$, а каждые последующие 2,3,..., m строки равны $\Delta C_э + \lambda \Delta C_в$; p – комплексная переменная.

Обобщая процедуру среднеквадратического оценивания коэффициентов двухкомпонентной блочной линейной модели регрессии [8] на произвольное конечное число блоков, приходим к рекуррентному решению системы операторного уравнения (5).

$$\begin{gathered} C_0^*(p) = M_0 A_0^T R_1 B;\ M_0 = (A_0^T A_0)^{-1}; \\ C_k^*(p) = \left(A_k^T \prod_{j=1}^{k-1} R_i A_k\right)^{-1} \prod_{\substack{j=1 \\ j\neq i}}^{k} R_j\, B, k = 1,2,\dots m; \\ R_0 = E - A_0 (A_0^T A_0)^{-1} A_1^T; \\ R_k = E - A_k M_k A_k^T \prod_{\substack{j=0 \\ j\neq i}}^{k} R_j \end{gathered} \tag{6}$$

E – единичная матрица.

Применяя к оценкам (6) обратное преобразование Лапласа [9, 10], находим оригиналы неизвестных функций расхода материальных средств $C_k(t)$:

Для случая *m=1* решение (6) приводит к результату:

$$C_0^*(p) = \frac{A_0}{p^2} + \frac{B_0}{p} + \frac{C_0}{p+\lambda+\mu},$$

$$C_1^*(p) = \frac{A_1}{p^2} + \frac{B_1}{p} + \frac{C_1}{p+\lambda+\mu},$$

где,

$$A_0 = \frac{\mu}{\lambda+\mu}(2\Delta C_э + \lambda\Delta C_в),$$

$$B_0 = \frac{(\mu-\lambda)\Delta C_э + \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2},$$

$$C_0 = \frac{(\lambda-\mu)\Delta C_э - \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2}; \qquad (7)$$

$$A_1 = \frac{\lambda}{\lambda+\mu}(2\Delta C_э + \lambda\Delta C_в),$$

$$B_1 = \frac{(\mu-\lambda)\Delta C_э + \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2},$$

$$C_1 = \frac{(\mu-\lambda)\Delta C_э - \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2},$$

получим

$$C_0^*(t) = \frac{\mu}{\lambda+\mu}(2\Delta C_э + \lambda\Delta C_в)t + \frac{(\mu-\lambda)\Delta C_э + \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2} + \frac{(\lambda-\mu)\Delta C_э - \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2}e^{-(\lambda+\mu)};$$

$$C_1^*(t) = \frac{\lambda}{\lambda+\mu}(2\Delta C_э + \lambda\Delta C_в)t + \frac{(\mu-\lambda)\Delta C_э + \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2} + \frac{(\mu-\lambda)\Delta C_э - \lambda\mu\Delta C_в}{(\lambda+\mu)^2}e^{-(\lambda+\mu)} \qquad (8)$$

Учитывая случайный характер функций (8), можно найти ожидаемый средний расход $\bar{C}(t)$ средств на эксплуатацию системы в течение времени t:

$$\bar{C}(t) = C_0^*(t)P_0^* + C_1^*(t)P_1^* \qquad (9)$$

С последующей стационарной оценкой ее остаточного ресурса по формуле (3), при выделяемых материальных средствах C_0 на поддержание ее в работоспособном состоянии.

Алгоритмическую реализацию совокупности процедур можно рассматривать как методику, состоящую из следующих, взаимоувязанных единой целью функционирования, блоков, как этапов стационарной оценки остаточного ресурса эксплуатации системы (Рис.2).

Блок 1 содержит совокупность исходных данных, необходимых для реализации процедуры:

m – число определяющих параметров системы;

$\Delta C_э, \Delta C_в$ – эксплуатационные расходы на ее эксплуатацию в единицу времени и средний расход на ее восстановление, соответственно;

C_0 – затраты, выделяемые на продление остаточного ресурса;

T – интервал текущего времени эксплуатации;

$P_k(0)$, $C_k(0)$ – начальные условия для решения соответствующей системы дифференциальных уравнений.

В блоке 2 рассчитываются средние значения интенсивностей отказов λ и восстановления μ по результатам эксплуатации системы.

Блок 3 предназначен для составления систем дифференциальных уравнений (1) и (4) относительно неизвестных функций вероятностей $P_k(t)$ технического состояния системы и функций $C_k(t)$, описывающих суммарные затраты, выделяемые на поддержание ее в соответствующем техническом состоянии $\nu_k(t), k = 0,1,2,\ldots m$.

В блоке 4 дается аналитическое решение уравнений (1) и (4) с применением блочных регрессионных моделей для нахождения функций-изображений по Лапласу по формулам (2) и (6), соответственно. С последующим обратным преобразованием их к функциям-оригиналам.

В блоке 5 приведен критерий усредненных затрат (9), с помощью которого оценивается остаточный ресурс $t = t^*$.

В блоке 6 оценивается остаточный ресурс $t = t^*$ по критерию (3) для выделяемых затрат C_0 на продление ресурса работоспособности системы.

В блоке 7 рассчитываются затраты C_0 для продления ресурса, как результат решения задачи, обратной (3), при ограничениях на заданное время остаточного ресурса $t = t^*$.

Результаты, полученные в блоках 6 и 7, фиксируются в блоке 8. И этим заканчивается стационарная оценка остаточного ресурса эксплуатации системы.

В качестве примера раскроем это соотношение для системы, в которой интенсивности отказа и восстановления равны $\lambda=\frac{0,05}{\text{год}}$ и $\mu=\frac{0,14}{\text{год}}$, соответственно.

Интенсивность эксплуатационных расходов в течение года составляет $\Delta C_э = 1000$ рублей, интенсивности восстановления отказавших параметров равна $\Delta C_в = 10000$ рублей, а на продление ресурса выделено 5500 рублей.

Для случая $m = 1$ (система рассматривается как единое целое) текущие затраты на эксплуатацию можно определить из выражений (8).

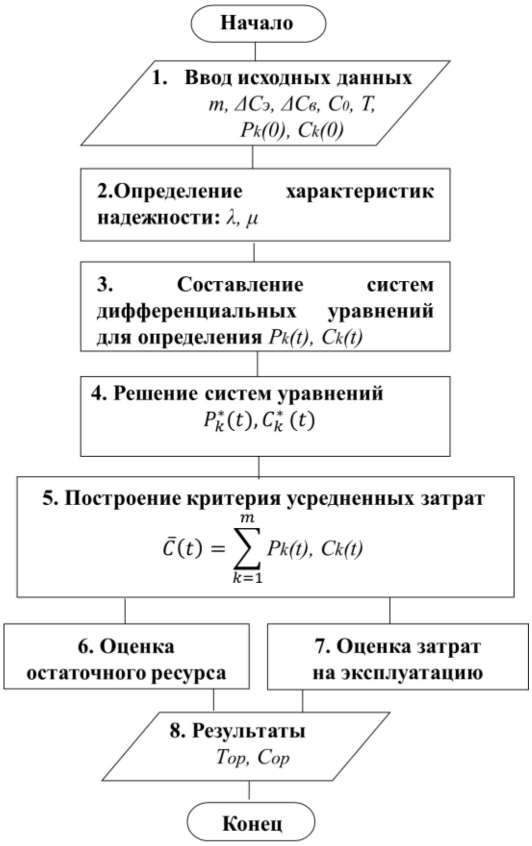

Рис. Система программно-алгоритмического обеспечения

Обсуждение результатов

Расчеты показывают, что ожидаемый остаточный ресурс системы, определяемый с помощью соотношения (3), в котором средний расход средств на ее эксплуатацию, рассчитанный по формуле (9), в которой вероятности технического состояния определяются из решения системы уравнений (1), составляет один год и три месяца. В то время как для стационарных вероятностей, определяемых по формуле (2), остаточный ресурс составляет один год и два с половиной месяца. Разница в полмесяца практически допустима для долгосрочных прогнозов. Однако по сложности вычислений предложенная процедура, адекватная стационарной оценке остаточного ресурса, представляется практически целесообразной для оперативного прогнозирования остаточного ресурса эксплуатации восстанавливаемых систем.

Выводы

Предложенная процедура стационарной оценки и прогнозирования остаточного ресурса эксплуатации систем после выработки ими назначенного в нормативной документации срока эксплуатации позволяет повысить эффективность управления. Процедура может применяться для оценки возможности продления ресурса эксплуатации, как важного резерва экономии материальных затрат, выделяемых на поддержание их безопасного функционирования восстанавливаемых систем.

Список источников

1. Каштанов В.А., Медведев А.И. Теория надежности сложных систем: учебное пособие. – 2-е изд., перераб. – Москва: ФИЗМАТЛИТ, 2010. – 608 с.
2. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание: математический подход: пер. с нем. – Москва: Радио и связь, 1988. – 392 с.
3. Найденов В.Г., Котов М.А., Першин Е.В. Методический подход к корректировке периодичности технического обслуживания сложных радиоэлектронных систем по результатам контроля процесса их эксплуатации. //Вооружение и экономика. – 2016. – №4 (37). – С. 46-56.
4. Пицык В.В., Суховерхова Л.В., Шестерикова О.В. Оптимизация затрат на эксплуатацию систем пожарной автоматики / Проблемы управления безопасностью сложных систем– Труды XXIV Международной научной конференции (Москва 21 декабря 2016 г.) – Москва: ИПУ РАН им. Трапезникова, 2016. – С. 339-340.
5. Хинчин А.Я. Математические методы в теории массового обслуживания//Труды Математического института им. В.А. Стеклова. – Изд-во АН СССР, 1955. – т. 49.
6. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – Москва: Высшая школа, 2002. – 575 с.
7. Пицык В.В. Вероятностное прогнозирование остаточного ресурса измерительной техники по результатам параметрического контроля. //Измерительная техника. – 2016. – №3. – С. 12-15.
8. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ. – Москва: Мир, 1980. – 456 с.
9. Ван дер Поль Б., Бремер Х. Операционное исчисление на основе двустороннего преобразования Лапласа. — Москва: Издательство иностранной литературы, 1952. — 507 с.
10. Романовский П.И. Ряды Фурье. Теория поля. Аналитические и специальные функции. Преобразования Лапласа. — Москва: Наука, 1980. — 336 с.

References

1. Kashanov V.A., Medvedev A.I. Theory of Reliability of Complex Systems: Textbook. – 2nd ed., rev. – Moscow: FIZMATLIT, 2010. – 608 p.
2. Baichelt, F., Franken, P. Reliability and Maintenance: A Mathematical Approach: Translated from German. – Moscow: Radio and Communications, 1988. – 392 p.
3. Naidenov, V.G., Kotov, M.A., Pershin, E.V. Methodological approach to adjusting the frequency of maintenance of complex radio-electronic systems based on the results of monitoring their operation. //Armament and Economy. – 2016. – No. 4 (37). – P. 46-56.
4. Pitsyk V.V., Sukhoverkhova L.V., Shesterikova O.V. Optimization of the costs of operating fire automation systems / Problems of safety management of complex systems – Proceedings of the XXIV International Scientific Conference (Moscow, December 21, 2016) – Moscow: Trapeznikov IPU RAS, 2016. – Pp. 339-340.
5. Khinchin A.Ya. Mathematical Methods in Queuing Theory//Proceedings of the Steklov Mathematical Institute. – Publishing House of the USSR Academy of Sciences, 1955. – Vol. 49.
6. Venttsel E.S. Probability Theory. – Moscow: Higher School, 2002. – 575 p.
7. Pitsyk V.V. Probabilistic forecasting of the residual resource of measuring equipment based on the results of parametric control. //Measuring Equipment. – 2016. – No. 3. – P. 12-15.
8. Seber, J. Linear Regression Analysis. Moscow: Mir, 1980. 456 p.
9. Van der Pol, B., Bremer, H. Operational Calculus Based on Bilateral Laplace Transformation. Moscow: Foreign Literature Publishing House, 1952. 507 p.
10. Romanovsky P.I. Fourier Series. Field Theory. Analytic and Special Functions. Laplace Transforms. Moscow: Nauka, 1980. 336 p.

Информация об авторах
В.В. Пицык – доктор технических наук
Д.В. Тараканов – доктор технических наук
Л.В. Суховерхова – кандидат технических наук
Information about the author
V.V. Pitsyk – Holder of an Advanced Doctorate (Doctor of Science)
D.V. Tarakanov– Holder of an Advanced Doctorate (Doctor of Science)
L.V. Sykhoverkhova – Ph.D. of Engineering Sciences

Вклад авторов: все авторы сделали эквивалентный вклад в подготовку публикации. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Contribution of the authors: the authors contributed equally to this article. The authors declare no conflicts of interests.

Статья поступила в редакцию 01.05.2025, одобрена после рецензирования 01.06.2025, принята к публикации 06.06.2025.

The article was submitted 01.05.2025, approved after reviewing 01.06.2025, accepted for publication 06.06.2025.