

УДК 629.4.083

М. И. КАПИЦА – д.т.н., доцент, Днепропетровский национальный университет железнодорожного транспорта имени академика В. Лазаряна, m.i.kapica@ua.fm
В. В. ЛАГУТА – к.т.н., доцент, Днепропетровский национальный университет железнодорожного транспорта имени академика В. Лазаряна, vvlaguta@mail.ru

**МОДЕЛИ РЕЖИМОВ ДИАГНОСТИРОВАНИЯ ТЯГОВОГО
ПОДВИЖНОГО СОСТАВА С ЗАМЕНОЙ КОМПЛЕКТУЮЩИХ
ИЗДЕЛИЙ**

Статью представил д.т.н., проф. А. П. Разгонов

Введение

Реформирование железнодорожного транспорта связано с разработкой и реализацией комплекса мер, направленных на повышение эффективности использования локомотивного парка. Повышение эксплуатационной эффективности подвижного состава неразрывно связано с совершенствованием системы технического обслуживания и ремонта. В последнее время отчетливо наметилась тенденция перехода к системе ремонта подвижного состава по состоянию, реализация которой во многом определяется уровнем информационного сопровождения процессов эксплуатации, ремонта, технического контроля и диагностирования.

Исследования по совершенствованию системы ППР (планово-предупредительных ремонтов) локомотивов проводились в странах СНГ под руководством ученых: С. Я. Айзинбуда, Ю. М. Артемьева, А. Б. Бабанина, В. А. Беяева, А. А. Бовина, А. А. Босова, Т. В. Бутько, А. И. Володина, О. Л. Голубенка, А. В. Горского, А. В. Грищенко, И. П. Исаева, Т. Ф. Кузнецова, В. М. Кашников, В. И. Киселева, Р. М. Колегаева, Е. Е. Косово, М. О. Малозьмова, М. Е. Мандриков, И. И. Николаева, Е. С. Павлович, А. Б. Подшивалова, М. Д. Рахматулина, В. И. Сенька, А. И. Селиванова, Т. В. Ставров,

В. В. Стрекопитова, Е. Д. Тартаковского, М. О. Фуфрянский, В. А. Четверговая, В. В. Чернышева, П. А. Шанченка, М. А. Халфина, и др.

Модели систем содержания в большинстве случаев не всегда в полной мере учитывают режимы эксплуатации локомотивов, конструктивные особенности и технологию восстановления (ремонта). Задача выбора показателей эффективности функционирования системы технического обслуживания и ремонта удовлетворяющих требованиям эксплуатации – одна из основных задач, которая требует решения в современных условиях хозяйствования.

Обзор литературы

В большинстве работ по надежности рассматриваются модели изделий с работоспособным и неработоспособным состояниями. Такой подход упрощает решение задач по выбору периодичности проверок и сводит их решение в основном к определению назначенного ресурса [1]. Возможности модели значительно расширяются при введении промежуточных состояний работоспособности, в частности профилактических замен, определяемых величиной упреждающего допуска на контролируемый параметр. В работах [2, 3] рассматриваются модели с тремя и более состояниями. Однако процесс перехода изделий из одного состояния в другое в этих

работах предполагается дискретным. Реальные процессы износа деталей и изменения контролируемых параметров изделий протекают непрерывно во времени, и переход изделия из одного состояния в другое происходит в моменты пересечения процессом уровней, разделяющих эти состояния. Для формального описания этих процессов необходима разработка такой математической модели изменения контролируемых параметров изделия, которая позволила бы учесть закономерности процесса при определении того или иного режима профилактики изделия.

В современных исследованиях системы содержания разрабатываются с учетом имеющейся диагностической информации. В [4, 5, 6] созданы диагностические модели, характеризующие функционирование тепловозной энергетической установки и функционально связанных с ней систем, обоснованы методы формального описания взаимосвязей действующих факторов и контролируемых параметров. Задачи непрерывного контроля технического состояния тяговых агрегатов, а также других узлов дизеля эффективно решается средствами бортовой диагностики [7, 8].

В настоящее время актуальной остается задача разработки методов и алгоритмов обработки диагностической информации, накапливаемой подсистемами диагностики, которые позволяли бы своевременно выявлять факт отклонения технического состояния узлов агрегатов от нормального с последующим уточнением вида отказа средствами стационарной диагностики.

Цель статьи

Разработка математических моделей режимов диагностирования тягового подвижного состава повышающих эксплуатационную надежность локомотивов, адаптированных к условиям проведения регламентных работ по их техническому обслуживанию и ремонту.

Постановка задачи исследования

Любой агрегат локомотива состоит из множества комплектующих изделий, поэтому его техническое состояние определяется техническим состоянием изделий. Для обеспечения главного условия существования оптимальной стратегии [9] технической эксплуатации локомотивов, заключающегося в обеспечении некоторого соответствия назначаемых состояний процесса технической эксплуатации техническому состоянию агрегата, необходима математическая модель режима диагностирования и замены изделия. Математическая модель процесса технической эксплуатации при разных стратегиях замены должна учесть управление переходами в состояние технической диагностики и из него в соответствии с определенным на начальном этапе режимом диагностирования. После этого необходимо определить оптимальные стратегии замены и режимы диагностирования изделий в соответствии с принятым критерием оптимальности. В дальнейшем возможно выполнить группировку операций для ТО и ТР отдельных агрегатов (узлов) в рациональные объемы работ [10, 11] для локомотива в целом.

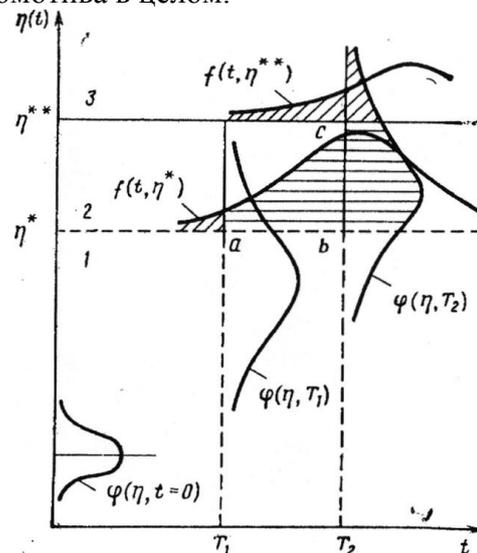


Рис. 1. Связь периодичности проверок $\tau = T_2 - T_1$ с упреждающим допуском $\Delta\eta = \eta^{**} - \eta^*$ на диагностический параметр (модель экранов)

Задача получения стратегий замены и режима диагностирования

Пусть техническое состояние изделия, представляющего собой неделимую по признаку замены на локомотиве часть системы, определяется численными значениями специально выбранных контролируемых параметров. Пусть далее $\eta(t)$ — монотонная случайная функция времени t , соответствующая контролируемому параметру изделия, η^{**} — предельно допустимое значение параметра, пересечение которого реализациями случайного процесса приводит к отказам изделия, а η^* — наименьшее предотказное значение параметра, такое, что интервал $\Delta\eta = \eta^{**} - \eta^*$ — определяет упреждающий допуск (рис. 1).

Область $0, z^*$ изменения случайной функции будем называть исправным состоянием изделия (состояние 1), область η^*, η^{**} изменения $\eta(t)$ будем называть состоянием профилактических замен (состояние 2), а область η^*, ∞ — неработоспособным (состояние 3).

Примем следующие допущения относительно случайной функции $\eta(t)$. Прежде всего пусть $P\{0 < \eta(0) < \eta^*\} = 1$, т. е. изделие, имеющее наработку $t = 0$, находится в исправном состоянии с вероятностью «единица». В момент $t = T$ случайный процесс $\eta(t)$ соответствует исправному состоянию с вероятностью $P_1 = P\{0 < \eta(T) < \eta^*\}$, состоянию профилактических замен с вероятностью $P_2 = P\{\eta < \eta(T) < \eta^{**}\}$ и неработоспособному состоянию с вероятностью $P_3 = P\{\eta^{**} < \eta(T) < \infty\}$. Таким образом, распределение процесса по состояниям изделия подчиняется условию нормирования, $P_1 + P_2 + P_3 = 1$. Предполагается также, что при замене устанавливается новое изделие или отремонтированное, причем последнее

по своему техническому состоянию эквивалентно новому.

Рассмотрим вертикальное сечение процесса $\eta(t)$ в точке $t = T$.

В этот момент выполняется проверка технического состояния изделия. Если в это время изделие находится в состоянии 1, то выдается разрешение на его дальнейшую эксплуатацию, если изделие находится в состоянии 2, то выполняется его профилактическая замена (ремонт), и если изделие находится в состоянии 3, то выполняется его аварийная замена или ремонт (рис. 1).

Предположим, что в результате статистического исследования получено формальное описание случайного процесса $\eta(t)$ и известен из технической документации предельный уровень определяющего параметра η^{**} . Тогда задача заключается в том, чтобы определить связь периодичности проверок $\tau = T_1 - T_2$ и упреждающего допуска $\Delta\eta = \eta^{**} - \eta^*$ на контролируемый параметр $\eta^{**} - \eta^* = f(\tau)$ при обеспечении заданного уровня безотказности, оптимальный режим диагностирования $\tau, \eta^{**} - \eta^*_{opt}$ при принятом критерии оптимальности $\min C_j$ и зависимость целевой функции от режима диагностирования $C_j = f(t)$. Определим связь периодичности проверок и упреждающего допуска на контролируемый параметр. Проверка технического состояния изделия осуществляет роль своеобразного экрана — прозрачного при $\eta(T) < \eta^*$ и поглощающего при $\eta(T) < \eta^*$ (рис. 1). Момент проверки должен быть выбран таким образом, чтобы $\eta^* < \eta(T) < \eta^{**}$.

Рассмотрим теперь горизонтальное сечение процесса в точках η^* и η^{**} . Уровни η^* и η^{**} пересекаются случайным процессом $\eta(t)$ в случайные моменты времени T^* и T^{**} . При этом очевидно, что состоянию профилактических замен должно соответствовать условие $T^* < T < T^{**}$.

Пусть T_1 и T_2 — соответственно моменты времени проведения первой и второй проверок, а x — случайный момент пересечения процесса уровня η^* или η^{**} , т.е. $T^*, T^{**} \in x$ и очевидно, что при фиксированном уровне η^{**} имеем $x \leq T_2$ тогда и только тогда, когда $\eta > \eta^*$. Для η^{**} получаем по аналогии, что $x \leq T_2$ тогда и только тогда, когда $\eta > \eta^{**}$. Для пересечения событий $\{x \leq T_2\} \cap \{x \leq T_1\} = \{x \leq T_1\}$ на уровне η^* тогда и только тогда, когда $\{\eta > \eta^*\} \cap \{\eta > \eta^{**}\} = \{\eta > \eta^{**}\}$ для момента T_2 . Таким образом

$$P\{x \leq T_1\} \text{ при } z^*=p \quad p\{\eta > \eta^{**}\} \text{ при } T_2,$$

отсюда

$$\int_0^{T_1} f(x, \eta^*) dx = \int_{\eta^*}^{\infty} \varphi(\eta, T_2) d\eta, \quad (1)$$

где $f(x, \eta^*)$ и $\varphi(\eta, T_2)$ — соответственно плотности распределения случайной величины x на уровне η^* и случайной величины $\eta \in \eta(t)$ в момент T_2 . Точно также по типу (1) можно вывести уравнение для одного только уровня η^* и момента T_2

$$\int_0^{T_2} f(x, \eta^*) dx = \int_{\eta^*}^{\infty} \varphi(\eta, T_2) d\eta. \quad (2)$$

Сравнивая уравнение (1) с (2), окончательно имеем

$$\int_0^{T_2} f(x, \eta^*) dt = \int_{\eta^*}^{\eta^{**}} \varphi(\eta, T_2) d\eta. \quad (3)$$

Доказана теорема следующего содержания: для монотонного случайного процесса $\eta(t)$ с заданными T_1 и η^{**} очередной срок диагностирования T_2 и наименьшее предотказное значение параметра η^* удовлетворяют уравнению (3).

Эта теорема справедлива для общих условий технической эксплуатации изделий. Некоторые ограничения, накладываемые на уравнение (3) условием использова-

ния в качестве исходных данных известного T_1 , являются кажущимися, так как в одном случае можно положить $T_1 = 0$, а в другом определить его значение из условия заданного уровня вероятности безотказной работы $P_{зад}$ или допустимой вероятности отказа

$$q_{дон} = 1 - P_{зад} \quad (4)$$

$$P\{\eta^{**} < \eta \leq \infty; t_1\} = \int_{\eta^{**}}^{\infty} (\eta; t_1) d\eta \leq q_{дон}.$$

Из доказанной теоремы следует, что

$$\int_{T_1}^{T_2} f(x, \eta^{**}) dt = \int_0^{T_1} \varphi(t, \eta^*) dt$$

Поясним физический смысл этой теоремы с использованием наглядных представлений о горизонтальных η^* и вертикальных T_1, T_2, \dots, T_n экранах. Будем называть отрезок $\eta^{**} - \eta^* = \Delta\eta$, означающий упрещающий допуск, вертикальным поглощающим экраном, а $\Delta T = T_{i+1} - T_i$ — горизонтальным экраном, который может быть как поглощающим, так и прозрачным.

Горизонтальный экран (рис. 1 а, б) будет поглощающим при наличии непрерывного контроля или индикации достижения наименьшего предотказного значения параметра. При отсутствии индикации вводятся периодические проверки. В этом случае горизонтальный экран становится прозрачным и траектории случайного процесса достигают вертикального поглощающего экрана (bc). Выполнение условия теоремы (3) обеспечивает такое расположение экранов, при котором все траектории процесса, прошедшие через горизонтальный экран (ab), попадают на вертикальный (bc). Математическую модель, определяемую уравнением (3), будем называть моделью экранов. Из рассмотрения модели следует ряд стратегий замены изделий (рис. 2).

При $\eta^* = 0$ имеем метод замены изделий после обработки ресурса, при $\eta^* = \eta^{**}$ — метод замены после отказа (рис. 2, а, б).

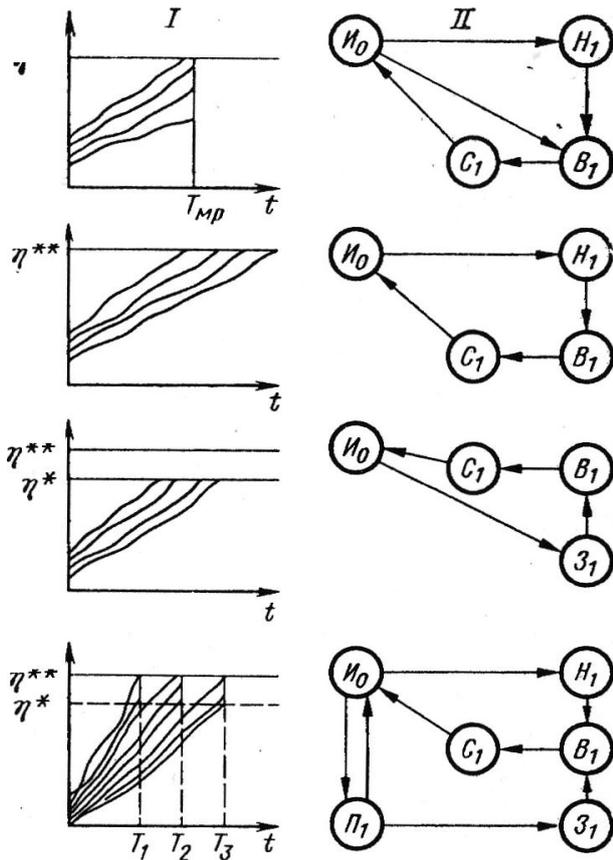


Рис. 2. Схема моделей замены элементов I и процесса их технической эксплуатации II при разных стратегиях замены:

а – по наработке; б – при отказе; в – по состоянию с непрерывным контролем параметров; г – по состоянию с дискретным контролем параметров

Последние две модели (рис. 2 в, г) означают метод замены изделий по состоянию соответственно при непрерывном и дискретном контроле. В случае непрерывного контроля для определения упреждающего допуска также может быть использовано уравнение (3). Однако здесь оно приобретает другой смысл и означает интервал времени с момента перехода в состояние профилактических замен (пересечение уровня η^* до момента замены изделия, например, в основном депо). В этом случае определение упреждающего допуска по уравнению (3) обеспечивает предупреждение отказа.

В тех случаях, когда некоторые изделия имеют худшее качество или эксплуатируются в более тяжелых условиях, реализа-

ции их контролируемых параметров могут отличаться от описанного случайного процесса. Тогда не все траектории случайного процесса n , прошедшие горизонтальный экран η^* , попадают на вертикальный поглощающий экран, так как часть реализаций m раньше достигнет предельно допустимого значения параметра. Тогда на вертикальный поглощающий экран попадает всего лишь $n - m$ траекторий процесса. Если через p обозначить вероятность превышения предельного допустимого значения параметра в межпроверочный период, то вероятность попадания траектории изделия на вертикальный поглощающий экран будет $1 - p$. Согласно предельной теореме о редющих потоках можно записать, что интенсивность разряженного потока за предельный уровень

$$\lambda_p = p\lambda\eta^*,$$

где λ — интенсивность потока через горизонтальный экран η^* . Тогда интенсивность потока через вертикальный поглощающий экран $\lambda_p = (1 - p)\lambda$.

Уравнение (3) в общем случае примет следующий вид

$$\int_{T_1}^{T_2} (1-p)\lambda(x)(t) \exp\left\{\int_0^t (1-p)\lambda(x) dx\right\} dt = \int_{\eta^*}^{\eta^{**}} p(\eta) \exp\left\{-\int_0^{\eta} p(u) du\right\} d\eta,$$

где $p(n)$ — интенсивность потока в вертикальном сечении.

Вероятность p может быть оценена статистически по результатам испытания или эксплуатации. Таким образом, первая часть задачи по определению связи упреждающего допуска $\Delta\eta = \eta^{**} - \eta^*$ и периодичности проверок $i = t_{i+1} - t_i$ $i = t_{i+1} - t_i$.

В качестве примера использования уравнения (3) определим для нормального закона распределения $\varphi(\eta, t)$ монотонного случайного процесса $\eta(t)$ зависимость упреждающего допуска $\Delta\eta = \eta^{**} - \eta^*$ от

периодичности проверок τ . Для решения этой задачи воспользуемся зависимостями плотностей распределения времени до первого пересечения границы поля допуска $f(t, \eta)$ через одномерные характеристики плотности распределения $\varphi(\eta, t)$ случайной функции $\eta(t)$ и характеристики поля допуска.

Пусть для нормального закона моментные функции параметра (математическое ожидание $m_\eta(t)$ и среднее квадратичное отклонение $\sigma_\eta(t)$) аппроксимированы линейными зависимостями

$$\left. \begin{aligned} m_\eta(t) &= m_a + m_b t; \\ \sigma_\eta(t) &= \sigma_a + \sigma_b t \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

В этом случае плотность распределения

$$\varphi(\eta, t_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_a + \sigma_b t)}} \times \exp\left[-\frac{(\eta - m_a + m_b t_2)^2}{2(\sigma_a + \sigma_b t)^2}\right]. \quad (6)$$

В соответствии с

$$\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(c - m_\eta(t))^2}{2\sigma_\eta^2(t)}\right] \left[\frac{(c - m_\eta(t))}{\sigma_\eta(t)}\right]$$

формула для плотности распределения времени достижения наименьшего (наибольшего) предотказного значения параметра примет вид

$$f(t, \eta^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\eta^* - m_a + m_b t)^2}{2(\sigma_a + \sigma_b t)^2}\right] \times \left(\frac{\eta^* - m_a + m_b t}{2\sigma_a + \sigma_b t}\right). \quad (7)$$

Подставив выражения (6) и (7) в уравнение (2), произведя интегрирование и необходимые преобразования, получим зависимости $\eta = f(\tau)$ и $\eta^{**} - \eta^* = f(\tau)$, и для нормального закона распределения параметра

$$\eta^* = \frac{\eta^{**}(\sigma_a + \sigma_b T_1) - (m_b \sigma_a - m_a \sigma_b) \tau}{\sigma_a + \sigma_b T_1 + \sigma_b \tau} \quad (8)$$

$$\eta^{**} - \eta^* = \frac{[(\eta^{**} - m_a) \sigma_b + m_b \sigma_a] \tau}{\sigma_a + \sigma_b T_1 + \sigma_b \tau}. \quad (9)$$

Момент первой проверки T_1 определяется из выражения (4) путем подстановки $\varphi(\eta, T_1)$ для нормального распределения

$$T_1 = \frac{\eta^{**} - m_a - u_{1-q_{доп}} \sigma_a}{m_b - u_{1-q_{доп}} \sigma_a}, \quad (10)$$

где $u_{1-q_{доп}}$ — квантиль нормального распределения, отвечающий вероятности $P_{зад=1-q_{доп}}$.

Выводы

Получены уравнения, которые при нормальном распределении $\varphi(\eta, t)$ и линейной аппроксимации моментных функций устанавливают зависимость упреждающего допуска $\eta^{**} - \eta^* = \Delta\eta$ от периодичности проверки τ (9) и определяют момент первой проверки T_1 (10).

Библиографический список

1. Вопросы математической теории надежности [Текст] / Е. Ю. Барзилович, Ю. К. Беляев, В. А. Каштанов и др. М.: Радио и связь, 1983. 524 с.
2. Барзилович, Е. Ю. Модели технического обслуживания сложных систем [Текст] / Е. Ю. Барзилович. – М.: Высшая школа, 1982. 231 с.
3. Барлоу, Р. Статистическая теория надежности и испытания на безотказность. Пер. с англ. И. А. Ушакова [Текст] / Р. Барлоу, Ф. Прошан. М.: Наука, 1985, 328 с.
4. Михеев, В. А. Совершенствование системы контроля технического состояния дизельного подвижного состава. Диссертация на соискание ученой степени кандидата технических наук. Омск 2011. – 183 с.

5. Носырев, Д. Я. Научные основы контроля и диагностирования тепловозных дизелей по параметрам рабочих процессов [Текст] / Д. Я. Носырев, Е. М. Тарасов, А. С. Левченко, В. П. Мохонько. – Самара: СамИИТ, 2001. – 174 с.
6. Черняков, А. А. Влияние метеорологических условий на диагностические параметры транспортного дизеля [Текст] / А. А. Черняков, А. А. Алексеев // Проблемы теории и практики автомобильного транспорта. Вып 3. СПб. СЗТУ, 2010, С.30-51.
7. Грачев, В. В. Оценка технического состояния тепловозного дизеля по данным бортовой микропроцессорной системы управления [Текст] / В. В. Грачев, М. Ш. Валиев // Известия Петербургского университета путей сообщения, 2010. №1. – С.22-32.
8. Валиев, М. Ш. Повышение эффективности работы тепловозов средствами бортовых систем диагностирования. Диссертация на соискание ученой степени кандидата технических наук. Санкт-Петербург, 2011. - 161 с.
9. Капица, М. І. Стратегії експлуатації, технічного обслуговування та ремонту локомотивів [Текст] / М. І. Капица, Р. О. Коренюк // Вісник Дніпропетровського національного університету залізничного транспорту імені академіка В. Лазаряна. – Вип.. 40. – Д.: Вид-во Дніпропетр. нац. ун-ту залізн. трансп. ім. акад. В. Лазаряна, 2012.- С.63-65.
10. Капица, М. І. Організація раціональної системи утримування тепловозів серії ТГМ4 [Текст] / М. І. Капица, Д. В. Бобирь, Б. Є. Боднар, С. Ю. Замула // Збірник наукових праць ДЕТУТ. Серія «Транспортні системи і технології». Вип. 13. – К.: ДЕТУТ, 2008. – С. 29-37.
11. Босов, А. А. Алгоритм определения рациональной системы содержания технических объектов [Текст] / А. А. Босов, М. И. Капица, Л. Н. Савченко, Д. Н. Кислый // Зб. наук. праць – Харків: УкрДАЗТ, 2008. – Вип. 99. – С. 65 - 72

Ключові слова: система утримання, методи визначення міжремонтних періодів, математична модель планово-попереджувальних ремонтів.

Ключевые слова: система содержания, методы определения межремонтных периодов, математическая модель планово-предупредительных ремонтов.

Keywords: maintenance system, methods for determining the inter-repair periods, the mathematical model of preventive maintenance.

Надійшла до редколегії 16.04.2013