

Научная статья

УДК 629.735

<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-8-28-34>

Оптимизация процессов эксплуатации и обновления парка измерительной техники

Рустам Зиннатуллович Хайруллин^{1,2}

¹ Национальный исследовательский Московский государственный строительный университет, Москва, Россия, zrkzrk@list.ru, <https://orcid.org/0000-0002-0596-4955>

² Главный научный метрологический центр Министерства обороны Российской Федерации, Мытищи, Московская обл., Россия

Аннотация. Рассмотрено построение моделей эксплуатации сложных технических систем. Показано, что в литературе недостаточно полно освещены вопросы оптимизации систем с метрологическим обеспечением. Предложена модель управления процессами эксплуатации и обновления парка измерительной техники, относящейся к нескольким группам деградации. Построена функциональная зависимость стационарного коэффициента готовности от метрологических параметров измерительной техники – интервалов между поверками, относительных эксплуатационных допусков на контролируемые параметры и относительных погрешностей измерения, а также от организационно-технических и технических параметров. Разработанная модель позволяет вычислять оптимальные (рациональные) параметры эксплуатации и обновления парка измерительной техники. Модель можно применять при классификации сложных технических систем с целью задания требований к их метрологическому обеспечению.

Ключевые слова: оптимальное управление парком измерительной техники, модель эксплуатации, модель обновления, модель деградации, ложный отказ, необнаруженный отказ

Для цитирования: Для цитирования: Хайруллин Р. З. Оптимизация процессов эксплуатации и обновления парка измерительной техники // Измерительная техника. 2022. № 8. С. 28–34. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-8-28-34>

On optimizing operation and updating processes of measuring equipment fleet

Rustam Z. Khayrullin^{1,2}

¹ National Research Moscow State University of Civil Engineering, Moscow, Russia, zrkzrk@list.ru, <https://orcid.org/0000-0002-0596-4955>

² Main Scientific Metrological Centre, Mytishchy, Moscow region, Russia

Abstract. The model for managing the process of operation and updating the fleet of measuring equipment, taking into account degradation processes is proposed. The model includes three groups of degradation of measuring equipment. The functional dependence of the stationary availability coefficient on the intervals between verifications, on the relative operational tolerances for the controlled parameters, on the relative measurement errors and other technical and technological parameters of the operation and renewal of the fleet is constructed. The presented model allows us to calculate the optimal (rational) parameters of operation and renewal of the fleet of measuring equipment. The model can be used to classify complex technical systems in order to set requirements for their metrological support.

Keywords: optimal management of the measuring equipment fleet, model of operation, model of update, model of degradation, false failure, undetected failure

Введение. Проблеме моделирования эксплуатации сложных технических систем, в том числе систем метрологического обеспечения, посвящено значительное количество научных публикаций [1–11]. При моделировании работы системы метрологического обеспечения как сложной организационно-технической системы представлен новый подход к построению моделей эксплуатации сложных систем [12]. Данный подход предполагает построение соответствующих графов эксплуатации с произвольным количеством вершин (состояний системы). На рёбрах графа прописываются как вероятностные, так и временные характеристики переходов

между состояниями, а также издержки, связанные с нахождением системы в этих состояниях. Однако во всех указанных выше работах недостаточно полно рассмотрены вопросы оптимизации систем с метрологическим обеспечением.

Возможность обеспечения и поддержания требуемого уровня метрологической надёжности и готовности измерительной техники к применению существенно зависит от её степени деградации, интенсивности эксплуатации и качества обслуживания. Некоторые модели деградации систем с метрологическим обеспечением, в том числе марковские модели, описаны в [2, 3]. При периодических поверках измерительной техники

контролируется невыход метрологических параметров из соответствующего поля допусков. Ресурс измерительной техники восстанавливается в результате ремонта. Если восстановление ресурса невозможно или нецелесообразно, то парк измерительной техники обновляется путём закупок или разработок новых образцов.

Цель настоящей работы – построение модели управления эксплуатацией и обновлением парка измерительной техники, позволяющей оптимизировать её метрологические параметры. Модель должна учитывать как деградационные процессы при длительной эксплуатации, так и процессы обновления парка за счёт закупок новых серийно выпускаемых образцов и/или разработки и введения в эксплуатацию новых образцов измерительной техники. Для образцов из разных групп деградации необходимо обеспечить расчёт оптимальных значений интервалов между поверками (ИМП) и допусков на контролируемые параметры, а также определение оптимальных стратегий ремонта, закупок и разработок новых образцов.

Модель управления эксплуатацией и обновлением парка измерительной техники. Модель управления содержит модель ложного и необнаруженного отказов и модель эксплуатации, деградации и обновления парка измерительной техники.

Модель ложного и необнаруженного отказов. Различная физическая природа и, следовательно, разнородный диапазон изменения измеряемых величин приводит к необходимости введения безразмерных нормированных эксплуатационных параметров измерительной техники: σ_x – нормирующий элемент (среднее квадратическое отклонение (СКО)) измеряемого параметра x ; $\delta = \Delta/\sigma_x$ – относительный эксплуатационный допуск, где Δ – технический допуск; $z = \sigma_{\varepsilon}/\sigma_x$ – относительная параметрическая погрешность измерения, где σ_{ε} – СКО погрешности средства измерений (СИ).

Модель основана на формулах для условных вероятностей ложного и необнаруженного отказов соответственно [1]:

$$\alpha(\delta, z) = \frac{\int_{-\delta}^{\delta} f_{\text{СИ}}(y) \left[\int_{-\infty}^{-(\delta-y)/z} f_0(\tau) d\tau + \int_{(\delta-y)/z}^{\infty} f_0(\tau) d\tau \right] dy}{\int_{-\delta}^{\delta} f_{\text{СИ}}(y) dy}; \quad (1)$$

$$\beta(\delta, z) = \left\{ \int_{-\infty}^{-\delta} f_{\text{СИ}}(y) \left[\int_{-(\delta-y)/z}^{(\delta-y)/z} f_0(\tau) d\tau \right] dy + \int_{\delta}^{\infty} f_{\text{СИ}}(y) \left[\int_{(\delta-y)/z}^{(\delta-y)/z} f_0(\tau) d\tau \right] dy \right\} \left(\int_{-\infty}^{-\delta} f_{\text{СИ}}(y) dy + \int_{\delta}^{\infty} f_{\text{СИ}}(y) dy \right)^{-1}, \quad (2)$$

где $f_0(\tau)$, $f_{\text{СИ}}(y)$ – плотности распределения измеряемой величины и погрешности СИ соответственно.

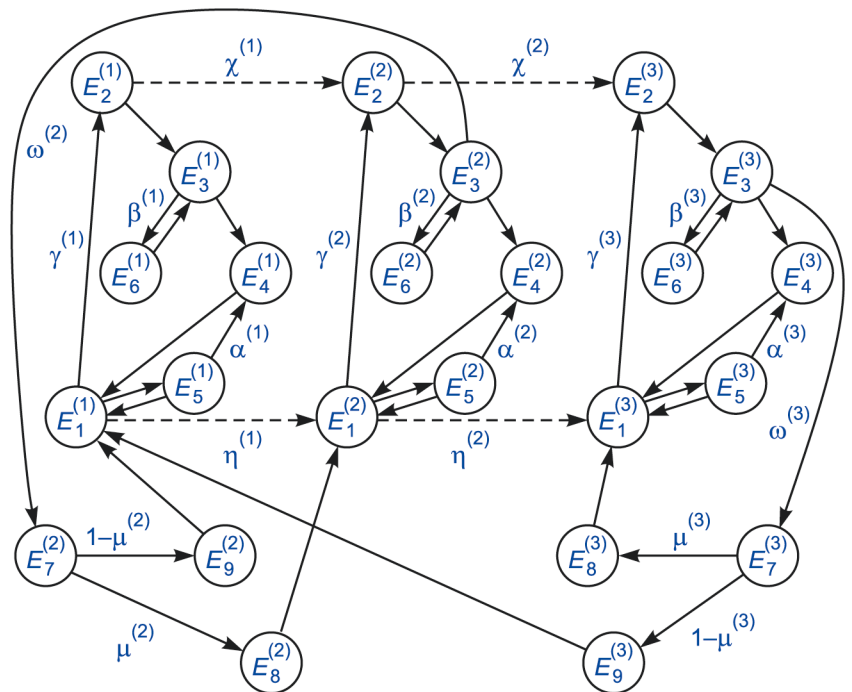


Рис. 1. Граф модели эксплуатации обновляемого парка измерительной техники с тремя группами деградации измерительной техники

Fig. 1. Graph of the model of operation and updating of measuring equipment fleet with three groups of degradation

Для нормально распределённых измеряемой величины и погрешности СИ формулы (1), (2) принимают вид [13]:

$$\alpha(\delta, z) = \frac{1}{2\pi} \left\{ \int_{-\delta}^{\delta} \exp(-y^2/2) \left(\int_{-\infty}^{-(\delta-y)/z} \exp(-\tau^2/2) d\tau + \int_{(\delta-y)/z}^{\infty} \exp(-\tau^2/2) d\tau \right) dy \right\} P_1^{-1}; \quad (3)$$

$$\beta(\delta, z) = \frac{1}{2\pi} \left\{ \int_{-\infty}^{-\delta} \exp(-y^2/2) \left(\int_{-(\delta-y)/z}^{(\delta-y)/z} \exp(-\tau^2/2) d\tau \right) dy + \int_{\delta}^{\infty} \exp(-y^2/2) \left(\int_{(\delta-y)/z}^{(\delta-y)/z} \exp(-\tau^2/2) d\tau \right) dy \right\} P_2^{-1}; \quad (4)$$

$$P_1 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\delta}^{\delta} \exp(-y^2/2) dy;$$

$$P_2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left\{ \int_{-\infty}^{-\delta} \exp(-y^2/2) dy + \int_{\delta}^{\infty} \exp(-y^2/2) dy \right\}.$$

Для других законов распределения измеряемой величины и погрешности измерения модель (1), (2) исследована в работах [14–16].

Модель эксплуатации, деградации и обновления. Разделим измерительную технику на несколько групп по степени

деградации – изменению (ухудшению) их метрологических характеристик и скорости этих изменений. В настоящей работе распределим измерительную технику по трём группам: первая – начало эксплуатации измерительной техники, образец сохраняет работоспособность, изменения незначительные; вторая – эксплуатация и расходование ресурса образца продолжают, изменения характеристик существенные, скорость изменений средняя; третья – длительная эксплуатация, изменения характеристик очень существенные, скорость изменений высокая. Количество групп деградации определяется множеством рассматриваемых типов и видов измерительной техники, критериями отнесения к группам деградации, характерными особенностями измерительной техники, а также конкретной решаемой задачей.

На рис. 1 представлен граф модели эксплуатации обновляемого парка измерительной техники с тремя группами деградации и двумя подграфами, моделирующими процесс обновления парка. Верхние индексы в круглых скобках указывают номер группы деградации. Каждую группу деградации будем моделировать классической моделью [1], включающей шесть состояний: $E_1^{(j)}$ – работоспособное состояние; $E_2^{(j)}$ – отказ; $E_3^{(j)}$ – периодические проверки отказавшей измерительной техники; $E_4^{(j)}$ – восстановление; $E_5^{(j)}$ – периодические проверки работоспособной измерительной техники; $E_6^{(j)}$ – необнаруженный отказ.

Каждый из двух подграфов включает три состояния: $E_7^{(l)}$, $l=2,3$ – углублённая диагностика технического состояния; $E_8^{(l)}$, $l=2,3$ – ремонт ИТ; $E_9^{(l)}$, $l=2,3$ – закупка (или разработка и производство) нового аналогичного образца. Вероятностные параметры основных переходов состояний изображены на рис. 1 греческими буквами. В случае отказа измерительной техники её определённые доли из второй $\omega^{(2)}$ и третьей $\omega^{(3)}$ групп деградации направляются на углублённую диагностику технического состояния с целью определения целесообразности обновления (замены новым образцом) или продолжения эксплуатации после ремонта. Для упрощения рис. 1 некоторые вероятностные характеристики не указаны, но их легко восстановить с учётом того, что сумма вероятностей переходов из каждой вершины графа равна единице. Если из вершины выходит одно ребро, то соответствующая вероятность перехода равна единице, а если из вершины выходит два ребра, причём вероятность одного перехода прописана на графе, то вероятность второго перехода равна разности единицы и известной вероятности первого перехода.

Модель управления парком измерительной техники представим структурно в виде четырёх систем уравнений:

$$\left. \begin{aligned} \pi_1^{(1)} &= \pi_4^{(1)} + (1 - \alpha^{(1)})\pi_5^{(1)} + \pi_9^{(2)} + \pi_9^{(3)} \\ \pi_2^{(1)} &= \gamma^{(1)}\pi_1^{(1)} \\ \pi_3^{(1)} &= (1 - \chi^{(1)})\pi_2^{(1)} + \pi_6^{(1)} \\ \pi_4^{(1)} &= (1 - \beta^{(1)})\pi_3^{(1)} + \alpha^{(1)}\pi_5^{(1)} \\ \pi_5^{(1)} &= [1 - \gamma^{(1)} - \eta^{(1)}]\pi_1^{(1)} \\ \pi_6^{(1)} &= \beta^{(1)}\pi_3^{(1)} \end{aligned} \right\}; \quad (5)$$

$$\left. \begin{aligned} \pi_1^{(2)} &= \pi_4^{(2)} + (1 - \alpha^{(2)})\pi_5^{(2)} + \eta^{(1)}\pi_1^{(1)} + \pi_8^{(2)} \\ \pi_2^{(2)} &= \gamma^{(2)}\pi_1^{(2)} + \chi^{(1)}\pi_2^{(1)} \\ \pi_3^{(2)} &= (1 - \chi^{(2)})\pi_2^{(2)} + \pi_6^{(2)} \\ \pi_4^{(2)} &= (1 - \beta^{(2)} - \omega^{(2)})\pi_3^{(2)} + \alpha^{(2)}\pi_5^{(2)} \\ \pi_5^{(2)} &= [1 - \gamma^{(2)} - \eta^{(2)}]\pi_1^{(2)} \\ \pi_6^{(2)} &= \beta^{(2)}\pi_3^{(2)} \end{aligned} \right\}; \quad (6)$$

$$\left. \begin{aligned} \pi_1^{(3)} &= \pi_4^{(3)} + (1 - \alpha^{(3)})\pi_5^{(3)} + \eta^{(2)}\pi_1^{(2)} + \pi_8^{(3)} \\ \pi_2^{(3)} &= \gamma^{(3)}\pi_1^{(3)} + \chi^{(2)}\pi_2^{(2)} \\ \pi_3^{(3)} &= \pi_2^{(3)} + \pi_6^{(3)} \\ \pi_4^{(3)} &= (1 - \beta^{(3)} - \omega^{(3)})\pi_3^{(3)} + \alpha^{(3)}\pi_5^{(3)} \\ \pi_5^{(3)} &= [1 - \gamma^{(3)}]\pi_1^{(3)} \\ \pi_6^{(3)} &= \beta^{(3)}\pi_3^{(3)} \end{aligned} \right\}; \quad (7)$$

$$\left. \begin{aligned} \pi_7^{(2)} &= \omega^{(2)}\pi_3^{(2)} \\ \pi_8^{(2)} &= \mu^{(2)}\pi_3^{(2)} \\ \pi_7^{(3)} &= \omega^{(3)}\pi_3^{(3)} \\ \pi_8^{(3)} &= \mu^{(3)}\pi_3^{(3)} \\ \pi_9^{(2)} &= [1 - \mu^{(2)}]\pi_7^{(2)} \\ \pi_9^{(3)} &= [1 - \mu^{(3)}]\pi_7^{(3)} \end{aligned} \right\}. \quad (8)$$

В системах (5)–(8) введены следующие обозначения: $\pi_i^{(j)}$ – стационарные вероятности нахождения измерительной техники в соответствующих состояниях; $\alpha^{(j)}$, $j=1,2,3$, $\beta^{(j)}$, $j=1,2,3$ – условные вероятности соответственно ложного и необнаруженного отказов; $\gamma^{(j)} = F_j(T_K)$ – вероятность отказа за интервал времени T_K между поверками; $F_j(T)$ – функция экспоненциального распределения; $\chi^{(j)}$, $\eta^{(j)}$, $j=1,2$ – вероятности переходов соответствующих состояний из j -й группы деградации в следующую $(j+1)$ -ю группу. Системы (5)–(7) описывают группы деградации, система (8) – процесс обновления парка.

Модель (5)–(8) представляет собой однородную систему из 24 линейных алгебраических уравнений. Ранг системы равен 23. Исключим одно из уравнений (например, последнее уравнение системы (8)) и добавим вместо него условие нормировки:

$$\sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^3 \pi_i^{(j)} + \sum_{i=7}^9 \sum_{j=2}^3 \pi_i^{(j)} = 1. \quad (9)$$

Тогда полученная система линейных неоднородных алгебраических уравнений (5)–(9) будет иметь единственное решение [11], которое может быть получено с помощью стандартных алгоритмов и методов решения соответствующих систем.

Коэффициент K_A готовности измерительной техники к применению вычисляется по формуле [1, 2]:

$$K_A = \left(\sum_j \pi_1^{(j)} \psi_1^{(j)} \right) \left(\sum_{i,j} \pi_i^{(j)} \psi_i^{(j)} \right)^{-1}, \quad (10)$$

где $\psi_i^{(j)}$ – математическое ожидание времени (среднее время) нахождения измерительной техники во всех работоспособных и неработоспособных состояниях $E_i^{(j)}$.

Отметим, что в полумарковских моделях математические ожидания времени нахождения в состояниях $E_i^{(j)}$ предполагаются известными.

В качестве параметров, характеризующих распределение объемов метрологического контроля и качество метрологического контроля по группам деградации, были выбраны продолжительности ИМП $T_K^{(j)}$, $j=1, 2, 3$ для каждой из трех групп деградации; относительные значения эксплуатационных допусков на контролируемые параметры $\delta^{(j)}$, $j=1, 2, 3$ и относительные погрешности измерения $z^{(j)}$, $j=1, 2, 3$.

В результате решения систем (5)–(9) построена зависимость коэффициента готовности K_A от указанных выше метрологических параметров, организационно-технических и технических параметров:

$$K_A = K_A(T_K^{(1)}, T_K^{(2)}, T_K^{(3)}, \delta^{(1)}, \delta^{(2)}, \delta^{(3)}, z^{(1)}, z^{(2)}, z^{(3)}, \omega^{(2)}, \omega^{(3)}, \mu^{(2)}, \mu^{(3)}). \quad (11)$$

В (11) входят параметры: $\omega^{(2)}$, $\omega^{(3)}$ – доля отправленных на углубленную диагностику поверяемых образцов; $\mu^{(2)}$, $\mu^{(3)}$ – параметры, характеризующие процесс обновления парка измерительной техники (так, например, в частных случаях при $\mu^{(j)}=0$ все неработоспособные образцы меняются на новые, а при $\mu^{(j)}=1$ – ремонтируются). Параметры $\omega^{(j)}$, $\mu^{(j)}$ условно отнесём к организационно-техническим. Коэффициент готовности зависит и от других технических параметров, например $\eta^{(1)}$, $\eta^{(2)}$, $\chi^{(1)}$, $\chi^{(2)}$, которые характеризуют процесс деградации парка измерительной техники (эксплуатационные параметры) и среднего времени $\psi_i^{(j)}$ нахождения образца в различных состояниях. Эти параметры определяются на основе обработки имеющейся статистической информации и актуальных критериев отнесения измерительной техники к разным группам деградации.

Время $\psi_9^{(j)}$ нахождения в состоянии $E_9^{(j)}$ позволяет моделировать как закупки, так и разработки новых образцов. Для моделирования закупок новых образцов необходимо задать его достаточно маленьким, а для моделирования разработки новых образцов – достаточно большим.

Построенная зависимость (11) является гладкой, поэтому её экстремальные свойства могут быть эффективно исследованы с помощью стандартных градиентных методов.

Результаты моделирования. На основе решения серии задач на экстремум функции нескольких переменных (11) проанализировано влияние ИМП $T_K^{(j)}$ измерительной техники из разных групп деградации и относительных допусков на контролируемые параметры $\delta^{(j)}$ на коэффициент готовности K_A .

Рассмотрим влияние ИМП на K_A . Зафиксируем все аргументы (11), за исключением трёх: $T_K^{(j)}$, $j=1, 2, 3$. Если дополнительно зафиксировать любые два аргумента $T_K^{(i)}$ из трёх, например $T_K^{(2)} = C_{T_K}^{(2)*}$, $T_K^{(3)} = C_{T_K}^{(3)*}$, то зависимость функции (11) от оставшегося аргумента $T_K^{(1)}$ будет иметь вид, приведенный в работах [1, 18]: выпуклая вверх с единственным максимумом. Здесь и далее звездочка в верхнем индексе означает, что соответствующая величина задана и зафиксирована. Если в функции (11) зафиксировать один аргумент из трёх (например $T_K^{(3)} = C_{T_K}^{(3)*}$), то кривая коэффициента готовности K_A , так же как функции двух других аргументов $T_K^{(1)}$ и $T_K^{(2)}$, будет выпуклой вверх (рис. 2). Максимум коэффициента готовности K_A будет достигаться в единственной внутренней точке в плоскости параметров $T_K^{(1)} \times T_K^{(2)}$. Зависимости коэффициента готовности K_A от периодичности контроля для первой и третьей групп и для второй и третьей групп деградации имеют аналогичный вид.

Оптимизация (11) по трём ИМП показала, что характерное соотношение их продолжительностей составляет 80:45:30 – чем выше группа деградации, тем чаще требуются проверки ИТ.

Рассмотрим влияние относительных эксплуатационных допусков $\delta^{(j)}$, $j=1, 2, 3$, на K_A . Аналогично описанному выше, зафиксируем все аргументы (11), за исключением трёх $\delta^{(j)}$, $j=1, 2, 3$. Тогда зависимость коэффициента готовности K_A от относительных эксплуатационных допусков аналогична его зависимости от ИМП $T_K^{(j)}$, $i=1, 2, 3$. Расчёты показали, что общий вид зависимости K_A от двух допусков при фиксированном значении третьего допуска имеет вид поверхностей, изображённых на рис. 3. Поверхность коэффициента готовности K_A как функции двух аргументов будет выпуклой вверх, максимум достигается в единственной внутренней точке в плоскости параметров $\delta^{(1)} \times \delta^{(2)}$, $\delta^{(1)} \times \delta^{(3)}$ или $\delta^{(2)} \times \delta^{(3)}$. Оптимизация K_A одновременно по трём относительным

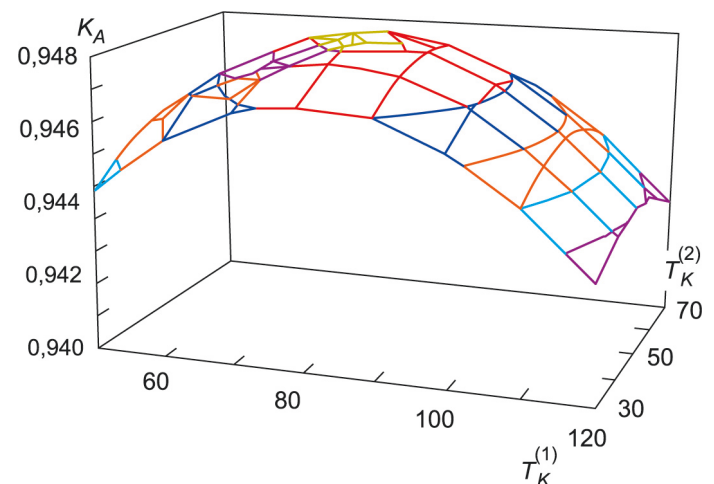


Рис. 2. Зависимость коэффициента K_A готовности измерительной техники к применению от периодичности контроля

Fig.2. Dependence of the readiness coefficient on the periodicity of control for the first and second degradation groups

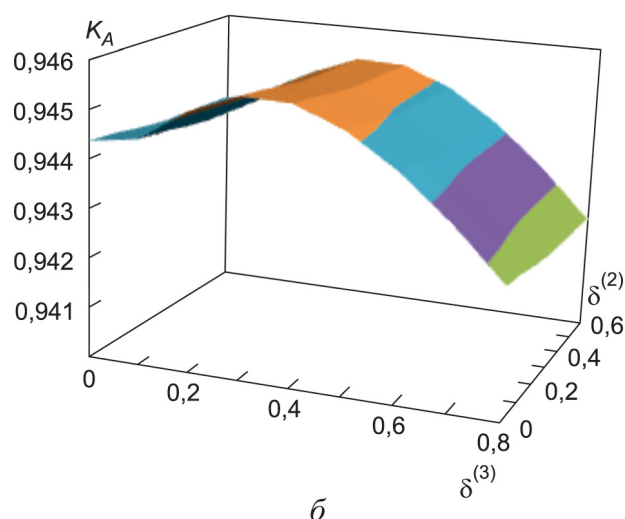
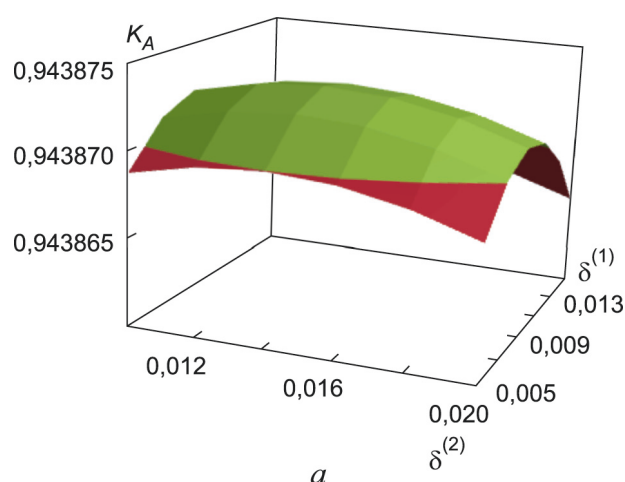


Рис. 3. Зависимости коэффициента K_A готовности измерительной техники к применению от относительных эксплуатационных допусков для первой и второй (а) и для второй и третьей (б) групп деградации

Fig. 3. Dependence of the readiness coefficient on the relative operational tolerances for the first and second degradation groups (a) and for the second and third degradation groups (b)

допускам показала, что их характерное соотношение составляет 0,07:0,09:0,13 – чем выше группа деградации, тем больше допуск.

Исследование совместной зависимости K_A от ИМП и допусков показало, что максимум функции шести переменных достигается в единственной внутренней точке множества параметров $T_K^{(1)} \times T_K^{(2)} \times T_K^{(3)} \times \delta^{(1)} \times \delta^{(2)} \times \delta^{(3)}$. Получили оптимальные значения аргументов: $T_K^{(1)}=81,59$; $T_K^{(2)}=50,46$; $T_K^{(3)}=32,55$; $\delta^{(1)}=0,072$; $\delta^{(2)}=0,0872$; $\delta^{(3)}=0,128$. При этом оптимальные значения вероятностей ложного и необнаруженного отказов составили $\alpha^{(1)}=0,227$; $\alpha^{(2)}=0,267$; $\alpha^{(3)}=0,347$; $\beta^{(1)}=0,171$; $\beta^{(2)}=0,222$; $\beta^{(3)}=0,324$. Расчёты показали, что с увеличением группы деградации уменьшаются ИМП, увеличиваются допуски на контролируемые параметры и вероятности ложного и необнаруженного отказов. Вероятности ложного отказа немного превышают соответствующие вероятности необнаруженного отказа для каждой группы деградации.

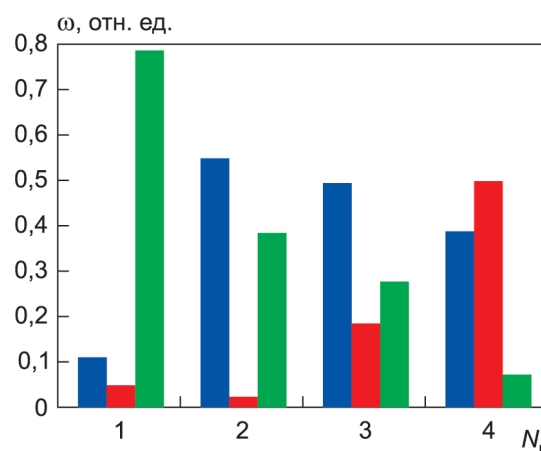


Рис. 4. Распределение (доля ω) работоспособных образцов измерительной техники по группам деградации для четырёх вариантов значений параметров, определяющих скорость деградирования: N_B – номер варианта; ■, ■, ■ – группы 1–3 соответственно

Fig. 4. Distribution of workable samples measuring instruments by degradation groups at different values of parameters that determine the rate of degradation; ■, ■, ■ – groups 1–3 respectively

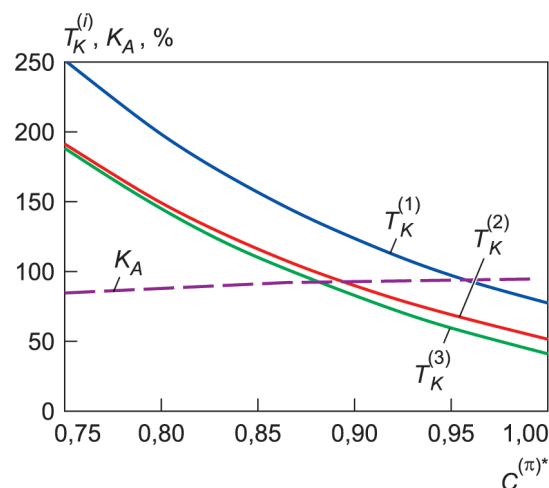


Рис. 5. Зависимость коэффициента готовности K_A и интервалов $T_K^{(i)}$ между поверками от общей производственной мощности $C^{(\pi)*}$ центров метрологии

Fig. 5. The dependence of the availability coefficient and calibration interval on the conditional total production capacity $C^{(\pi)*}$ of the metrology centers

Опишем результаты исследования стационарного распределения образцов измерительной техники по разным группам деградации в зависимости от скорости протекания деградационных процессов. Скорость деградирования определяется с помощью вероятностей переходов $\chi^{(i)}$, $\eta^{(i)}$. Чем меньше соответствующая вероятность, тем медленнее протекают деградационные процессы. Исследуем четыре варианта скорости деградирования (в порядке уменьшения): $\eta^{(1)}=0,25$; $\chi^{(1)}=0,2$; $\eta^{(2)}=0,35$; $\chi^{(2)}=0,3$ (вариант 1); $\eta^{(1)}=0,025$; $\chi^{(1)}=0,02$; $\eta^{(2)}=0,35$; $\chi^{(2)}=0,3$ (вариант 2); $\eta^{(1)}=0,025$; $\chi^{(1)}=0,02$; $\eta^{(2)}=0,35$; $\chi^{(2)}=0,03$ (вариант 3); $\eta^{(1)}=0,025$; $\chi^{(1)}=0,02$; $\eta^{(2)}=0,035$;

$\chi^{(2)}=0,003$ (вариант 4). Распределение доли работоспособных образцов ИТ по группам деградации при разных значениях указанных параметров представлены на рис. 4.

Вероятность нахождения образца измерительной техники в первой группе деградации для варианта 2 примерно в 5,5 раз выше по сравнению с вариантом 1. При этом отношение вероятности нахождения в третьей группе к вероятности нахождения в первой группе остаётся примерно одинаковым.

Вероятность нахождения образца измерительной техники в третьей группе деградации монотонно уменьшается, а суммарная вероятность нахождения в первых двух группах увеличивается при последовательном рассмотрении вариантов с 1 по 4. Вероятность нахождения образца измерительной техники в первой группе деградации монотонно уменьшается, а вероятность нахождения во второй группе монотонно увеличивается при последовательном рассмотрении вариантов с 2 по 4.

Исследовали зависимость K_A от общей производственной мощности центров метрологии, в которых поверяются образцы измерительной техники. Производственная мощность указанных центров может быть по тем или иным обстоятельствам временно ограничена. Это ограничение задавалось в виде неравенства $\sum_j \pi^{(j)} \psi^{(j)} \leq C^{(\pi)*}$, где $C^{(\pi)*}$ – условная производственная мощность центра метрологии, и решалась задача условной оптимизации. На рис. 5 представлены зависимости ИМП от общей условной производственной мощности центров метрологии и соответствующий этим интервалам коэффициент готовности (в процентах). Если производственные мощности центра метрологии не позволят поверять необходимое количество образцов измерительной техники, то можно эксплуатировать парк измерительной техники с увеличенными ИМП. При уменьшении производственной мощности центра метрологии со 100 до 75 % коэффициент готовности K_A уменьшается с 0,9514 до 0,84.

Закключение. Представленная модель управления эксплуатацией и обновлением парка измерительной техники учитывает деградационные процессы и различные варианты обновления, а также реализует параметрическую оптимизацию процессов функционирования парка по ряду метрологических, организационно-технических и технических параметров.

Если оптимальные значения ИМП или допусков на контролируемые параметры для некоторых групп деградации обеспечить на практике невозможно, то для этих групп следует задать «возможные» значения ИМП и допусков на контролируемые параметры, и использовать разработанную модель для расчета локально-оптимальных значений аргументов по другим параметрам модели.

Построенная зависимость коэффициента готовности образца измерительной техники к применению от параметров (аргументов функции коэффициента готовности) является гладкой, поэтому экстремальные свойства коэффициента готовности можно эффективно исследовать с помощью стандартных градиентных методов.

Разработанная модель позволяет решать задачи условной оптимизации при наличии ограничений на технологические

параметры развития парка измерительной техники (при ограничениях на часть аргументов функции коэффициента готовности).

Модель позволяет управлять технологическими параметрами эксплуатации и обновления парка измерительной техники, реализовывать различные варианты развития парка, выявлять проблемные вопросы развития, формировать стратегии развития при различных ограничениях.

Модель можно использовать для расчёта технологических и технико-экономических показателей развития парка измерительной техники, для оценки рисков, связанных с ложными и необнаруженными отказами и с деградацией измерительной техники.

Список источников

1. Сычев Е. И. Метрологическое обеспечение радиоэлектронной аппаратуры. М.: РИЦ «Татьянин день», 1994. 277 с.
2. Мищенко В. И. Эволюция моделей процесса эксплуатации вооружения и военной техники // Вестник академии военных наук. 2003. № 4(05), 200. URL: <https://militaryarticle.ru/vestnik-akademii-voennykh-nauk/2003-vavn/10460-jevoljucija-modelej-processa-jekspluatacii> (дата обращения: 10.06.2022).
3. Викторова В. С., Лубков Н. В., Степанянц А. С. Анализ надежности отказоустойчивых управляющих вычислительных систем. М.: ИПУ РАН. 2016. 117 с.
4. Мешалкин В. П., Бояринов Ю. Г. Полумарковские модели процессов функционирования сложных химико-технологических систем // Теоретические основы химической технологии. 2010. Т. 44. № 2. С. 198–204.
5. Глушко С. И., Бояринов Ю. Г. Полумарковские модели систем с нечёткими параметрами // Программные продукты и системы. 2012. № 2. С. 146–148.
6. Козлов А. Ю. Модель полумарковского процесса функционирования мобильной системы видеонаблюдения (с реализацией в Matlab) // Известия высших учебных заведений. Поволжский регион. Технические науки. 2016. № 1 (37). С. 40–55.
7. Кравченко В. Ф., Луценко В. И., Масалов С. А., Пустовойт В. И. Анализ нестационарных сигналов и полей с использованием вложенных полумарковских процессов // Доклады академии наук. 2013. Т. 453. № 2. С. 151–154. <https://doi.org/10.7868/S0869565213320108>
8. Кузнецов С. В. Математические модели процессов и систем технической эксплуатации авионики как марковские и полумарковские процессы // Научный вестник МГТУ ГА. 2015. № 213 (3). С. 28–33.
9. Чернышова Т. И., Третьяков В. В. Математическое моделирование при анализе метрологической надежности аналоговых блоков информационно-измерительных систем // Вестник ТГТУ. 2014. Т. 20. № 1. С. 42–49.
10. Мищенко В. И., Кравцов А. Н., Мамлеев Т. Ф. Полумарковская модель функционирования резервируемых средств измерений с учётом периодичности поверки // Измерительная техника. 2021. № 4. С. 22–27. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2021-4-22-27>

11. Пашковский А. И. Алгоритмы диагностирования дефектов на основе скрытых полумарковских моделей // Современные проблемы науки и образования: электронный журнал. 2014. № 6. URL: <http://science-education.ru/ru/article/view?id=16495> (дата обращения: 17.03.2021).

12. Khayrullin R. Z., Popenkov A. J., Distribution of controlling volumes of metrological support for the objectives of complex organizational and technical systems with the use of semi-Markov models, *Proceedings of XI International Conference: Management of Large-Scale System Development*, MLSD, 2018 (8551917), 5 p.

13. Хайруллин Р. З., Корнев А. С., Костоглозов А. А., Лазаренко С. В. Математическое моделирование функций ошибок принятия решения при допусковом контроле работоспособности измерительной техники // Метрология. 2020. № 3. С. 3–8. <https://doi.org/10.32446/0132-4713.2020-3-3-8>

14. Хайруллин Р. З., Волчков А. А., Исаев Ю. А., Леонова К. С., Фуфаева О. В. Метод построения оценок точности измерений на основе использования апостериорной информации // Вестник метролога. 2019. № 4. С. 18–21.

15. Хайруллин Р. З. Применение байесовского подхода в задачах построения статистических оценок при обработке результатов испытаний измерительной техники // Вестник метролога. 2020. № 1. С. 9–15.

16. Хайруллин Р. З., Сафонов А. А. Полумарковская модель эксплуатации радиоизмерительной техники с метрологическим обеспечением // Научное обозрение. 2017. № 19. С. 167–170.

References

1. Sychev E. I., *Metrologicheskoe obespechenie radioelektronnoj apparatury*, Moscow, Tatiana's Day Publ., 1994, 277 p. (In Russ.)

2. Mishchenko V. I., Evolution of models of the process of operation of weapons and military equipment, *Vestnik akademii voennykh nauk*, 2003, no. 4(05), 200, available at: <https://militaryarticle.ru/vestnik-akademii-voennykh-nauk/2003-vavn/10460-jevoljucija-modelej-processa-jekspluatatsii> (accessed: 10.06.2022). (In Russ.)

3. Viktorova V. S., Lubkov N. V., Stepanyants A. S., *Analiz nadezhnosti otkazoustojchivyyh upravlyayushchih vychislitel'nykh sistem [Reliability analysis of fault-tolerant control computing systems]*, Moscow, Institute of Management Problems of Russian Academy of Science Publ., 2016, 117 p. (In Russ.)

4. Meshalkin V. P., Boyarinov Yu. G., *Theor. Found. Chem. Eng.*, 2010, vol. 44, no. 2, pp. 186–191. <https://doi.org/10.1134/S0040579510020090>

5. Glushko S. I., Boyarinov Yu. G., Semi-markov models of systems with fuzzy parameters, *Programmnye produkty i sistemy*, 2012, no. 2, pp. 146–148. (In Russ.)

6. Kozlov A. Yu., Model of the semi-Markov process of functioning of a mobile video surveillance system (with implementation in Matlab), *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedenij. Povolzhskiy region. Tekhnicheskie nauki*, 2016, no. 1 (37), pp. 40–55. (In Russ.)

7. Kravchenko V. F., Lutsenko V. I., Masalov S. A., Pustovoi V. I., *Doklady physics* 2013, vol. 58, no. 11, pp. 465–468. <https://doi.org/10.1134/S1028335813110074>

8. Kuznetsov S. V., Mathematical models of processes and systems of technical operation of avionics as Markov and semi-Markov processes, *Nauchnyy vestnik MGTU GA*, 2015, no. 213(3), pp. 28–33. (In Russ.)

9. Chernyshova T. I., Tretyakov V. V., Mathematical modeling in the analysis of metrological reliability of analog blocks of information and measurement systems, *Vestnik TGTU*, 2014, vol. 20, no. 1, pp. 42–49. (In Russ.)

10. Mishchenko V. I., Kravtsov A. N., Mamleev T. F., *Measurement Techniques*, 2021, vol. 64, no. 4, pp. 289–295. <https://doi.org/10.1007/s11018-021-01931-3>

11. Pashkovsky A. I., Algorithms for diagnosing defects based on hidden semi-Markov models, *Sovremennyye problemy nauki i obrazovaniya: elektronnyy zhurnal*, 2014, no. 6, available at: <http://science-education.ru/ru/article/view?id=16495> (accessed: 10.06.2022). (In Russ.)

12. Khayrullin R. Z., Popenkov A. J., Distribution of controlling volumes of metrological support for the objectives of complex organizational and technical systems with the use of semi-Markov models, *Proceedings of XI International Conference: Management of Large-Scale System Development*, MLSD, 2018, 8551917, 5p.

13. Khayrullin R. Z., Kornev A. S., Kostoglov A. A., Lazarenko S. V., *Measurement Techniques*, 2020, vol. 63, no. 9, pp. 680–685. <https://doi.org/10.1007/s11018-021-01839-y>

14. Khayrullin R. Z., Volchikov A. A., Isaev Yu. A., Leonova K. S., Fufaeva O. V., Method of constructing estimates of measurement accuracy based on the use of a posteriori information, *Vestnik metrologa*, 2019, no. 4, pp. 18–21. (In Russ.)

15. Khayrullin R. Z., Application of the Bayesian approach in the tasks of constructing statistical estimates when processing test results of measuring equipment, *Vestnik metrologa*, 2020, no. 1, pp. 9–15. (In Russ.)

16. Khayrullin R. Z., Safonov A. A., Semi-Markov model of operation of radio measuring equipment with metrological support, *Nauchnoe obozrenie*, 2017, no. 19, pp. 167–170. (In Russ.)

Статья поступила в редакцию 10.06.2022; одобрена после рецензирования 22.06.2022; принята к публикации 23.06.2022. The article was submitted 10.06.2022; approved after reviewing 22.06.2022; accepted for publication 23.06.2022.