ИЗВЕСТИЯ РАН. ТЕОРИЯ И СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ, 2022, № 6, с. 3–10

ТЕОРИЯ СИСТЕМ И ОБЩАЯ ТЕОРИЯ УПРАВЛЕНИЯ

УДК 004.052,519.718

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ УПРАВЛЕНИЯ ТЕХНИЧЕСКИМ СОСТОЯНИЕМ ЭЛЕМЕНТОВ СЛОЖНЫХ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ НА ОСНОВЕ ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ФУНКЦИИ ОТКАЗОВ ЭЛЕМЕНТОВ

О. И. Кос[a,*], В. Ю. Смирнов[a]

[a] *МАИ (национальный исследовательский ун-т), Москва, Россия*

**e-mail: kosoksana90@gmail.com*

Поступила в редакцию 03.07.2022 г.
После доработки 13.07.2022 г.
Принята к публикации 01.08.2022 г.

Задача разработки математического обеспечения управления техническим состоянием сложных технических систем по их фактическому состоянию становится все более актуальной. Построенная вероятностная модель сложной технической системы позволит осуществлять замены или ремонты элементов в оптимальные моменты времени, обеспечивающие максимизацию вероятности безотказной работы систем при минимуме экономических затрат.

DOI: 10.31857/S0002338822060129

Введение. Для определения срока службы сложной системы по фактическому техническому состоянию, а не по нормируемым межремонтным срокам необходимо построить вероятностную модель этой системы. Это позволит осуществлять замены или ремонты элементов сложной технической системы в соответствии с максимально возможным сроком службы, обеспечивающим заданную вероятность безотказной работы.

1. Постановка задачи. В качестве показателя надежности сложной технической системы возьмем коэффициент оперативной готовности. Он характеризует способность элемента системы быть готовым к эксплуатации в произвольный момент времени и проработать после этого еще определенное время с заданной вероятностью безотказной работы.

Коэффициент оперативной готовности представим вероятностью $p(x, t)$ того, что в момент t элемент будет в работоспособном состоянии и после момента t элемент проработает время x [1–4]. Назовем обозначенное выше время x интервалом безотказности. За единицу времени примем интервал, в течение которого сложная техническая система испытывает единичную нагрузку.

Обозначим через T_1 среднюю длительность планового предупредительного ремонта или замены, а через T_2 – среднюю длительность внепланового аварийного ремонта или замены. Пусть $G(t)$ – функция распределения интервалов времени между плановыми заменами или ремонтами, т.е. заменами или ремонтами, происходящими по определенному графику.

Будем считать отказом сложной технической системы момент времени, при котором вероятность безотказной работы системы достигает своего установленного предельного значения, например 0.95 или 0.98.

Допустим, что $F(t)$ – функция распределения интервалов времени между внеплановыми заменами или ремонтами, т.е. заменами или ремонтами, возникающими при обнаружении отказа; $H(t)$ – математическое ожидание числа отказов за время от 0 до t. Функция $H(t)$ дифференцируема.

2. Решение задачи максимизации показателя надежности. Сложная техническая система функционирует долгий период. Следовательно, коэффициент оперативной готовности $p(x, t)$ можно рассмотреть при $t \to \infty$ [5]. Обозначим

$$p(x) = \lim_{t\to\infty} p(x,t). \tag{2.1}$$

В этом случае задача максимизации выбранного показателя надежности $p(x, t)$ сводится к выбору такого закона распределения $G(t)$, при котором вероятность $p(x)$ принимает максимальное значение, так как можно произвольно варьировать интервалами времени между плановыми заменами или ремонтами. Назовем профилактикой ремонт или замену работоспособного элемента.

Так как вероятность $p(x, t)$ характеризует событие, состоящие в том, что в момент времени t элемент находится в рабочем состоянии и он безотказно проработает интервал длительностью x (т.е. вероятность безотказной работы системы к моменту $t + x$ не достигнет своего установленного предельного значения), то это событие является суммой двух следующих событий [6] в течение интервала времени:

в интервале $(0, t)$ не планируется проведение профилактик, а в интервале $(0, t + x)$ элемент не отказал;

в момент ξ $(0 \le \xi \le t)$ окончилось восстановление системы (внеплановый аварийный ремонт либо плановая предупредительная профилактика), а далее в оставшемся интервале (ξ, t) не планируется проведение плановой предупредительной профилактики и в интервале $(\xi, t + x)$ не произошло ни одного отказа этого элемента [1, 2, 7, 8].

Вероятность первого события:

$$[1 - F(t + x)][1 - G(t)]. \tag{2.2}$$

Вероятность второго события выразим через интеграл Лебега–Стилтьеса:

$$\int_0^t [1 - G(t - \xi)][1 - F(t + x - \xi)]\, dH(\xi). \tag{2.3}$$

В силу несовместности этих событий коэффициент оперативной готовности запишем следующим образом:

$$p(x,t) = [1 - G(t)][1 - F(t + x)] + \\ + \int_0^t [1 - G(t - \xi)][1 - F(t + x - \xi)]\, dH(\xi). \tag{2.4}$$

Обозначим

$$Q(t) = [1 - G(t)][1 - F(t + x)]. \tag{2.5}$$

Чтобы в выражении (2.4) перейти к пределу при $t \to \infty$, воспользуемся узловой теоремой восстановления: поскольку $Q(t)$ – неотрицательная, невозрастающая функция, определенная при всех t и $Q(t) < \infty$, то

$$\lim_{t \to \infty} \int_0^t Q(t - u)\, dH(u) = \frac{1}{\mu} \int_0^\infty Q(u)\, du, \tag{2.6}$$

где μ – математическое ожидание интервала между заменами (ремонтами) элемента (либо после отказа, либо после выработанного расчетного ресурса), т.е. математическое ожидание времени между двумя соседними моментами замен (ремонта) элемента [9]. Переходя в выражении (2.4) к пределу при $t \to \infty$ и учитывая, что первое слагаемое стремится к нулю, получим

$$p(x) = \frac{1}{\mu} \int_0^\infty [1 - G(t)][1 - F(t + x)]\, dt. \tag{2.7}$$

Интервал между моментами обновления системы состоит из двух частей: интервала от момента окончания предыдущего обновления до момента начала восстановительных работ, который равен $\min(\theta, \eta)$, где θ – случайное время безотказной работы системы, η – случайная величина, определяющая момент последующей предупредительной профилактики. Поэтому μ находится по формуле полного математического ожидания:

$$\mu = M\{\min(\theta, \eta)\} + T_1 P\{\theta > \eta\} + T_2 P\{\theta \le \eta\} = \tag{2.8}$$

$$= \int_0^\infty (1 - G(t))(1 - F(t))\,dt + T_1\int_0^\infty G(t)\,dF(t) + T_2\int_0^\infty F(t)\,dG(t).$$

После подстановки выражения из правой части (2.8), в уравнение (2.7) получим

$$p(x) = \frac{\int_0^\infty [1 - G(t)][1 - F(t + x)]\,dt}{\int_0^\infty [1 - G(t)][1 - F(t)]\,dt + T_1\int_0^\infty G(t)\,dF(t) + T_2\int_0^\infty F(t)\,dG(t)}. \tag{2.9}$$

Так как числитель и знаменатель выражения из правой части (2.9) представлены интегралами, то математические преобразования для упрощения громоздких выкладок проведем отдельно для числителя и знаменателя, а потом соберем вместе.

Интегрируем по частям числитель в уравнении (2.9):

$$\begin{gathered}\int_0^\infty (1 - G(t))(1 - F(t + x))\,dt = \int_0^\infty (1 - F(t + x)) - G(t)(1 - F(t + x))\,dt = \\ = \int_0^\infty (1 - F(t + x))\,dt - \int_0^\infty G(t)(1 - F(t + x))\,dt = \left[\int_0^t [1 - F(t + x)]\,dt\right] G(t)\Big|_0^\infty - \\ - \int_0^\infty G(t)\,d\left(\int_0^t [1 - F(t + x)]\,dt\right) = \int_0^\infty \left[\int_0^t [1 - F(t + x)]\,dt\right] dG(t).\end{gathered} \tag{2.10}$$

Тогда последнее выражение в равенствах (2.10), а следовательно, числитель в выражении (2.9) преобразуются к виду

$$\int_0^\infty \left[\int_0^t [1 - F(t + x)]\,dt\right] dG(t) = \int_0^\infty \omega(t, x)\,dG(t). \tag{2.11}$$

Интегрируем по частям знаменатель выражения, стоящего в правой части (2.9):

$$\begin{gathered}\int_0^\infty (1 - F(t))(1 - G(t))\,dt + T_1\int_0^\infty G(t)\,dF(t) + T_2\int_0^\infty F(t)\,dG(t) = \\ = \left(\int_0^t [1 - F(t)]\,dt\right) G(t)\,d\left(\int_0^\infty [1 - F(t)]\,dt\right) + T_1 G(t)\,F(t)\Big|_0^\infty - T_1\int_0^\infty F(t)\,dG(t) \;\; + T_2\int_0^\infty F(t)\,dG(t).\end{gathered} \tag{2.12}$$

Подставив $\omega(t, x)$ из (2.11) в (2.12), получим (2.13) в следующем виде:

$$\begin{gathered}\left(\int_0^t [1 - F(t)\,dt]\right) G(t)\,d\left(\int_0^\infty [1 - F(t)]\,\mathrm{dt}\right) + T_1 G(t)\,F(t)\Big|_0^\infty - T_1\int_0^\infty F(t)\,dG(t) + T_2\int_0^\infty F(t)\,dG(t) = \\ = \omega(t, 0)\,G(t)\Big|_0^\infty - \int_0^\infty G(t)\,\mathrm{d}\omega(t, 0) + T_1 + \int_0^\infty (T_2 + T_1)\,F(t)\,dG(t) = \int_0^\infty \omega(t, 0)\,d\mathrm{G}(\mathrm{t}) + \\ + \int_0^\infty T_1 + (T_2 - T_1)\,F(t)\,dG(t) = \int_0^\infty [\omega(t, 0) + T_1 + (T_2 - T_1)\,F(t)]\,dG(t).\end{gathered} \tag{2.13}$$

Подставляя числитель из (2.11) и знаменатель из (2.13) в (2.9), получим выражение для $p(x)$:

$$p(x) = \frac{\int_0^\infty \psi(t, x)dG(t)}{\int_0^\infty [\psi(t, 0) + T_1 + (T_2 - T_1)F(t)]dG(t)}, \tag{2.14}$$

где $\omega(t, x)$ определяется из (2.11).

Обозначим:

$$\begin{gathered} A(t) = \omega(t,0) > 0, \\ B(t) = \omega(t,0) + T_1 + (T_2 - T_1)F(t) > 0. \end{gathered} \tag{2.15}$$

Тогда выражение для $p(x)$ из (2.14) представляется как

$$p(x) = \frac{\int_0^\infty A(t)dG(t)}{\int_0^\infty B(t)dG(t)}. \tag{2.16}$$

Правая часть уравнения (2.16) является дробно-линейным функционалом относительно $G(t)$.

Для достижения поставленной цели требуется обеспечить максимум вероятности $p(x)$ за счет выбора $G(t)$. Это задача чрезвычайно сложна, однако ее можно свести к задаче нахождения экстремума функции одного аргумента. Если предположить, что элемент будет ремонтироваться через постоянное время τ, тогда $G(t)$ можно представить в виде ступенчатого распределения:

$$G(t) = \begin{cases} 0 & \text{при} \quad t \le \tau, \\ 1 & \text{при} \quad t > \tau. \end{cases} \tag{2.17}$$

Исследования, проведенные в [10], показали, что распределение (2.17) в виде функции Хевисайда обеспечивает максимум дробно-линейного функционала (2.16). Учитывая (2.17), получим выражение (2.18):

$$p(x,\tau) = \frac{\int_0^\tau [1 - F(t+x)]dt}{\int_0^\tau [1 - F(t)]dt + T_1 + (T_2 - T_1)F(\tau)}. \tag{2.18}$$

Продифференцируем выражение (2.18) по τ:

$$\begin{gathered} (p(x,\tau))' = \left\{ \left[\frac{\partial}{\partial\tau} \int_0^\tau [1 - F(t+x)]dt \right] \left[\int_0^\tau [1 - F(t)]dt + T_1 + (T_2 - T_1)F(\tau) \right] - \right. \\ \left. - \left[\frac{\partial}{\partial\tau} \left(\int_0^\tau [1 - F(t)]dt + T_1 + (T_2 - T_1)F(\tau) \right) \right] \int_0^\tau [1 - F(t+x)]dt \right\} \times \\ \times \frac{1}{\left[\int_0^\tau [1 - F(t)]dt + T_1 + (T_2 - T_1)F(\tau) \right]^2}. \end{gathered} \tag{2.19}$$

Используем правило Лейбница дифференцирования по параметру:

$$\frac{d}{dy} \int_{\varphi(y)}^{\omega(y)} f(x,y)dx = f(\omega(y),y)\omega'(y) - f(\varphi(y),y)\varphi'(y) + \int_{\varphi(y)}^{\omega(y)} f'(x,y)dx.$$

Воспользуемся тем, что

$$\begin{gathered} \left(\frac{\partial}{\partial\tau} \int_0^\tau [1 - F(t+x)]dt \right) = 1 - F(\tau + x)\frac{\tau}{\partial\tau} - ((1 - F(x))^* 0) + \\ + \int_0^\tau \frac{\partial}{\partial\tau}[1 - F(t+x)]dt = 1 - F(\tau + x), \end{gathered} \tag{2.20}$$

а также тем, что

$$\frac{\partial}{\partial\tau}\left(\int_0^\tau [1-F(t)]\,dt + T_1 + (T_2 - T_1)\,F(\tau)\right) = 1 - F(\tau) + (T_2 - T_1)\frac{dF(\tau)}{d(\tau)}. \tag{2.21}$$

Для поиска экстремума функции $p(x,\tau)$ приравняем выражение в фигурных скобках из (2.19) к 0 и, применяя (2.20) и (2.21), получим

$$\begin{gathered}\int_0^\tau [1-F(t)]\,dt + T_1 + (T_2-T_1)F(\tau) - F(\tau+x)\int_0^\tau [1-F(t)]\,dt - F(\tau+x)T_1 - (T_2-T_1)F(\tau)F(\tau+x),\\ \left[\int_0^\tau [1-F(t+x)]\,dt - F(\tau)\int_0^\tau\left[1-F(t+x)]dt + (T_2-T_1)\frac{dF(\tau)}{d\tau}\int_0^\tau [1-F(t+x)]\right]dt\right] = 0.\end{gathered} \tag{2.22}$$

После упрощений (2.22) найдем, что

$$\begin{gathered}(1-F(\tau+x))\,T_1 = (T_2-T_1)\left[(1-F(\tau+x))(-F(\tau) - \frac{dF(\tau)}{d\tau}(1-F(t+x))\,dt\right] +\\ +\int_0^\tau\left[1-F(t)\,dt - F(\tau+x)\int_0^\tau [1-F(t+x)]\,dt\right].\end{gathered} \tag{2.23}$$

Дальнейшие упрощения (2.23) приводят к следующему результату:

$$\begin{gathered}\frac{T_1}{T_2-T_1} = \left[\frac{(F(\tau+x)-1)F(\tau)}{1-F(\tau+x)(1-F(\tau)} + \frac{\partial F(\tau)}{1-F(\tau)(1-F(\tau+x))}\int_0^\tau (1-F(t+x)\,dt\right](1-F(\tau)) +\\ +\frac{(-1)}{T_2-T_1}\left[\frac{(1-F(\tau+x))}{1-F(\tau+x)}\int_0^\tau [1-F(t)]\,dt\right] + \frac{(F(\tau)-1)}{1-F(\tau+x)}\int_0^\tau [1-F(t+x)]\,dt.\end{gathered} \tag{2.24}$$

Преобразуем уравнение (2.24):

$$\begin{gathered}\frac{T_1}{T_2-T_1} = \left[\frac{(F(\tau+x)-1)}{1-F(\tau)}F(\tau) + \lambda(\tau)\int_0^\tau (1-F(t+x))\,dt\right]\frac{1-F(\tau)}{1-F(\tau+x)} +\\ +\frac{1}{T_2+T_1}\left[\frac{1-F(\tau)}{1-F(\tau+x)}\int_0^\tau [1-F(t+x)]\,dt - \int_0^\tau [1-F(t)]\,dt\right].\end{gathered} \tag{2.25}$$

После упрощений окончательно получим

$$\begin{gathered}\frac{T_1}{T_2-T_1} = \left[\frac{F(\tau+x)-1}{1-F(\tau)}F(\tau) + \lambda(\tau)\int_0^\tau [1-F(t)]dt\right]\frac{1-F(\tau)}{1-F(\tau+x)} +\\ +\frac{1}{T_2-T_1}\left[\frac{1-F(\tau)}{1-F(\tau+x)}\int_0^\tau [1-F(t+x)]dt - \int_0^\tau [1-F(t)]dt\right],\end{gathered} \tag{2.26}$$

где $\lambda(t) = \dfrac{f(t)}{1-F(t)}$.

Уравнение (2.27) разрешимо, так как легко проверить, что оно обращается в верное равенство при $\tau = 0$ и при $\tau \to \infty$. Чтобы решить поставленную задачу, нужно из корней уравнения (2.27) найти такой, в котором функция $p(x,\tau)$ достигает наибольшего значения. Пусть $\tau_1, \ldots, \tau_n$ – корни уравнения (2.27). Поскольку $T_2 > T_1$ и $\lambda'(t) > 0$, оптимальным значением корня (обозначим его через τ_0) следует считать наименьший положительный корень уравнения(2.27), так как в данном случае функция $\max p(x,\tau_i)$, $i = \overline{1,n}$, является монотонно убывающей по τ_i.

При некоторых допущениях (2.27) можно упростить, например, если считать, что интервал безотказности x намного меньше среднего времени безотказной работы элемента, что чаще всего и бывает на практике, т.е.

$$x \ll T_0,$$

где T_0 – среднее время безотказной работы элемента, которое можно вычислить по формуле

$$T_0 = \int_0^\infty [1 - F(t)]\,dt.$$

Тогда на основании теоремы Лагранжа о среднем в дифференциальном исчислении

$$1 - F(1 + x) \approx 1 - F(t) + [1 - F(t)]'\,x = 1 - F(t) - f(t)\,x.$$

В этом случае (2.19) преобразуется к виду

$$p(x,\tau) \approx \frac{\int_0^\tau [1 - F(t)]dt - xF(\tau)}{\int_0^\tau [1 - F(t)]dt + T_1 + (T_2 - T_1)F(\tau)}. \quad (2.27)$$

Дифференцируя (2.28) по τ и приравнивая полученный результат к нулю, получаем уравнение, которое является необходимым условием экстремума функции $p(x, \tau)$ с учетом введенного допущения:

$$\frac{T_1}{T_2 - T_1 + x} \approx -F(\tau) + \lambda(\tau)\int_0^\tau [1 - F(t)]dt - \frac{T_1}{T_2 - T_1 + x}x\lambda(\tau). \quad (2.28)$$

При $T_1 < T_2$ и $\lambda'(t) > 0$ уравнение (2.29), в силу монотонного возрастания функции, стоящей в правой части этого уравнения, имеет единственный корень τ_0 – величину оптимального значения интервала предупредительных замен (ремонта). По истечении интервала τ_0 элемент должен быть обязательно заменен (отремонтирован).

Если задать еще одно часто выполняемое на практике допущение $T_1\lambda(\tau)x \ll 1$, то (2.29) запишем как

$$\frac{T_1}{T_2 - T_1 + x} \approx \lambda(\tau)\int_0^\tau [1 - F(t)]dt - F(\tau). \quad (2.29)$$

Уравнение (2.30) можно привести к виду уравнения Трулава [1]:

$$\frac{T_1}{T_2 + x} \approx 1 - \frac{1}{1 - F(\tau) + \lambda(\tau)\int_0^\tau [1 - F(t)]dt}. \quad (2.30)$$

3. Решение интегродифференциального уравнения. Решением уравнения (2.29) является оптимальный интервал замен или ремонтов элементов τ_0, который обеспечивает экстремум функции (2.25) и, следовательно, максимум функционала (2.27). Таким образом, если произвести замену или ремонт элемента сложной технической системы через интервал времени τ_0, то будет обеспечен максимум вероятности безотказной работы данного элемента от этого момента времени в течение предупредительного интервала $\boldsymbol{x}$. Решение интегродифференциального уравнения (2.29) в аналитическом виде не представляется возможным. Следовательно, необходимо применение численных методов.

Для нахождения величины оптимального значения интервала предупредительной замены (ремонта) необходимо решить интегродифференциальное уравнение (2.29). Оно может быть решено с помощью различных численных методов, одним из которых является графический метод, основанный на построении графиков функции и определении точек их пересечения. Данный метод весьма приближенный и имеет невысокую точность.

Для численного решения уравнения (2.29) необходимо выбрать оптимальный метод вычисления интегралов, входящих в это уравнение. Поставим в соответствие интегралу в правой части (2.29) квадратурную формулу:

$$\int_0^1 f(s)\,ds \approx \sum_{k=0}^{m} p_k f_{s_k}. \tag{2.31}$$

где s — фиксированный аргумент, p_k — весовые коэффициенты квадратурной формулы.

Проведенный анализ показал, что для (2.30) оптимальным будет вычисление интеграла в правой части уравнения методом Симпсона. Суть метода заключается в приближении подынтегральной функции на отрезке $[a, b]$ интерполяционным многочленом второй степени $p_2(x)$:

$$\int_a^b f(x)\,dx \approx \int_a^b p_2(x)\,dx = \frac{b-a}{6}\left(f(a) + 4f\left(\frac{a+b}{2}\right) + f(b)\right), \tag{2.32}$$

где $f(a)$, $f(b)$,

$$f\left(\frac{a+b}{2}\right) \tag{2.33}$$

— значения функции в соответствующих точках: на концах отрезка и в его середине.

Таким образом решение интегродифференциального уравнения (2.30) производится с использованием метода Симпсона. С помощью представленного алгоритма проведены расчеты оптимальных интервалов предупредительных замен (ремонтов) элементов целого ряда эксплуатируемых в настоящее время сложных технических систем [11].

Заключение. В настоящее время наблюдается устойчивая тенденция перехода от стратегии управления техническим состоянием сложных технических систем на основе нормируемых межремонтных сроков к стратегии управления по фактическому техническому состоянию, при применении которой решается задача оптимального управления по критерию “надежность—затраты” [12—14]. В результате решения полученного интегродифференциального уравнения (2.30) с помощью численного метода находится величина оптимального значения интервала предупредительной замены (ремонта) для каждого элемента системы. Построенная вероятностная модель сложной технической системы позволит осуществлять замены или ремонты элементов в оптимальные моменты времени, обеспечивающие максимизацию вероятности безотказной работы сооружений при минимуме экономических затрат.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Барзилович Е.Ю., Каштанов В.А.* Некоторые математические вопросы теории обслуживания сложных систем. М.: Сов. радио, 1971. 340 с.
2. *Барзилович Е.Ю.* Оптимально управляемые случайные процессы и их приложения. Егорьевск: ЕАТК ГА, 1996. 299 с.
3. *Барзилович Е.Ю., Воскобоев В.Ф.* Эксплуатация авиационных систем по состоянию (элементы теории). М.: Транспорт, 1981. 380 с.
4. *Иосилевский Л.И.* Практические методы управления надежностью железобетонных мостов. 2-е изд., испр. и доп. М.: НИЦ “Инженер”, 2001. 295 с.
5. *Кос О.И., Смирнов В.Ю.* Оптимальный интервал предупредительных замен для искусственных сооружений железных дорог. Мир транспорта. М.: МИИТ, 2013. С. 152—155.
6. *Гнеденко Б.В.* Математические вопросы теории надежности / Под ред. Б.В. Гнеденко. М.: Радио и связь, 1983. 440 с.
7. *Васильев А.И.* Основы надежности транспортных сооружений: учеб. пособие. М.: МАДИ, 1980. 46 с.
8. *Вентцель Е.С.* Теория вероятностей. 4-е изд. Перераб. и доп. М.: Наука, 1969. 576 с.
9. *Кос О.И.* Схема управления техническим состоянием искусственных сооружений. Мир транспорта. М.: МИИТ, 2016.
10. *Барзилович Е.Ю., Каштанов В.А.* Некоторые математические вопросы теории обслуживания сложных систем. М.: Сов. радио, 1971. 340 с.
11. *Кос О.И.* Схема управления техническим состоянием искусственных сооружений. Мир транспорта. М.: МИИТ, 2016.

12. *Smirnov V.U., Kos O.I.* Program Module for Calculating the Optimal Interval of Preventive Substitutions // Intern. Conf. “Quality management, Transport and Information. Security Information Technologies” (IT&QM&IS). St. Petersburg, Russia, 2017.
https://doi.org/10.1109/ITMQIS.2017.8085811

13. *Kos O.I., Smirnov V.U., Eseva E.A.* Adaptation of Reliability Calculation Software Packages for High Performance Distributed Computing Systems // Proc. IEEE Intern. Conf. “Quality Management, Transport and Information Security, Information Technologies” (IT&QM&IS). St. Petersburg, Russia: St. Petersburg Electrotechnical University “LETI”, 2018. P. 219–221.
https://doi.org/10.1109/ITMQIS.2018.8525095.

14. *Smirnov V.U., Yeseva E.A., Kos O.I.* Rules and Regulations of Potential Impact of Acoustic Factors from High-Speed Railway Lines on Environment and Human Body. During Construction of New Facilities // Chaotic Modeling & Simulation Web Conf. St. Petersburg, Springer Proceedings in Complexity, Springer Nature Switzerland AG, 2021. P. 1–12.
https://doi.org/10.1007/978-3-030-70795-8_61