Модели восстанавливаемых систем – модели эталонов метрологии

Models of recoverable systems – models of standards of metrology

Смагин / Smagin V.
Владимир Александрович
(va_smagin@mail.ru)
доктор технических наук, профессор,
заслуженный деятель науки и техники РФ.
ФГБВОУ ВО «Военно-космическая академия
имени А. Ф. Можайского» МО РФ,
профессор кафедры метрологического обеспечения
вооружения, военной и специальной техники.
г. Санкт-Петербург

Бубнов / Bubnov V.
Владимир Петрович
(bubnov1950@yandex.ru)
доктор технических наук, профессор.
ФГБОУ ВО «Петербургский государственный
университет путей сообщения Императора
Александра I» (ПГУПС),
профессор кафедры «Информационные
и вычислительные системы».
г. Санкт-Петербург

Султонов / Sultonov Sh.
Шохрух Холмурзаевич
(sultonovsh@yandex.ru)
ПГУПС, аспирант.
г. Санкт-Петербург

Ключевые слова: метрология – metrology; эталон – standard; уравнение Вольтерры – Volterra equation; коэффициент готовности – availability factor; средняя частота отказов – average failure rate; поверка – verification; измерительное средство – measuring tool.

Рассматривается коэффициент готовности измерительного средства как частный стационарный показатель системы. Проведена предварительная аттестация эталона и его параметры. Рассматривается сумма случайных величин длительностей фазы поверки эталона и фазы устранения всех нарушений. Предложена связь межповерочного интервала с коэффициентом готовности и характеристиками измерительного средства. Показан процесс определения средней частоты отказов при наличии поверок.

The availability factor of the measuring means is considered as a particular stationary indicator of the system. The preliminary certification of the standard and its parameters was carried out. The sum of random variables of the durations of the verification phase of the standard and the phase of elimination of all violations is considered. A connection between the calibration interval and the availability factor and the characteristics of the measuring instrument is proposed. The process of determining the average failure rate in the presence of verifications is shown.

Введение

В [1] автор пишет: «При обеспечении ведомственной поверки в заранее определенных метрологических подразделениях отсутствие метрологических отказов проверяемых средств измерений (СИ) напрямую определяет работоспособность и надежность технических систем, решающих целевые задачи. Таким образом, вторичные и рабочие эталоны, обеспечивающие передачу размера величины в замкнутой системе, не только обеспечивают метрологические характеристики ведомственных СИ, но и влияют на эксплуатационно-технические характеристики (ЭТХ) техники, решающей целевые задачи».

К числу ЭТХ технических систем, решающих целевые задачи, относится готовность, которую в ряде оптимизационных задач выбирают целевой функцией. В качестве показателя готовности в случае, когда необходимо оценить приспособленность технической системы к переводу из любого состояния в состояние непосредственного применения по назначению, как правило, выбирают коэффициент готовности системы [2]. Примечание авторов данной статьи, которые рассматривают коэффициент готовности как частный стационарный показатель, часто не принимают во внимание его изменчивость в процессе эксплуатации [3] и зави-

симость для составляющих систему подсистем, сильно ограничивает объективность приводимых результатов исследований.

Цель статьи – распространить и адаптировать известные результаты исследований из теории надежности и теории восстановления к исследованиям в области метрологии и показать их полезность и пригодность в этой науке. На наш взгляд, они также позволят получить и ряд новых результатов в теории названных здесь научных дисциплин.

Классическое интегральное уравнение Вольтерры из теории надежности для исследования простейших свойств эталона в метрологии

Обратимся к статье [4] и несколько изменим ее направленность, а в дальнейшем изложении будем опираться на статьи [5, 6] и книгу [7]. В статье [8] сделана попытка связать межповерочный интервал с коэффициентом готовности и характеристиками измерительного средства на основе изучения средней частоты его отказов при наличии поверок. Эта модель затем была использована для построения только модели измерительного эталона.

Примем следующие обозначения: $\omega(t)$ средняя частота утраты работоспособности – пригодности эталона; $a(t)$ – плотность вероятности времени до потери работоспособности эталона; $Q(t), P(t)$ – вероятность утраты и неутраты работоспособности эталона за время t; $U(t)$ – функция распределения времени между соседними аттестациями эталона; $g(t)$ – плотность вероятности времени восстановления работоспособности эталона.

Сначала допускаем, что проведена предварительная аттестация эталона и его параметры приведены в норму. При этом условии в его использовании возможны следующие несовместимые гипотезы для определения средней частоты нарушения работоспособности эталона:

– произошло ровно одно нарушение исправности эталона за время t при условии, что аттестация эталона не была назначена;

– произошло несколько нарушений эталона за время t при условии, что первое нарушение эталона наступило до момента назначения первой аттестации эталона;

– произошло несколько нарушений эталона за время t при условии, что первая аттестация эталона была назначена до момента возникновения первого нарушения эталона.

Тогда выражение для средней частоты потерь работоспособности эталона примет следующий вид:

$$\omega(t) = a(t)[1-U(t)] + \int_0^t [1-U(\tau)]a(\tau)\omega(t-\tau)d\tau + \int_0^t [1-Q(\tau)]\int_0^{t-\tau} A(\theta)\omega(t-\tau-\theta)d\theta dU(\tau) \quad (1)$$

$$\nu_A(\theta) = \int_0^\theta \nu_p(z)\nu_r(\theta - z)dz \quad (2)$$

Выражение (2) означает, что плотность времени восстановления нами рассматривается как сумма случайных величин длительностей двух фаз: первой фазы – фазы поверки эталона, и второй фазы – устранения всех нарушений, определенных за время выполнения первой фазы. Именно суммарная продолжительность времени этих двух фаз и определяет наше понимание аттестации эталона. В дальнейшем за пределами данной статьи плотности фазы времени поверки ν_p эталона и плотности фазы устранения нарушений в эталоне $\nu_r(t)$ следует рассматривать более строго, считать их зависимыми и в необходимом случае даже численно оснащенными значениями параметров контроля. Здесь же, в данной статье, пока ограничимся выражением (2).

Представим (1) и (2) в изображении Лапласа.

$$\omega^*(s) = \frac{a^*(s)}{1 - a^*(s) - b^*(s)\nu_A^*(s)}, \quad (3)$$

где

$$a^*(s) = \int_0^\infty a(z)[1-U(z)]e^{-sz}dz,\ b^*(s) = \int_0^\infty [1-Q(z)]e^{-sz}dU(z), \quad (4)$$

$$\nu_A^*(s) = \nu_p^*(s)\nu_r^*(s). \quad (5)$$

На практике аттестации эталона проводятся регулярно, поэтому имеет смысл рассматривать в качестве $U(t)$ вырожденное распределение, то есть

$$U(t) = \begin{cases} 0, t < T; \\ 1, t \geq T, \end{cases} \quad (6)$$

где T – период между соседними аттестациями.

Из выражения (2) при условии длительного использования эталона и принимая (3) получаем установившееся значение средней частоты нарушения работоспособности эталона:

$$\omega^*(T) = \frac{Q(T)}{\int_0^T P(z)dz + \nu_A P(T)}, \quad (7)$$

где ν_A – средняя продолжительность одной аттестации эталона. Рассуждая аналогично, получим $\omega_g(t), \omega_g^*(t), \omega_g(\infty, T)$ для случая, когда восстановление эталона производят не мгновенно после установления его неработоспособности, а спустя случайное время задержки:

$$\omega_g(t) = a(t)[1-U(t)] + \int_0^t [1-U(\tau)]\int_0^{t-\tau} g(\theta)\omega_g(t-\tau-\theta)a(\tau)d\tau + \int_0^t [1-Q(\tau)]\int_0^{t-\tau} \nu_A(\theta)\omega_g(t-\tau-\theta)d\theta dU(\tau) \quad (8)$$

$$\omega(\infty,T)=\frac{Q(T)}{\int_0^t P(z)dz+gQ(T)+\nu_A P(T)};$$

$$\omega_g^*=\frac{a^*(s)}{1-a^*(s)\nu_A^*(s)-b^*(s)g^*(s)} \qquad (9)$$

где g – среднее время задержки на восстановление процесса, а ν – среднее время продолжительности двухфазной аттестации. Из (7) и (9), при условии, что аттестация не проводится ($T\to\infty$), следуют частные случаи стационарных средней частоты

$$\omega(\infty,\infty)=\frac{1}{\nu_A},\omega(\infty,\infty)=\frac{1}{(\nu_A+g)},$$

где ν_A – среднее время безотказной работы эталона, а g – среднее время задержки альтернирующего процесса при разрушении эталона.

Пример 1. Требуется определить оптимальную по коэффициенту готовности продолжительность периода между аттестациями и среднее число аттестаций эталона за один год, если закон распределения времени работы эталона закон экстремальных значений –закон Вейбулла $P(t)=e^{-\lambda_0 t^k}$ с параметрами $\lambda_0=1\cdot10^{-5}1/ч^k, k=2{,}5$. Среднее время ремонта эталона после полной потери работоспособности (случайная задержка) равна $g=10$ часов, а среднее время полной двухфазной аттестации эталона равно $\nu_A=2$ часа.

Пользуясь той же методикой, по которой определялась средняя частота, найдем выражение для коэффициента готовности эталона по формуле:

$$K_Г=\lim_{t\to\infty}K_Г(t,T)=\frac{\int_0^T P(z)}{\int_0^T P(z)dz+gQ(T)+\nu_A P(t)}dz \qquad (10)$$

Величина T_0, машинизирующая (10), удовлетворяет уравнению:

$$\frac{g}{g-\nu_A}=\lambda(T_0)\int_0^{T_0}P(z)dz+P(T_0), \qquad (11)$$

в котором $\lambda(t)$ – интенсивность отказа эталона будет равна $\lambda(t)=\frac{a(t)}{P(t)}$.

Результаты расчетов по формулам (9) и (10) приведены на рис. 1.

Максимальная величина $K_Г=0{,}95$ достигается при $T_0\approx50ч$. Аттестационному периоду $T_0\approx0{,}50ч.$ соответствует средняя частота проведения аттестаций $\omega(\infty,T_0)\approx0{,}0035$ 1/ч. Среднее время безотказной работы эталона без проведения аттестаций $T_{ср}\approx89ч.$, а с их проведением $T_{ср}\approx285ч.$ Среднее ожидаемое число ремонтов эталона в течение одного года без

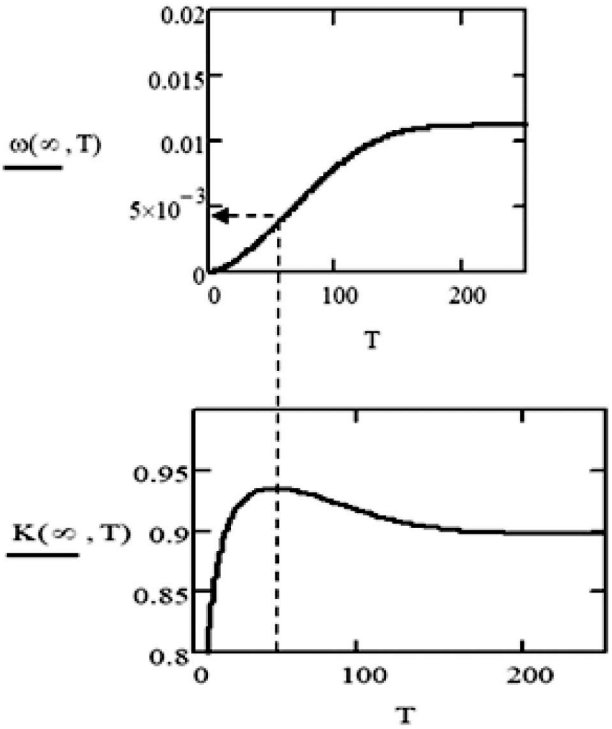

Рис. 1. Коэффициент готовности эталона

проведения аттестаций $n_p \approx 100$, а с их проведением – $n_p \approx 31$. Итоговая суммарная наработка эталона в течение года увеличивается в среднем на полмесяца.

Резюме по первой математической модели исследования свойств эталона в метрологии

1. Рассмотрена наиболее простая математическая модель на основе интегрального уравнения Вольтерра второго вида с разностным ядром.

2. Она справедлива при условии полного обновления эталона после его аттестации и полного обновления после отказа эталона в регенерирующем случайном процессе.

3. Контроль за состояниями эталона принят идеальный, единичный.

4. Впервые предложено рассматривать процесс аттестации эталона двухфазным. Это открывает возможность исследовать в дальнейшем эталон с применением более сложных моделей (многофазных, немарковских, не только с последовательными, но и параллельными фазами, с частичным восстановлением в фазах, распределенным контролем в них и с произвольной достоверностью) [9].

5. Предыдущий пункт может быть развит с учетом введения понятий риска, выигрыша или ущерба для отдельных или противодействующих сторон при достижении ими своих целей.

6. В связи с изложенным могут быть поставлены новые модели анализа и синтеза при взаимодействии эталона и целевого объекта системы.

Классическое интегральное уравнение для средней частоты событий при условии сохранения только работоспособности эталона

В работе [10] теоретически было доказано, что если восстанавливаемый объект заменяется после отказа аналогичным отказавшему объектом при условии, что заменяющий объект проработал такое же время, что и отказавший, но оказался исправным, работоспособным, то интегральное уравнение для средней частоты отказов представляется в виде:

$$\omega_2(t) = a(t)(1 + \int_0^t \frac{\omega_2(z)}{P(z)} dz), \tag{12}$$

где $\omega_2(t)$ – средняя частота отказов второго вида в отличие от (1) – $\omega(t)$, которую в дальнейшем будем обозначать как $\omega_1(t) = \omega(t)$. Среднюю частоту (12) будем называть средней частотой второго вида в отличие от (1) – $\omega_1(t)$ – частоты первого вида. Обе частоты $\omega_1(t)$, $\omega_2(t)$ подтверждены экспериментально [10].

Нетрудно показать, что уравнение (12) имеет единственное аналитическое решение $\omega_2(t) = \lambda(t)$, где $\lambda(t) = \dfrac{a(t)}{P(t)}$, то есть является интенсивностью отказа объекта. С физической точки зрения применительно к эталону это означает, что отказавший эталон при идеальном контроле отказа мгновенно заменяется работоспособным эталоном, который, проработав такое же время, что и отказавший, остался исправным. Практически этот случай замены эталона является самым невыгодным. Поэтому рассматривать для этого случая различные интегральные уравнения пока не имеет смысла. Ситуация становится еще хуже, если контроль состояния эталона не идеальный.

Классическое общее интегральное уравнение для средней частоты событий, из которого следуют как частные случаи ранее рассмотренные средние частоты

Оно позволяет более объективно и, следовательно, более точно оценивать качество восстанавливаемых эталонов, работающих в более сложных режимах эксплуатации. Остановимся подробнее на выводе выражения для данной средней частоты [11].

Оба допущения о состоянии эталона к моменту его использования по назначению являются крайними. При их принятии строятся модели двух средних частот оценивания качества эталона. Они могут служить для нахождения верхней и нижней границ оценок качества эталона и подобных других устройств и систем. Однако, при длительной их эксплуатации эти границы весьма широки и, следовательно, точность оценивания качества эталона будет низкой. Поэтому авторами этой статьи и предложено выражение для средней частоты отказов третьего вида $-\omega_3(t)$. Пусть основной объект, например эталон, находится в режиме работы ε, а элементы его замены – в режиме ε_p. Запишем выражение для условной вероятности безотказной работы восстановленного (замененного) элемента в течение времени $t-\tau$ в режиме ε при условии, что до замены элемент находился в режиме ε_p в течение времени τ и не отказал. Будем иметь:

$$P_B(t-\tau, \varepsilon \,|\, \tau, \varepsilon_p) = P(t-\tau+x(\tau), \varepsilon) \,/\, P(x(\tau), \varepsilon). \tag{13}$$

В этом выражении $x(\tau)$ означает время работы элемента в режиме ε, эквивалентное времени его работы τ в режиме ε_p при условии, что израсходованные ими ресурсы в этих режимах одинаковы. Следует отметить, что выражение (13) справедливо только в том случае, если надежность элементов замены после постановки их в режим ε не зависит от того, каким образом был израсходован их ресурс, а зависит только от величины израсходованного ресурса в прошлом. Физически это означает, что в структуре материалов элементов не происходит качественных изменений свойств при работе в режимах ε и ε_p.

Найдем условную плотность вероятности распределения времени работы элемента до отказа, продифференцировав по переменной t выражение (13):

$$a_B(t-\tau,\varepsilon\ |\tau,\ \varepsilon_p) = a(t-\tau+x(\tau),\ \varepsilon)\,/\,P(x(\tau),\varepsilon). \qquad (14)$$

Тогда зависимость между средней частотой отказов $\omega_3(t)$ и плотностью вероятности $a(t)$ будет представлена следующим интегральным уравнением:

$$\omega_3(t) = a(t) + \int_0^t \frac{a(t-\tau+x(\tau),\varepsilon)}{P(x(\tau),\varepsilon)}\omega_3(\tau)d\tau.\frac{n!}{r!(n-r)!} \qquad (15)$$

Доказательство (15) рассмотрено в [11].

Рассмотрим частные случаи, следующие из (15).

1. Замена отказавших элементов производится новыми элементами. Тогда $x(\tau)=0$, $P(x(\tau))=1$. Поэтому из (15) следует:

$$\omega_1(t) = a(t) + \int_0^t a(t-\tau)\,\omega(\tau)d\tau. \qquad (16)$$

2. Замена отказавших элементов производится старыми элементами, выработавшими такой же ресурс надежности, что и основные элементы, но исправными. В этом случае $x(\tau)=\tau$, $P(x(\tau))=P(\tau)$. Поэтому из (15) следует интегральное уравнение

$$\omega_2(t) = a(t)[1+\int_0^t \frac{\omega_2(\tau)}{P(\tau)}d\tau]. \qquad (17)$$

В (16) и (17) символ нагрузки ε опущен.

Нетрудно показать, что если замена отказавших элементов производится не мгновенно, а через случайное время, будет иметь место следующее выражение для средней частоты отказов:

$$\omega_3(t) = a(t) + \int_0^t \omega_3(\tau)\int_0^{t-\tau} \frac{g(\theta)a(t-\tau-\theta+x(\tau+\theta))}{P(x(\tau+\theta))}d\theta d\tau, \qquad (18)$$

в котором $g(t)$ – плотность вероятности времени замены. Из (18) следуют известные ранее уравнения для средних частот отказов при мгновенной замене, если принимать во внимание соответствующие условия, воздействующие на элементы до включения их в систему.

Кроме того, если эталон, элемент, объект или система связаны с аттестационными воздействиями в процессе их эксплуатации, то средняя частота отказов представится следующим интегральным уравнением. Это уравнение предлагается составить заинтересованному читателю. Подсказка: для корректной записи уравнения нужно воспользоваться объединением моделей уравнений (1), (2) и (18). Попробуйте свои усилия и пришлите, пожалуйста, результат авторам данной статьи.

В заключение статьи мы рассмотрим простой пример, позволяющий получить аналитическое решение в конечном виде для $\omega_3(t)$ с помощью выражения (15).

Пример 2. Рассмотрим случай, когда распределение времени жизни элементов в основном режиме подчинено равномерному закону распределения, а распределение времени элементов замены – экспоненциальному:

$$\begin{cases} a = \text{const},\ 0 \le t < 1/a, \\ 0, \qquad t \ge 1/a, \qquad a(t,\varepsilon_p) = \lambda e^{-\lambda t}\ \ (0 < t < \infty). \end{cases} \qquad (19)$$

Дифференцируя (15) по t, получим

$$\omega_3^{`}(t) = a^{`}(t) + \lambda(x(t))\,\omega_3(t) + \int_0^t \frac{a^{`}(t-\tau+x(\tau))}{P(x(\tau))}\omega_3(\tau)d\tau,$$

где $\lambda(t) = a(t)/P(t)$ – интенсивность отказа.

Учитывая, что $a^{`}(t)=0$, будем иметь:

$$\omega_3^{`} = \lambda(x(t))\,\omega_3(t), \qquad (20)$$

В соответствии с (14), приняв $\omega_3(0)=a(0)=a$, получим выражение для

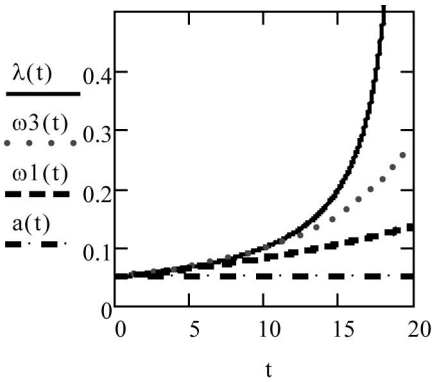

Рис. 2. Результат численных расчетов для средней частоты отказов

$$\omega_3(t) = a\exp(\int_0^t \lambda(x(z))dz\,. \tag{21}$$

Величину $x(t)$ найдем из условия равенства ресурсов в соответствии с физическим принципом профессора Н. М. Седякина [12] (может быть использован и другой принцип):

$$\int_0^{x(t)} \lambda(z,\varepsilon)dz = \int_0^t \lambda(z,\varepsilon_p)dz\,. \tag{22}$$

Интенсивности отказов $\lambda(t,\varepsilon), \lambda(t,\varepsilon_p)$,в соответствии с (19) будут равны

$$\lambda(t,\varepsilon) = a/(1-at), \quad \lambda(t,\varepsilon_p) = \lambda. \tag{23}$$

Подставляя (23) в (22), найдем:

$$x(t) = (1-e^{-\lambda t})/a. \tag{24}$$

Заменяя t на $x(t)$ в первом выражении (23), получим:

$$\lambda(x(t)) = a\,e^{\lambda t}. \tag{25}$$

Подставляя (25) в (21), окончательно будем иметь выражение для искомой средней частоты отказов:

$$\omega_3(t) = a\exp[a(e^{\lambda t}-1)/\lambda]. \tag{26}$$

В частном случае замены отказавших элементов новыми из (26) следует выражение для $\omega_1(t)$ из [9]: $\omega_3(t) = \omega_1(t) = a\,e^{at}$. На рис. 2 приведены графики функций $a(t), \lambda(t), \omega_1(t)$ и $\omega_3(t)$ на интервале $0 \le t < 1/a$. Предельное значение для $\omega_1(t)$, равное $2a$, в силу разрыва функции $a(t)$,и изменение $\omega_1(t)$ при $t > 1/a$ не показаны. При численных расчетах приняты значения параметров $a = \lambda = 0.05\,h^{-1}$.При этих значениях получены выражения для изображения графиков:

$$\lambda(t) = \frac{0.05}{1-0.05t}, \omega_3(t) = 0.05\cdot\exp\left[0.05\cdot\frac{e^{0.05}-1}{0.05}\right],$$

$$\omega_1(t) = 0.05\cdot e^{0.05\cdot t}, a(t) = 0.05. \tag{27}$$

Данный пример лишь показывает возможность решения уравнения (15) в конечном виде. В более общем случае для решения уравнения следует пользоваться либо приближенными методами, либо численными с использованием вычислительных средств.

Резюме по третьей математической модели средней частоты отказов для исследования свойств эталона в метрологии

Приведено общее выражение средней частоты отказов событий, чем известные ранее. Оно является общим для исследования эталона в метрологии. Две предшествующие частоты являются частными случаями данного выражения. По сравнению с ними третье выражение $\omega_3(t)$ позволяет более объективно и, следовательно, более точно исследовать и обеспечивать качество настоящих и перспективных эталонов метрологии.

Об использовании физического принципа профессора Н. М. Седякина при пересчете эквивалентных ресурсов в различной степени нагруженных случайных процессах

Несмотря на кажущуюся простоту такого элемента, как эталон, в метрологии он по своей структуре и протекающих в нем процессах, тем более с привлечением человека-оператора, по сути представляет сложную систему, требующую достаточно большого внимания. Смена возможных состояний в нем связана с изменением энергетизма его компонентов, влияющего на целевой эффект. Вопросу изучения систем с переменным режимом работы его компонентов раньше уделялось достаточно много внимания в науке. Гипотеза Майнера, принцип наследственности производства и ряд других подходов напоминают нам об этом. За последнее время в науку вошел оригинальный способ расчета систем с переменным энергетизмом работы – физический принцип надёжности профессора Н. М. Седякина. В своем докладе [12], статье [13] и продолжателей его идеи [14] выражена суть этого принципа: «Надежность системы под влиянием физико-химических процессов, протекающих в материалах ее элементов, с течением времени изменяется. Это обусловлено тем, что свойства материалов зависят от большого числа факторов (режима работы, влажности, температуры и т. п.). Механизм различного рода факторов, влияющих на надежность элемента, до сих пор не удается сколь-нибудь детально описать. Это является одной из причин того, что путь статистического описания процессов, влияющих на надежность системы, является не только вынужденным, но и единственно возможным». Введено понятие ресурса надежности элемента в виде

$$r(t,\varepsilon) = \int_0^t \lambda(z,\varepsilon)dz, \tag{28}$$

где $\lambda(t,\varepsilon)$ – интенсивность отказа элемента в режиме работы . Автор формулирует закон: «Надежность элемента (системы) зависит от величины выработанного им (ею) ресурса в прошлом и не зависит от того, как выработан ресурс».

Математически закон принимает вид

$$P(t/r) = P^{(1)}(t/x_1) = P^{(2)}(t,x_2), \tag{29}$$

при условии, что x_1 и x_2 удовлетворяют интегральному соотношению

$$r = \int_0^{x_1} \lambda(z, \varepsilon_1)dz = \int_0^{r_2} \lambda(z, \varepsilon_2)dz. \quad (30)$$

На основе закона автор решил ряд задач теории надежности весьма большой общности, которые раньше нельзя было решить. В процессе обсуждения доклада наибольшего внимания заслужило выступление доктора физико-математических наук профессора Х. Л. Смолицкого [13]. Он назвал закон правдоподобным и заслуживающим внимания и предложил другую, более общую дифференциальную форму закона

$$\frac{dr}{dt} = \lambda[r, \varepsilon(t)], \quad (31)$$

означающую, что «скорость возрастания ресурса в момент, когда выработан ресурс r, равна интенсивности отказа в этот момент». Дифференциальная форма закона как частный случай содержит в себе закон в форме Н. М. Седякина.

Принцип послужил мощным толчком для проведения исследований многими учеными, пытавшимся успешно решить важную практическую проблему ускоренных испытаний. Были проведены многочисленные экспериментальные опыты по проверке сформулированного принципа. В большинстве своем результаты этих опытов оказались противоречивыми, неудовлетворительными для авторов теоретических исследований. Было отмечено, что в области незначительных изменений нагрузочных факторов, действующих на изделия, принцип, как правило, выполнялся удовлетворительно, а в области значительных изменений – неудовлетворительно.

Тем не менее достаточно простая трактовка закона, компактная форма его математической формализации, убедительные примеры получения решений аналитических задач большой общности в теории надежности систем на основе данного принципа, из которых следовали известные ранее полученные частные результаты, делают и ныне принцип Н. М. Седякина притягательным для решения новых теоретических и прикладных задач не только теории надежности.

Авторы работы [14] исходили из принципа Н. М. Седякина и пытались построить общий принцип системного характера, учитывающий условия серийности производства изделий промышленности — «принцип наследственности производства». Однако, указав на ограниченность и частность принципа Н. М. Седякина, подвергнув его критике, они не пытались его развить, модифицировать и усовершенствовать его содержательную трактовку и математическую модель. Предложенный «принцип наследственности», на наш взгляд, оказался размытым, математически строго не обоснован, представлен сборно, не обладает мощной математической компактностью по сравнению с принципом Н. М. Седякина. Но, с другой стороны, принцип наследственности оказался продуктивнее в решении частных практических задач ускоренных испытаний. Что же касается форсированных испытаний изделий, то возможности его, на наш взгляд, в будущем весьма ограничены.

Одна из целей авторов статьи – на основе исследований по применению принципа Н. М. Седякина в решении ряда частных задач различной направленности внести в принцип коррекцию и сделать попытку его теоретического обобщения. При этом авторы задали себе два вопроса:

Почему при любом распределении времени до отказа элемента ресурс его надёжности распределен экспоненциально, то есть описывающий его случайный процесс – марковский?

Это должно наблюдаться только при изучении идеализированных случайных процессов реального мира. Об этом факте достаточно полно писал Н. М. Седякин в последних своих работах.

Почему функция для ресурса надёжности, зависящая от двух переменных t и ε, в исследовании свойств ресурса показана как функция, у которой нагрузочная переменная в отличие от переменной не изменяется динамически?

По-видимому, это объясняется тем, что автор считал заранее заданными интенсивности отказа при различных форсированных значениях нагрузки и решал задачу анализа надежности элемента при заданной постоянной нагрузке. А задачу форсированных испытаний, очевидно, не рассматривал.

Здесь мы попытаемся принять во внимание высказанные нами замечания и внести коррекцию в принцип Н. М. Седякина. Выскажем следующее утверждение.

Ресурс надежности элемента как реализация случайной величины не может быть неизменным при различных нагрузках, напротив, его величина может изменяться в зависимости от ужесточения нагрузки и характера ее изменения.

Об этом одним из авторов настоящей статьи впервые был поставлен вопрос в монографии [15]. На этом закончим изложение базовых начальных моделей. Они относятся к сложным восстанавливаемым случайным процессам в системах. К ним мы относим и эталон из области метрологии.

Заключение

Хранимый, сохраняемый и распространяемый эталон – сложная метрологическая система. Он входит в более сложные системы как их часть. Он периодически восстанавливается, обновляется и дополняется свойствами биологических живых существ, в будущем – и социологических. В данной статье мы не поставили весьма перспективных задач для эталона. Мы только связали его с историей математического постепенного развития, связанного в свою очередь с процессами постепенного усложняющегося восстановления. Обратили внимание на процесс аттестации эталона, его

иерархичность и сложность. В качестве простейшей практической задачи выделили двухфазность процесса аттестации и намекнули на необходимость детального изучения этих фаз. А затем попытались связать это предложение с моделью альтернирующего восстановления. Мы не решили прикладных примеров, но они весьма явные и легко достижимые для инженера. Более важной частью мы посчитали учет элементарного, но многочисленного контроля составляющих компонентов эталона.

Далее нами были рассмотрены конспективно хронологически более сложные модели для систем с восстановлением только на основе средних частот событий.

В заключении статьи нами затронут вопрос о важности физического принципа теории надежности профессора Н. М. Седякина для случайных процессов переменной структуры, этой важнейшей основы качества инженерных расчетов в системах, если мы не хотим потерять информационную объективность и инженерную достоверность исследований в будущих системах.

Мы не должны были увеличивать и так огромные размеры статьи. Поэтому вторую ее часть, если ей можно будет появиться, посвятим изложению уже ранее опубликованного материала, связанного с нашей попыткой обобщения физического принципа профессора Н. М. Седякина. Кстати, в 2022 году этому выдающемуся российскому ученому исполняется 100 лет со дня рождения. Мы не должны забывать эту дату и его значимость для науки.

Литература

1. Дорохов, А. Н. Выбор оптимального по критерию готовности интервала между аттестациями эталона / А.Н. Дорохов, А.П. Гончаров // Информация и Космос. – 2019. – № 3. – С. 89–92.

2. ГОСТ 27.002–2015. Надёжность в технике (ССНТ). Термины и определения. – Введ. 2017–03–01. – М.: Стандартинформ, 2016. – 24 с.

3. Кравцов, Ф. Н. Метрология / Ф.Н. Кравцов, А.Н. Дорохов, Р.О. Лавров. – СПб.: ВКА имени А.Ф. Можайского, 2019. – 313с.

4. Смолицкий, Х. Л. Об одной количественной характеристике надёжности / Х.Л. Смолицкий, П.А. Чукреев // Радиотехника. – 1960. – Т. 15, № 8. – С. 40–49.

5. Смагин, В. А. Математические модели для расчета количественных характеристик оптимального квантования информации / В.А. Смагин, В.П. Бубнов, Ш.Х. Султонов // Транспортные системы и технологии. – 2021. – Т. 7, № 1. – С. 46–58.

6. Гнеденко, Б. В. О надёжности дублированной системы с восстановлением и профилактическим обслуживанием / Б.В. Гнеденко, М. Динич, Ю. Наср // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. – 1975. – № 1. – С. 66–71.

7. Барзилович, Е. Ю. Некоторые математические вопросы теории обслуживания сложных систем / Е.Ю. Барзилович, В.А. Каштанов. – М.: Советское Радио, 1971. – 272 с.

8. Новиков, А. Н. Определение межповерочных интервалов средств измерений на основе расчёта средней частоты метрологических отказов с учётом заданного коэффициента готовности / А.Н. Новиков, В.А. Смагин, А.П. Гончаров // Известия Тульского ГУ. Технические науки. – 2019. – Вып. 6. – С. 42–47.

9. Бубнов, В. П. Аппроксимационный метод исследования немарковских систем / В.П. Бубнов, С.А. Сергеев. – СПб.: ФГБОУ ВПО ПГУПС, 2014. – 37 с.

10. Зайнашев, Н. К. О двух допущениях при оценке надёжности восстанавливаемых технических систем / Н.К. Зайнашев // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. – 1971. – № 5. – С. 73–78.

11. Смагин, В. А. Средняя частота отказов аппаратуры при ненадёжных элементах замены / В.А. Смагин // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. – 1975. – № 3. – С. 118–120.

12. Седякин, Н. М. Об одном физическом принципе теории надежности и некоторых его приложениях / Н.М. Седякин. – Л.: ЛВИКА им. А.Ф. Можайского, 1965. – 41 с.

13. Седякин, Н. М. Об одном физическом принципе теории надежности / Н.М. Седякин // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. – 1966. – № 3. – С. 80–87.

14. Перроте, А. И. Основы ускоренных испытаний радиоэлементов на надёжность / А.И. Перроте, Г.Д. Карташев, К.Н. Цветаев. – М.: Советское радио, 1968. – 224 с.

15. Смагин, В. А. Теория восстановления. Немарковские задачи теории надёжности / В.А. Смагин. – М.: МО СССР, 1982. – 269 с.