Моделирование метрологического обеспечения средств измерений при совместном проведении поверок и оперативного автоматизированного контроля состояния

Р.З. Хайруллин

Московский государственный строительный университет; Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана; Главный научный метрологический центр Минобороны России

Аннотация: Разработана полумарковская стационарная модель эксплуатации средств измерений, установленных на сложных технических системах, позволяющая моделировать процесс метрологического обслуживания средств измерений при комбинированном проведении поверок и оперативного автоматизированного контроля состояния. Представлены результаты моделирования.

Ключевые слова: полумарковская модель, средство измерений, поверка, оперативный автоматизированный контроль состояния.

Метрологическое обеспечение средств измерений (СИ), установленных на сложных технических системах (СТС) является необходимым условием эффективного применения СТС по назначению [1-3]. Один из основных этапов метрологического обеспечения СИ - организация контроля их технического состояния [4-6]. В штатном режиме эксплуатации СТС с установленными на них СИ, контроль состояния осуществляется путем проведения периодических поверок (ПП), при которых производится контроль нахождения определяющего параметра (ОП) СИ в заданных пределах с требуемой погрешностью [7,8]. При проведении ПП СТС не быть назначению, поскольку может применена ПО находится метрологическом обслуживании. Частый и продолжительный контроль состояния приводит к снижению коэффициента готовности СТС в целом [1-3]. Альтернативой для ПП может служить оперативный автоматизированный контроль состояния (ОАКС), продолжительность и периодичность которого значительно меньше продолжительности И периодичности погрешность измерения ОП при ОАКС выше погрешности при ПП.

этом, зачастую, поддержание высокой точность контроля ОП при решении конкретной задачи при применении СТС и не требуется. Поэтому актуальной является задача моделирования метрологического обеспечения СИ при совместном проведении ПП и ОАКС и исследование влияния на показатели эффективности (коэффициент готовности) СТС параметров ПП и ОАКС.

Задача управления показателями эффективности при метрологическом обслуживания СИ в процессе эксплуатации СТС исследовалась в [1-3]. Некоторые частные практические задачи метрологического обеспечения с учетом влияния внешних факторов и возмущений решены в [9,10]. Однако, в этих работах совместное влияние параметров ПП и ОАКС на коэффициент готовности СТС не исследовалась. Целью настоящей работы является построение математической модели, позволяющей моделировать совместное проведение ПП и ОАКС, и построение оценок коэффициента готовности с учетом влияния на него параметров ПП и ОАКС.

Математическая модель

Полумарковская стационарная модель эксплуатации СТС строилась по методике [1]. Схема модели при совместном проведении поверок и ОАКС приведена рис.1. СИ: на Вектор возможных состояний $E = (E_1, E_{11}, E_2, E_{22}, E_3, E_{33}, E_4, E_5, E_5, E_6, E_{66}, E_7, E_{77}, E_8)$, где E_1 - работоспособное состояние после ПП, E_{11} - работоспособное состояние после ОАКС, E_{2} отказ после ПП, E_{22} - отказ после ОАКС, E_3 - поверка отказавшего СИ после ПП, E_{33} - поверка отказавшего СИ после ОАКС, E_4 - восстановление, E_5 поверка работоспособного СИ после ПП, E_{55} - поверка работоспособного СИ после ОАКС, E_6 - необнаруженный отказ после ПП, E_{66} - необнаруженный отказ после ОАКС, E_7 - ложный отказ после ПП, E_{77} - ложный отказ после ОАКС, E_8 - контрольная поверка после восстановления. Направленным ребрам графа приписано время нахождения в исходящих вершинах (в соответствии с методом дополнительных состояний) [1-3].

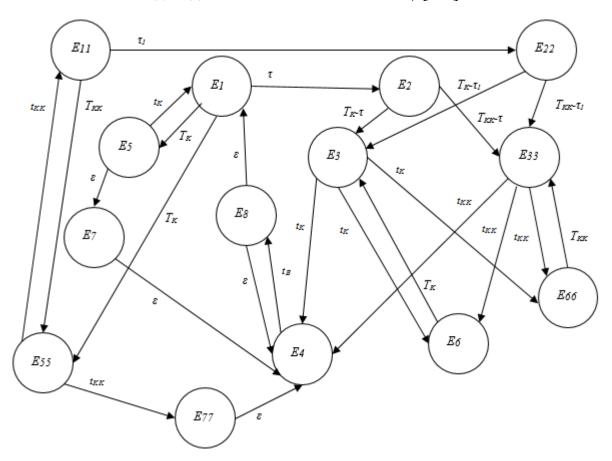


Рис. 1. – Схема стационарной полумарковской модели эксплуатации СТС при совместном проведении ПП и ОАКС

Матрица $\mathbf{P} = \{p_{*,*}\}$ вероятностей переходов состояний имеет размерность 14*14. Перечислим ненулевые элементы матрицы: $p_{1,5} = 1 - \alpha_1$, $p_{1,8} = 1$, $p_{1,55} = 1 - \alpha_2$, $p_{2,1} = \gamma$, $p_{2,211} = \gamma$, $p_{3,2} = 1 - \delta$, $p_{3,22} = 1 - \delta$, $p_{3,6} = 1 - \delta$, $p_{3,66} = 1 - \delta$, $p_{3,32} = \delta$, $p_{3,22} = 1 - \delta$, $p_{33,6} = \delta$, $p_{33,66} = \delta$, $p_{4,3} = 1 - \beta_1$, $p_{4,33} = 1 - \beta_2$, $p_{4,5} = 1$, $p_{4,55} = 1$, $p_{4,7} = 1$, $p_{4,77} = 1$, $p_{4,8} = 1 - \nu$, $p_{5,1} = (1 - \delta)(1 - \gamma)$, $p_{5,11} = (1 - \delta)(1 - \gamma)$, $p_{55,1} = \delta(1 - \gamma)$, $p_{55,11} = \delta(1 - \gamma)$, $p_{6,3} = \beta_1(1 - \delta)$, $p_{66,33} = \beta_2(1 - \delta)$, $p_{66,3} = \beta_1\delta$, $p_{6,33} = \beta_2\delta$, $p_{7,5} = \alpha_1$, $p_{77,55} = \alpha_2$, $p_{8,4} = 1$. Здесь γ - вероятность отказа; δ - доля СИ, направляемая на ОАКС, а $(1 - \delta)$ - доля СИ, направляемая на ПП; ν - коэффициент восстановления после контрольной поверки (достаточно большая

относительная величина $\nu = 0.98$); ε - достаточно малая относительная величина ($\varepsilon = 0.01$); $F(\tau)$ - интегральная функция распределения времени отказа; $F(T_K)$ - вероятность отказа за время между двумя проверками; T_K - интервал времени между двумя очередными ПП; T_{KK} - интервал времени между двумя очередными ОАКС; α_1 и α_2 - условные вероятности ложного отказа после ПП и ОАКС; β_1 и β_2 - условные вероятности необнаруженного отказа после ПП и ОАКС соответственно.

Также не равны нулю все диагональные элементы: $p_{1,1}=-1$, $p_{1,1,1}=-1$, $p_{2,2}=-1$, $p_{2,2,2}=-1$, $p_{3,3}=-1$, $p_{3,3,3}=-1$, $p_{4,4}=-1$, $p_{5,5}=-1$, $p_{5,5}=-1$, $p_{6,6}=-1$, $p_{6,6}=-1$, $p_{6,6}=-1$, $p_{7,7}=-1$, $p_{7,7,7}=-1$, $p_{8,8}=-1$. Матрица $P=\left\{p_{*,*}\right\}$ является вырожденной, поэтому последнюю строку матрицы заменяют на условие нормировки [1].

Коэффициент готовности СТС [1] в настоящей работе представим в виде суммы: $K_{\Gamma T} = K_{\Gamma 1} + K_{\Gamma 2}$, где $K_{\Gamma 1} = \pi_1 w_1 / \left(\sum_n \pi_n w_n + \sum_{nn} \pi_{nn} w_{nn} \right)$ - составляющая коэффициента готовности, учитывающая только ПП, $K_{\Gamma 2} = \pi_{11} w_{11} / \left(\sum_n \pi_n w_n + \sum_{nn} \pi_{nn} w_{nn} \right)$ - составляющая коэффициента готовности, учитывающая только ОАКС, w_n и w_{nn} - среднее относительное время нахождения в состояниях E_n и E_{nn} соответственно.

Моделирование вероятностей ложного и необнаруженного отказов

При проведении ПП и ОАКС будем учитывать вероятности ложного и необнаруженного отказов в соответствии с [1]. Относительная погрешность измерений контролируемого при поверках ОП определяется по формуле: $R = \Delta_{\Sigma}/\delta_{\Pi}$, где Δ_{Σ} - суммарная погрешность измерения ОП; δ_{Π} - допуск на величину ОП. Отметим, что параметр R характеризует качество метрологического обслуживания (чем меньше R, тем выше качество).

Зависимости вероятностей ложного и необнаруженного отказов от относительной погрешности измерения *R* и относительного допуска на контролируемый параметр приведены в [1].

Корректировка суммарного коэффициента готовности

Если для применения СТС по назначению необходимо, чтобы строго все СИ были поверены с погрешностью, не превышающей погрешность ПП, то формула $K_{\Gamma\Gamma} = K_{\Gamma 1} + K_{\Gamma 2}$ дает завышенную оценку коэффициента готовности, так как в составляющей $K_{\Gamma 2}$ учитываются СИ, поверенные с более высокой погрешностью. Однако, в силу случайного характера изменения ОП и погрешности измерения при проведении ОАКС часть образцов СИ будут иметь погрешность, не превышающую погрешность ПП.

Более корректной является формула: $K_{IT} = K_{\Gamma 1} + \xi(\delta, R_1, R_2) \cdot K_{\Gamma 2}$, где ξ - корректировочный коэффициент, показывающий долю СИ, поверенных с помощью ОАКС, которая по погрешности (точности) определения ОП эквивалентна доле СИ, поверенной с помощью ПП. Здесь R_1 - относительная погрешность измерения при ПП, R_2 - относительная погрешность измерения при ОАКС. Отметим, что функция $\xi(\delta_{II},R_1,R_2)$ рассчитывается путем вычисления соответствующих двойных интегралов от функций плотности распределения ОП и погрешности измерения в соответствии с методикой, описанной в [1].

Результаты расчетов

На рис.2 представлены зависимости суммарного коэффициента готовности от относительной погрешности измерения R_2 при $R_1 = 0.2$ и при разных значениях долей δ ОАКС. Видно, что с увеличением доли ОАКС и при повышении качества метрологического обслуживания (уменьшением R_2) коэффициент готовности увеличивается.

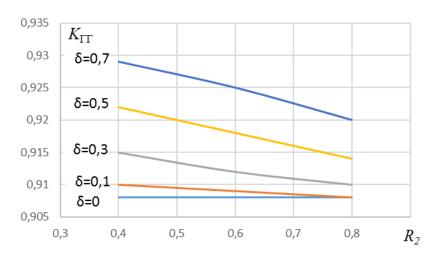


Рис. 2. – Зависимость суммарного коэффициента готовности от R при разных значениях доли ОАКС

Рис.3 поясняет структуру суммарного коэффициента готовности $K_{\Gamma\Gamma}$.

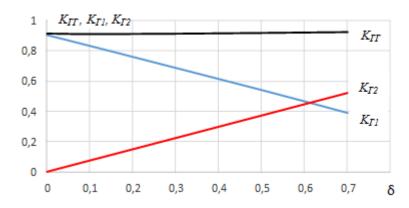


Рис. 3 — Структура суммарного коэффициента готовности $K_{\Gamma\Gamma}$

Из рис.3 видно, что с увеличением доли ОАКС первое слагаемое $K_{\Gamma 1}$ коэффициента готовности $K_{\Gamma \Gamma}$ уменьшается, второе слагаемое $K_{\Gamma 2}$ увеличивается и $K_{\Gamma \Gamma}$ тоже увеличивается.

Как отмечалось выше, в силу случайного характера изменения ОП и погрешности измерения при проведении ПП и ОАКС часть образцов СИ после ОАКС будут иметь погрешность, не превышающую погрешность ПП. На рис. 4 показаны зависимости корректировочного коэффициента ξ от R_2

при фиксированном значении $R_1 = 0.2$ для разных значений δ доли ОАКС в случае, когда определяющий параметр и погрешности измерения распределены по нормальному закону.

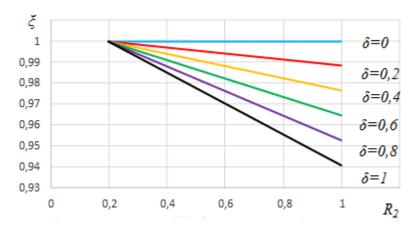


Рис. 4. — Зависимость корректировочного коэффициента ξ от R_2 при R_1 = 0,2 и при разных значениях δ доли ОАКС.

Отметим, что в типичном для практики диапазоне изменения ОП и погрешности его измерения полученные зависимости близки к линейным. Для других законов распределения ОП и погрешности измерения зависимости $\xi(\delta,R_1,R_2)$ имеют аналогичный вид. Из рис.4 видно, например, что при трехкратном увеличении погрешности измерения ОП будет находиться в требуемых пределах в 97% случаев, а при пятикратном увеличении погрешности измерения ОП будет находиться в требуемых пределах в 94% случаев. Представленный график позволяет построить более точную оценку коэффициента готовности $K_{\Gamma\Gamma}$ с учетом корректировки на более низкое качество метрологического обслуживания при ОАКС.

Заключение

Таким образом, в статье предложена полумарковская модель эксплуатации СТС с установленными на них СИ, которые могут быть поверены разными способами, отличающимися по процедуре исполнения. Из

приведенных результатов моделирования процесса эксплуатации СТС с СИ с метрологическим обслуживанием можно заключить, что управление долями СИ, направляемыми на поверку разными способами, можно управлять как коэффициентом суммарным готовности, так И скорректированным коэффициентом готовности, позволяет обеспечить что выполнение конкретных задач, стоящих перед СТС.

Литература

- 1. Сычев Е.И. Оценка эффективности и параметрический синтез метрологического обеспечения радиоаппаратуры. Москва: Министерство обороны СССР. 1984. 386 с.
- Хайруллин Р.З. Целевое управление показателями эффективности парка метрологического оборудования // Научное обозрение. 2016. №10. С.300-303.
- 3. Ершов Д.С., Малахов А.В., Талалай А.В., Хайруллин Р.З. Анализ моделей эксплуатации сложных технических систем // Измерительная техника. 2023. № 7. С. 15-23.
- 4. 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.
- 5. Боев В.К., Доля В.К., Круглов А.К., Фомушкин А.В., Шаблицкий А.Ю. Портативный прибор для наладки, калибровки и поверки измерительных каналов, содержащих пьезоэлектрический преобразователь // Инженерный вестник Дона. 2010. № 3. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n3y2010/208/.
- 6. Дорохов А. Н., Ефремов В. А., Швед А. С. Полиномиальная модель технического состояния эталона единицы величины // Вестник метролога. 2022. № 3. С. 7-11.
- 7. Мазур А. В. Метод повышения точности передачи единицы электрического сопротивления эталонам на основе переопределения

температурных коэффициентов сопротивления в рабочем диапазоне температур // Вестник метролога. 2022. № 2. С. 9-12.

- 8. Боровой В.В., Наугольнов О.А., Мыслимов Д.А., Шахов Д.В., Киллер А.И., Ланкин И.М. Математические модели погрешности измерения основной кривой намагничивания листовой электротехнической стали // Инженерный вестник Дона. 2021. № 8. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n8y2021/7173/.
- 9. Khayrullin R.Z. A Probabilistic Physico-Chemical Diffusion Model of the Key Drifting Parameter of Measuring Equipment // Axioms. 2024. 13(1). 41.
- 10. Костоглотов А.А., Лазаренко С.В., Пугачев И.В. Синтез систем фазовой автоподстройки частоты в условиях возмущений на основе модели объединенного принципа максимума и дискретного метода инвариантного погружения // Инженерный вестник Дона. 2020. №12. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n12y2020/6710/.

References

- 1. Sychev E.I. Ocenka jeffektivnosti i parametricheskij sintez metrologicheskogo obespechenija radioapparatury [Efficiency assessment and parametric synthesis of metrological support of radio equipment]. Moskva: Ministerstvo oborony SSSR. 1984. 386 p.
 - 2. Hajrullin R.Z. Nauchnoe obozrenie. 2016, №10. pp.300-303.
- 3. Ershov D.S., Malahov A.V., Talalaj A.V., Hajrullin R.Z. Izmeritel'naja tehnika. 2023, № 7. pp. 15-23.
- 4. Mishhenko V.I., Kravcov A.N., Mamleev T.F. Izmeritel'naja tehnika. 2021, № 4. pp. 22-27.
- 5. Boev V.K., Dolja V.K., Kruglov A.K., Fomushkin A.V., Shablickij A.Ju. Inzhenernyj vestnik Dona. 2010. № 3. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n3y2010/208/.

- 6. Dorohov A. H., Efremov V. A., Shved A. S. Vestnik metrologa. 2022, № 3. pp. 7-11.
 - 7. Mazur A. V. Vestnik metrologa. 2022. № 2. pp. 9-12.
- 8. Borovoj V.V., Naugol'nov O.A., Myslimov D.A., Shahov D.V., Killer A.I., Lankin I.M. Inzenernyj vestnik Dona. 2021. № 8. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n8y2021/7173/.
- 9. Khayrullin R.Z. A Probabilistic Physico-Chemical Diffusion Model of the Key Drifting Parameter of Measuring Equipment. Axioms. 2024. 13(1). 41.
- 10. Kostoglotov A.A., Lazarenko S.V., Pugachev I.V. Inzhenernyj vestnik Dona. 2020. №12. URL: ivdon.ru/ru/magazine/archive/n12y2020/6710/.

Дата поступления: 20.05.2024

Дата публикации: 28.06.2024