УДК 629.46-192

Оценка остаточного срока службы деталей на основе данных об отказах



Пётр УСТИЧ
Petr A. USTICH

Александр ИВАНОВ
Alexander A. IVANOV

Фируз МАЖИДОВ
Firuz A. MAZHIDOV

Устич Пётр Андреевич *– доктор технических наук, профессор Московского государственного университета путей сообщения (МИИТ), Москва, Россия.*
Иванов Александр Анатольевич *– кандидат технических наук, доцент МИИТ, Москва, Россия.*
Мажидов Фируз Абдувахобович *– аспирант МИИТ, Москва, Россия.*

Evaluation of Remaining Service Life of Parts on the Basis of Failure Data

(текст статьи на англ. яз. – English text of the article – p. 202)

Остаточный срок службы детали – один из основных показателей надёжности. Авторами получено аналитическое выражение для оценки такого срока на примере боковой рамы тележки вагона. Используемая при этом методика опирается на эксплуатационную информацию системы централизованного пономерного учёта грузовых вагонов. Получены зависимости и номограммы, касающиеся возможности безопасной эксплуатации боковины тележки, вероятности оценить в условиях депо остаточный срок службы детали с учётом требуемого (управляемого) риска возникновения наиболее опасных отказов в период между глубокими диагностиками вагонов.

<u>Ключевые слова:</u> железная дорога, вагон, безопасность, надёжность детали, остаточный срок службы, отказ, риск, статистика, закон распределения наработки до отказа, испытания на надёжность, вероятность события.

Как известно, при использовании конструкции требуемый уровень её надёжности и безопасности обеспечивается системой технического обслуживания и ремонта. Ремонты различного вида предназначены для восстановления исправного или работоспособного состояния объекта, частичного или полного возвращения его ресурса.

На железнодорожном транспорте применительно к грузовым вагонам используют агрегатный метод ремонта, когда отказавшую съёмную деталь заменяют новой или ранее отремонтированной. Наиболее часто это касается текущего ремонта. При ремонте крупного объёма в депо или на вагоноремонтных заводах способ востребован при невозможности восстановления работоспособности детали (например, из-за выявления дефектов недопустимых размеров). Эффективность метода состоит в том, что сокращается продолжительность непроизводительного простоя вагона и уменьшается стоимость ремонта. Однако при этом устанавливаемая деталь должна обеспечить безотказную работу вагона в последующий гарантийный период. Другими словами, иметь достаточный ресурс.

Стоит отметить, что при агрегатном методе ремонта детали не закреплены за определенным вагоном, а постепенно меняются в его составе. Из-за чего в вагонах одного года выпуска со временем могут оказаться детали совершенно разного возраста. В результате на момент окончания назначенного срока службы вагона в нем будут детали, не только не исчерпавшие свой ресурс, но и даже относительно новые. Обычно при списании вагонов их используют в качестве запасных частей для других конструкций (т. е. они пополняют оборотный фонд депо).

Конечно, это приводит к тому, что требуется собрать из старогодных деталей надёжную конструкцию, которая должна безотказно проработать некоторый гарантийный срок.

Не вызывает сомнения, что деталь, надежно трудившаяся некоторое время t и пригодная к работе по результатам неразрушающего контроля, потенциально может использоваться в составе вагона. Однако если её остаточный ресурс меньше установленного периода до ремонта крупного объёма (деповского или капитального), то допускать эксплуатацию такой детали нельзя. По крайней мере, её исправного состояния недостаточно, чтобы, как всегда делается, без дополнительного анализа оставить её в составе отремонтированного вагона.

Естественно, при этом встает актуальный вопрос: как определить тот самый остаточный срок службы детали? Это период от текущего момента времени до перехода изделия в предельное состояние. Знание такого срока позволяет использовать следующий принцип: при выполнении ремонтов различного вида не допускать эксплуатацию деталей, для которых остаточный срок службы меньше гарантийного периода (например, между плановыми ремонтами) [1]. Однако остаточный срок службы – величина случайная. Поэтому для его оценки требуются аппарат теории надёжности, корректные методы моделирования отказов, сбор достоверной статистической информации об отказах деталей и узлов в эксплуатации.

* * *

Рассмотрим методологическую основу задачи оценки остаточного срока службы детали. Введём для этого случайную величину ξ_t – остаточный срок службы детали заданного вида (например, боковины тележки грузового вагона) при условии, что она отработала безотказно в течение времени *t:*

$$\xi_t = \xi - t, \text{ при условии } \xi > t, \qquad (1)$$

где ξ – случайная величина, под которой понимается наработка детали до ресурсного отказа.

Выпишем выражение для вероятности события $\{\xi_t \geq x\}$, состоящего в том, что остаточный срок службы боковины будет не меньше времени x.

С учётом (1) выражение вероятности этого события можем записать в виде:

$$P\{\xi_t \geq x\} = P\{(\xi - t > x)/(\xi > t)\} = \ldots$$

Воспользовавшись теоремой умножения вероятностей в случае двух зависимых событий, продолжим цепочку равенств:

$$\ldots = \frac{P\{(\xi \geq t + x)\cdot(\xi > t)\}}{P\{\xi > t\}} = \ldots$$

Если имеет место событие $\{\xi > t + x\}$, то и подавно справедливо событие $\{\xi > t\}$. Тогда согласно правилу произведения двух событий можем продолжить цепочку равенств следующим образом:

$$\ldots = \frac{P\{\xi \geq t + x\}}{P\{\xi > t\}} = \frac{\bar{F}(t + x)}{\bar{F}(t)}.$$

Здесь $\bar{F}(t)$ – функция надёжности, вероятность безотказной работы детали в течение времени t; $\bar{F}(t + x)$ – вероятность безотказной работы детали в течение времени $(t + x)$. Стоит отметить, что в качестве отказа имеется в виду ресурсный отказ детали, после которого восстановление её работоспособного состояния невозможно или нецелесообразно.

Таким образом, получена формула для определения вероятности события, состоящего в том, что остаточный срок службы детали при условии, что она использовалась по назначению и безотказно проработала до момента t, будет не меньше заданной наработки x:

$$P\{\xi_t \geq x\} = \frac{\bar{F}(t + x)}{\bar{F}(t)}. \qquad (2)$$

Однако практический интерес представляет обратная задача – найти тот остаточный срок службы (x), в течение которого деталь не достигнет предельного состояния (не откажет) с требуемой наперёд заданной вероятностью y, например, $y = 99\%$.

Для применения методики требуется собрать статистическую информацию и на основе эксплуатационных данных определить вид функции надёжности, а также её аналитическое выражение (другими словами, закон распределения длительности их безотказной работы или наработки до отказа). При этом эксплуатационная информация должна соответствовать одному из стандартных планов испытаний на надёжность, без чего невозможна корректная её обработка с использованием методов теории вероятностей и математической статистики. В настоящее время необходимая информация может быть получена с помощью системы централизованного пономерного учёта вагонов, собирающей данные о техническом состоянии вагонов. Так, по номеру вагона и его ответственных элементов вполне реально проследить процесс изменений. В частности, определить даты изготовления и начала эксплуатации тех же боковин в составе вагона, а также продолжительность безотказного её функционирования на момент постановки вагона в ремонт (её обозначили как t) [2]. Внедрение в перспективе электронного ремонтно-эксплуатационного паспорта вагона на базе действующей системы позволит проследить за судьбой каждой ответственной детали вагона по её уникальному номеру.

* * *

Следующая задача – оценка функции надёжности $\overline{F}(t)$ на основе эксплуатационной информации для боковины тележки грузового вагона.

Вначале надо определиться с понятием ресурсного отказа детали. Под таким отказом в отношении боковины тележки будем понимать событие, состоящее в появлении в материале первой и только первой трещины.

С математической точностью доказано [3], что наработка боковины до указанного события имеет закон распределения Вейбулла–Гнеденко:

$$\overline{F}(t) = e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^{b}}, \qquad (3)$$

где a и b – параметры этого классического закона.

Оценки параметров получают, опираясь на данные наблюдений за эксплуатацией совокупности боковин вагонов одного типа и года изготовления, что, впрочем, постоянно осуществляется системой централизованного пономерного учёта вагонов в соответствии со стандартным планом испытаний на надёжность типа [NUT]. Под наблюдением в течение времени T находится N боковин, а при отказе боковины она заменяется на новую, на что указывает второй символ U. Поскольку основные несущие детали имеют высокую надёжность, непосредственно определяют уровень безопасности вагона, поэтому в эксперименте гораздо меньше случаев отказов деталей, чем случаев безотказной работы, т. е. получаемая статистическая информация – есть неполная выборка.

В теории надёжности используется несколько методов определения по статистическим данным законов распределения и оценки их параметров: метод максимального правдоподобия, метод моментов; метод разделяющих разбиений; графический метод и др. [4, 5]. Наилучшей является оценка, обладающая наименьшей дисперсией. Такая оценка называется эффективной. Её удобно получить с помощью метода максимального правдоподобия.

Функция правдоподобия для неполной выборки [6]:

$$L = \sum_{i=1}^{m} \ln f_i(t) + \sum_{j=1}^{s} \ln(1 - \overline{F}_j(t)), \qquad (4)$$

где m – число отказов, зафиксированных в период T эксперимента;

s – число безотказных наработок в период T эксперимента;

$\overline{F}(t)$ – вероятность безотказной работы (3);

$f(t)$ – плотность распределения вероятностей наработки до отказа, которая для закона Вейбулла–Гнеденко (3) имеет вид:

$$f(t) = \frac{b}{a}\left(\frac{t}{a}\right)^{b-1} \cdot e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^{b}}. \qquad (5)$$

Таблица 1

Информация о наработках вагонов

Усл. № вагона	Дата постройки	Дата ремонта	Вид ремонта	Коды неисправностей, указанные в сообщении 1353			Наработка до отказа, мес.	Безотказная наработка, мес.
1	20.05.2005	20.10.2005	текущ.	-	-	205	5,0	-
2	22.05.2005	05.02.2006	текущ.	-	-	219	-	20,0
3	22.05.2005	17.11.2005	текущ.	-	-	540	-	20,0
4	22.05.2005	29.06.2007	деповской	-	-	-	-	20,0
5	22.05.2005	10.04.2006	текущ.	205	540	115	10,6	-
6	22.05.2005	15.09.2006	текущ.	-	404	308	-	20,0
...	...	...	...	...	...	...	...	...

Таблица 2

Наработки до отказов, мес.

№ п/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Наработка до отказа	5,0	7,16	9,64	10,62	15,1	15,84	18,67	18,84	19,7

Подставляя (3) и (5) в (4), получим выражение функции правдоподобия для неполной выборки при законе распределения Вейбулла–Гнеденко:

$$L = m\ln b - mb\ln a + (b-1)\sum_{i=1}^{m}\ln t_i - a^{-b}\left[\sum_{i=1}^{m} t_i^b - \sum_{j=1}^{s} t_j^b\right], \qquad (6)$$

где t_i, $i=\overline{1,m}$ – i-я наработка до отказа; t_j, $j=\overline{1,s}$ – j-я безотказная наработка.

Искомые точечные оценки параметров $\hat{a}$ и $\hat{b}$ находим из максимума функции правдоподобия L. Вычисляя частные производные и приравняв их нулю, получаем выражения для определения оценок:

$$\hat{a} = \left[\frac{\sum_{i=1}^{m} t_i^b - \sum_{j=1}^{s} t_j^b}{m}\right]^{\frac{1}{b}}, \qquad (7)$$

$$\frac{m}{b} = -\sum_{i=1}^{m}\ln t_i + m\frac{\sum_{i=1}^{m} t_i^b \ln t_i + \sum_{j=1}^{s} t_j^b \ln t_j}{\sum_{i=1}^{m} t_i^b + \sum_{j=1}^{s} t_j^b}. \qquad (8)$$

* * *

Тестовый пример применения методики. На основе информации системы централизованного пономерного учёта Главного вычислительного центра ОАО «РЖД» для вагонов, выпущенных в период 2005–2008 годов одним из отечественных заводов, был проведён эксперимент, в соответствии со стандартным планом испытаний типа [*N*U*T*]. Участвовало 15852 боковин (3963 вагонов). Наблюдение длилось в течение первых 20 месяцев после постройки вагона (T = 20 мес.). Факт обнаружения осмотрщиком трещины боковины при текущем контроле технического состояния (или излом рамы фиксируется, отражается в вагонной учётной форме ВУ-23М и передаётся в вычислительный центр в виде сообщения формы 1353 с указанием кодов обнаруженных неисправностей. Так, в соответствии с действующим на сети железных дорог классификатором неисправностей трещинам или изломам боковины тележки отвечает код 205 (см. таблицу 1).

Для участвовавших в эксперименте вагонов было зафиксировано девять случаев отказов по трещинам и изломам боковины (таблица 2).

Точечные оценки параметров, полученные с помощью формул (7) и (8), $\hat{b}$ = 2,2, $\hat{a}$ = 303 мес.

Полученная модель отказа боковины тележки грузового вагона завода-изготовителя $1-\overline{F}(t) = F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}}$ приведена на рис. 1.

Теперь всё готово к решению поставленной задачи – определить тот остаточный срок службы боковины тележки, безотказно проработавшей 20 месяцев, при котором вероятность отказа (уровень риска отказа боковины из-за излома или появления усталостной трещины) не превысит требуемого уровня (1–y), например 0,01. Получим общее аналитическое выражение,

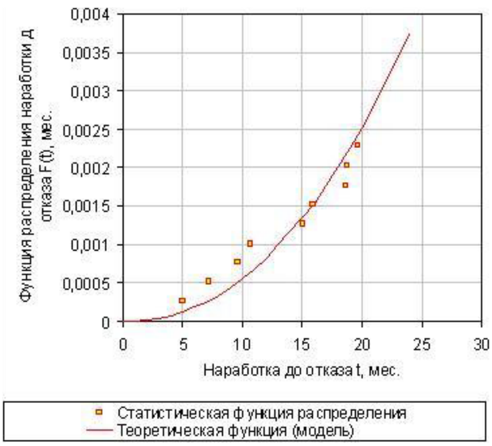


Рис. 1. Функция распределения наработки до отказа.

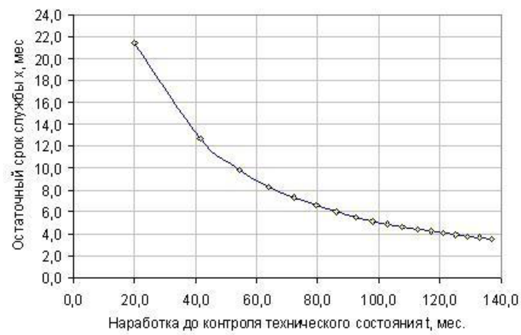


Рис. 2. Изменение остаточного срока службы боковины по мере её старения (при значении y = 0,99).

т. е. с учётом формулы (3) решим уравнение (2) относительно x:

$$y = \frac{e^{-\left(\frac{t+x}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}}}{e^{-\left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}}}. \qquad (9)$$

В результате формула остаточного срока службы боковины тележки, безотказно проработавшей время t с учётом требуемого уровня риска её отказа $(1-y)$, имеет вид:

$$x = \sqrt[b]{\left(\left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{b} - \ln y\right)\hat{a}^{\hat{b}}} - t \qquad (10)$$

где y – требуемая вероятность отсутствия опасного отказа в течение остаточного срока службы.

Согласно полученным эксплуатационным данным, для боковин выпуска 2005 года, отработавших безотказно 20 месяцев, остаточный срок службы, в течение которого не возникнет отказ с вероятностью $y = 99\%$, составит 21,5 месяца. По истечении этого срока потребуется вновь принимать решение о величине остаточного срока службы боковины, но уже отработавшей 41,5 месяца и т. д. В таком случае процесс эксплуатации боковины тележки предстает в виде последовательных моментов времени, в каждый из которых приходится оценивать её остаточный срок службы с заданным уровнем риска $(1-y)$. Если допустить, что закон распределения наработки до отказа боковины с течением времени не изменяется, то последовательность контроля её технического состояния будет соответствовать рис. 2.

Аналогичные зависимости можно получить при любых требуемых уровнях риска $(1-y)$ излома боковины или появления трещины в период между глубокими диагностиками, выполняемыми в условиях вагонных ремонтных депо (рис. 3).

С помощью программы MATLAB построена трёхмерная модель для поддержки принятия решения о величине остаточного срока службы боковины 2005 года выпуска с учётом требуемого риска её отказа (рис. 4).

Рассмотренный алгоритм оценки остаточного срока службы можно использовать для деталей любого года выпуска и любого производителя.

Стоит отметить, что задачу оценки остаточного срока службы детали целесообразнее формулировать и решать в единицах тонно-километровой наработки, однако отраслевая информационная система не позволяет пока собрать такого рода статистическую информацию. При этом, впрочем, уже существует возможность получить информацию о наработках вагона до отказа, измеряемых в километрах пробега.

ВЫВОДЫ

Приведённую методику достаточно просто применять в вагонных депо и на вагоноремонтных заводах. С её помощью можно управлять реальным техническим состоянием каждого вагона с учётом требуемого уровня риска. Другими словами, на основе эксплуатационной информации о работе ответственных элементов конструкции

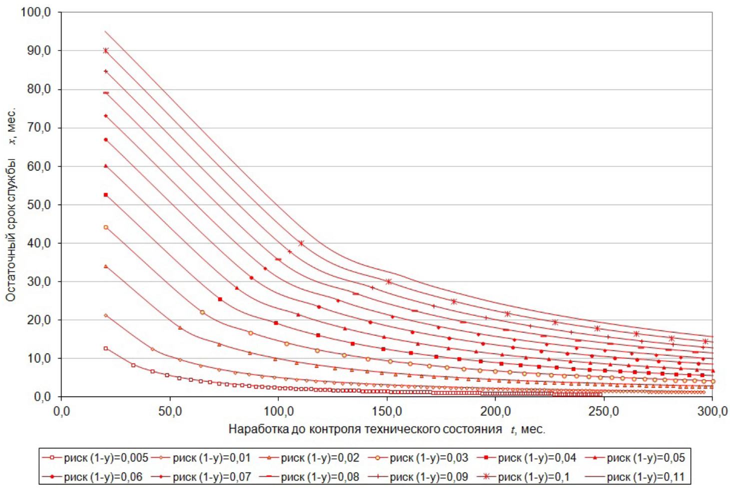


Рис. 3. ***Изменение остаточного срока боковины по мере её старения при различных уровнях риска (1–у) для модели отказа Вейбулла–Гнеденко с параметрами $\hat{b}$ = 2,2; $\hat{a}$= 303 мес.***

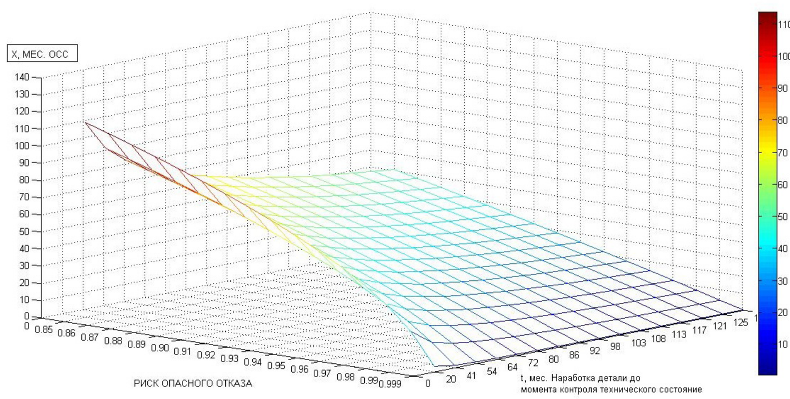


Рис. 4. Трёхмерная модель для поддержки принятия решения об остаточном сроке службы (ОСС) боковины 2005 года выпуска с учётом риска её отказа.

с использованием методов теории надёжности есть возможность в автоматическом режиме оценивать остаточные сроки службы деталей заданного типа и возраста.

Предлагаемый способ позволит на принципиально новом уровне организовать техническое содержание подвижного состава, перейдя от плановой стратегии проведения ремонтов крупного объёма к стратегии ремонта по фактическому техническому состоянию. Кроме того, в значительной степени увеличится коэффициент полезного действия системы централизованного пономерного учёта вагонов, которая является важным звеном процесса интеллектуализации управления и обеспечения безопасности на железнодорожном транспорте.

ЛИТЕРАТУРА

1. Manson, Hans-Ludwig; Kornau, Martin; Häfner, Isabella. Optimale Fahrzeuge und ihre Instandhaltung im Schienengüterverkehr der Zukunft. Eisenbahntechnische Rundschau, 2005, № 5, pp. 272–283.

2. Устич П. А., Иванов А. А., Аверин Г. В., Кузнецов М. А., Петров С. В. Некоторые аспекты проблемы нормирования уровня безопасности движения на примере железнодорожного транспорта // Надёжность. – 2011. – № 1. – С. 59–73.

3. Устич П. А., Карпычев В. А., Овечников М. Н. Надёжность рельсового нетягового подвижного состава. – М.: Вариант, 2003. – 416 с.

4. Решетов Д. Н. и др. Надёжность машин. – М., 1988. – 288 с.

5. Войнов К. Н. Надёжность вагонов. – М.: Транспорт, 1989. – 110 с.

6. Устич П. А., Иванов А. А. Надёжность вагонов: Методические указания к курсовой работе и практическим занятиям. – М.: МИИТ, 2003. – 36 с.

7. Устич П. А., Иванов А. А., Чернышова Л. М. Модель решения оптимизационных задач // Мир транспорта. – 2014. – № 1. – С. 6–17.

Координаты авторов: **Устич П. А.**, **Иванов А. А.** – wwx720@mail.ru, **Мажидов Ф. А.** – firuz.majidov.2013@yandex.ru.

Статья поступила в редакцию 01.07.2015, актуализирована 09.09.2015, принята к публикации 30.09.2015.

EVALUATION OF REMAINING SERVICE LIFE OF PARTS ON THE BASIS OF FAILURE DATA

Ustich, Petr A., *Moscow State University of Railway Engineering (MIIT), Moscow, Russia.*
Ivanov, Alexander A., *Moscow State University of Railway Engineering (MIIT), Moscow, Russia.*
Mazhidov, Firuz A., *Moscow State University of Railway Engineering (MIIT), Moscow, Russia.*

ABSTRACT

Remaining service life of parts is one of the main indicators of reliability. The authors obtained an analytical expression for evaluation of such a service life at the example of the side frame of the car's bogie. The technique, used in this regard, is based on operational information of system of centralized accounting of freight cars by their numbers. The dependences and nomograms are obtained relating to possibility of safe operation of bogie's sidewall, the likelihood to evaluate in a depot remaining service life of a part, taking into account the details of required (managed) risk of the most dangerous failures in the period between scheduled deep diagnostics of cars.

Keywords: railway, car, safety, reliability of parts, remaining service life, failure, risk, statistics, law of distribution of time to failure, reliability tests, probability of events.

Background. *As it is known, when you use a structure the required level of its reliability and safety is provided by system of maintenance and repair. Repairs of various types are designed to restore serviceable or operating condition of the object, partial or total return of its service life.*

In rail transport in relation to freight cars the aggregate method of repair is used when failed removable part is replaced by a new or previously repaired. Most often it comes to maintenance. When repairing a large volume at depot or car-repair plants this way is in demand in the inability to recover efficiency of details (for example, due to detection of defects of unacceptable size). The effectiveness of the method is that unproductive downtime of car shortens and repair costs reduce. However, the installed part should ensure trouble-free operation of the car in the subsequent warranty period. In other words, it should have a sufficient resource.

It is worth noting that in the aggregate method of repair parts are not assigned to a specific car, but gradually change in its composition. Because of this in the cars of the same production year in time may be parts of completely different ages. As a result, at the end of the designated lifetime of the car there are details, not only exhausted their resources, but even relatively new. They are usually used when writing off cars as spare parts for other structures (i. e., they are added to the depot revolving fund).

Of course, this leads to the fact that it is required to assembly from used parts a reliable construction, which needs to work for some reliably guarantee period without failures.

There is no doubt that the part, securely operating for a time t, and is suitable for operation as a result of non-destructive testing, could potentially be used as a part of the car. However, if its remaining service life is less than the set period to repair of a large volume (depot or capital), the exploitation of such a part should be excluded. At least, its serviceable condition is not enough that, as is always done, without further analysis to leave it as a part of the repaired car.

Naturally, this raises the urgent question: how to define the same remaining service life of parts? This is the period from the current time to transition of product in the limiting state. Knowledge of such a period enables to use the following principle: when repairs of various types of parts to prevent operation of details, for which the residual life is less than the warranty period (for example, between scheduled repairs) [1]. However, the remaining service life is a random variable. Therefore for its evaluation the apparatus of reliability theory is required, correct failures modeling techniques, collection of reliable statistical information about failures of parts and units in operation.

Objective. *The objective of the authors is to consider issues of assessing remaining service life of parts of rolling stock on the basis of data about failures.*

Methods. *The authors use general scientific and engineering methods, comparative analysis, simulation, evaluation approach, mathematical computation method, statistics.*

Results.

* * *

Let's consider the methodological basis of the problem of remaining service life of parts. We introduce for this a random variable ξ_t – remaining service life of the detail of a given type (for example, sidewall of freight car's bogie), provided that it has worked trouble-free for a time t:

$$\xi_t=\xi - t, \text{ providing that } \xi>t, \qquad (1)$$

where ξ is a random variable, which means service hours of a part prior to the resource failure.

We write an expression for the probability of the event $\{\xi_t \geq x\}$, consisting in the fact that the remaining service life of the sidewall is not less than the time x.

In view of (1) the expression for the probability of this event can be written as:

$$P\{\xi_t \geq x\}=P\{(\xi - t>x)/(\xi>t)\}=...$$

Using the theorem of multiplication of probabilities in case of two dependent events, we will continue the chain of equations:

$$...=\frac{\mathrm{P}\{(\xi \geq t+x)\cdot(\xi>t)\}}{\mathrm{P}\{\xi>t\}}=...$$

If there is an event $\{\xi>t+x\}$, then certainly true is event $\{\xi>t\}$. Then, according to the rule of the product of two events we can continue the chain of equations as follows:

$$...=\frac{\mathrm{P}\{\xi \geq t+x\}}{\mathrm{P}\{\xi>t\}}=\frac{\overline{F}(t+x)}{\overline{F}(t)}.$$

Here $\overline{F}(t)$ is reliability function, probability of failure-free operation of the part within the time t; $\overline{F}(t+x)$ is probability of failure-free operation of the part within the time (t+x). It is worth noting that a failure means a life-limit failure of a part, followed by restoration of its operating condition is impossible or impractical.

Thus, a formula for determining the probability of the event, consisting in the fact that the remaining service life of parts, provided that it is used as intended and worked flawlessly until t, is not less than the predetermined operating time x:

$$\mathrm{P}\{\xi_t \geq x\} = \frac{\bar{F}(t+x)}{\bar{F}(t)}. \qquad (2)$$

However, the practical interest is the inverse problem – to find the remaining service life (x) for which the part will not reach the limit state (not fail) to the required in advance given probability y, for example, y = 99%.

To apply the techniques it is necessary to collect statistical information and on the basis of performance data to determine the kind of reliability functions, as well as its analytical expression (in other words, the law of distribution of the duration of their failure-free operation, or service hours to failure). The operational information must match one of the standard reliability test plans, without which its correct processing using the methods of probability theory and mathematical statistics is impossible. At present, the necessary information can be obtained using a system of centralized accounting of cars by numbers, collecting data on the technical condition of cars. Thus, according to the number of the car and its critical elements it is quite possible to trace the process of change. In particular, to determine the date of manufacture and start of operation of the same sides as part of the car, as well as the duration of its failure-free functioning at the time of repair of the car (it was designated as t) [2]. The introduction of an electronic repair and maintenance passport of the car on the basis of the current system will follow the fate of every critical detail of the car using its unique number.

* * *

The next task is assessment of reliability function $\bar{F}(t)$ on the basis of operational information for sidewall of freight car's bogie.

First, it is necessary to define the concept of resource failure of details. Under such a failure in respect of the sidewall of bogie we understand the event consisting in the appearance in the material of the first and only the first crack.

With mathematical accuracy it is proved [3] that service hours of sidewall prior to the specified event has a distribution law Weibull–Gnedenko:

$$\bar{F}(t) = e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^b}, \qquad (3)$$

where a and b are parameters of this classical law.

The parameter estimates are obtained on the basis of observational data for the operation of a set of sidewalls of cars of the same type and year of manufacture, which, however, are constantly exercised by a system of centralized accounting of cars by numbers in accordance with a standard test plan on reliability of the type [N U T]]. Under observation over time T is found N sidewalls, and in case of failure of sidewall it is replaced with a new one, which is indicated by the second symbol U. As the main bearing parts have high reliability, directly determine the level of safety of the car, so far in the experiment there are fewer failures of details than cases of failure-free operation, i. e., statistical information is an incomplete sample.

In reliability theory are used multiple methods for determining according to statistical data on the distribution laws and evaluation of their parameters: method of maximum likelihood, method of moments; method of separating partitions; graphical method et al [4, 5]. The best estimation is the one having the smallest variance. Such an assessment is called effective. It is conveniently obtained by the maximum likelihood method.

The likelihood function for the incomplete sample [6]:

$$L = \sum_{i=1}^{m} \ln f_i(t) + \sum_{j=1}^{s} \ln(1 - \bar{F}_j(t)), \qquad (4)$$

where m is a number of failures, recorded in the period T of the experiment;

s is a number of trouble-free operating time in the period T of the experiment;

$\bar{F}(t)$ is probability of failure-free operation (3);

$f(t)$ is density of distribution of probabilities of operating hours to failure, which is for the law Weibull–Gnedenko (3) has a form:

$$f(t) = \frac{b}{a}\left(\frac{t}{a}\right)^{b-1} \cdot e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^b}. \qquad (5)$$

Substituting (3) and (5) in (4), we obtain an expression of the likelihood function for the incomplete sample under the distribution law Weibull–Gnedenko:

$$L = m \ln b - mb \ln a + (b-1)\sum_{i=1}^{m} \ln t_i - a^{-b}\left[\sum_{i=1}^{m} t_i^b - \sum_{j=1}^{s} t_j^b\right], \qquad (6)$$

where t_i, $i = \overline{1, m}$ is i-th operating hours to failure; t_j, $j = \overline{1, s}$ is j-th failure-free operat ing time.

The desired point estimates of parameters $\hat{a}$ and $\hat{b}$ we find out of the maximum of likelihood function L. Calculating partial derivatives and equate them to zero, we get the expression for determining the estimates:

$$\hat{a} = \left[\frac{\sum_{i=1}^{m} t_i^b - \sum_{j=1}^{s} t_j^b}{m}\right]^{\frac{1}{b}}, \qquad (7)$$

$$\frac{m}{b} = -\sum_{i=1}^{m} \ln t_i + m\frac{\sum_{i=1}^{m} t_i^b \ln t_i + \sum_{j=1}^{s} t_j^b \ln t_j}{\sum_{i=1}^{m} t_i^b + \sum_{j=1}^{s} t_j^b}. \qquad (8)$$

* * *

Test example of technique application. Based on the information system of centralized accounting by numbers of Main Computing center of JSC Russian Railways for cars, produced between 2005–2008 by one of the domestic plants, an experiment was conducted in accordance with the standard test plan type [N U T]. The experiment involved 15852 sidewalls (3963 cars). The observation lasted for the first 20 months after car construction (T = 20 months). Fact of finding by car inspector crack in sidewalls at the current technical state control (or frame break is fixed, is reflected in the car accounting form VU-23M and is transmitted to the computer center in the form of a message form 1353 with an indication of detected faults. Thus, in accordance with the existing on the railway network classifier of faults by cracks or fractures of bogie's sidewall meets the code 205 (see Table 1).

For cars, participating in the experiment, were recorded nine cases of failure on sidewall cracks or fractures (Table 2).

Table 1

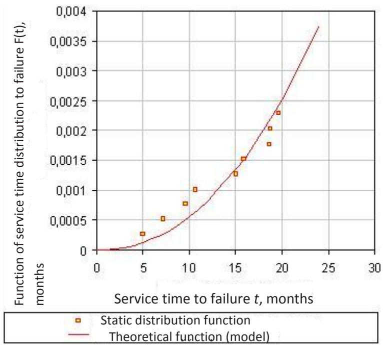
Information about service hours of cars

Con. № of car	Construction date	Repair date	Repair type	Codes of faults indicated in the message 1353			Service hours to failure, months	Failure-free service hours, months
1	20.05.2005	20.10.2005	maintenance	-	-	205	5,0	-
2	22.05.2005	05.02.2006	maintenance	-	-	219	-	20,0
3	22.05.2005	17.11.2005	maintenance	-	-	540	-	20,0
4	22.05.2005	29.06.2007	depot	-	-	-	-	20,0
5	22.05.2005	10.04.2006	maintenance	205	540	115	10,6	-
6	22.05.2005	15.09.2006	maintenance	-	404	308	-	20,0
…	…	…	…	…	…	…	…	…

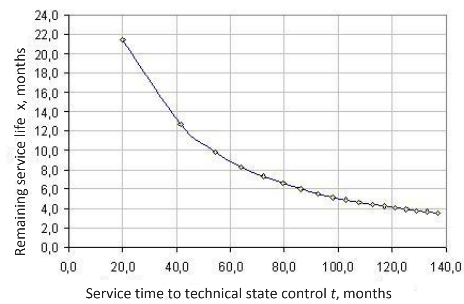
Table 2

Service hours to failure, months.

№	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Service hours to failure	5,0	7,16	9,64	10,62	15,1	15,84	18,67	18,84	19,7



Pic. 1. ***Distribution function of service hours to failure.***



Pic. 2. ***Change in remaining service life of the sidewall service as its aging (at a value of y = 0,99).***

Point estimates of parameters obtained by the formulas (7) and (8), $\hat{b} = 2{,}2$, $\hat{a} = 303$ *months.*

The resulting model of failure of sidewall of freight car's bogie of manufacturer plant $1-\overline{F}(t) = F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}}$ *is shown in Pic. 1.*

Now everything is ready to solve this problem – to determine the remaining service life of the bogie's sidewall operated without failures for 20 months in which the probability of failure (risk of failure of sidewall due to fracture or appearance of a fatigue crack) does not exceed the required level (1–y), for example, 0,01. We obtain general analytical expression, i. e., taking into account the formula (3) we solve the equation (2) with respect to x:

$$y = \frac{e^{-\left(\frac{t+x}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}}}{e^{-\left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}}}. \qquad (9)$$

As a result, the formula of the remaining service life of the bogie's sidewall, which operated without failures for time t taking into account the desired level of risk of its failure (1–y) has a form:

$$x = \sqrt[b]{\left(\left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{b} - \ln y\right)\hat{a}^{\hat{b}}} - t \qquad (10)$$

where y is required probability of the lack of dangerous failure for the remaining service life.

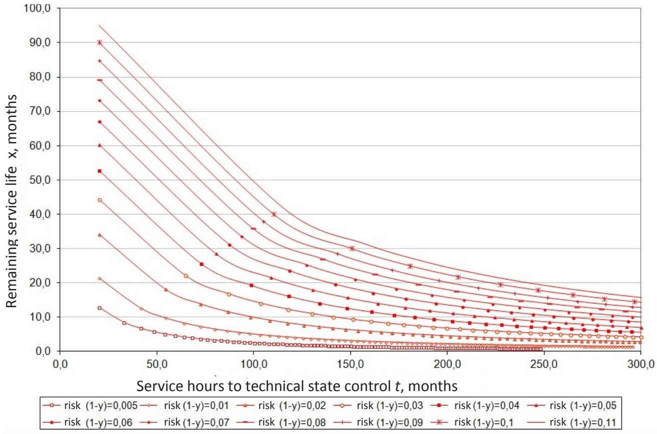
According to obtained operational data, for sidewalls produced in 2005, operated without failures for 20 months, the remaining service life, during which no failure occurs with the probability of y = 99% is 21,5 months. After this period it is required again to take the decision on the amount of remaining service life of the sidewall, but operated for 41,5 months, etc. In this case, the process of operation of bogie's sidewall appears in successive time points, at each of which it is necessary to estimate the remaining service life with a given level of risk (1–y). If we assume that the law of distribution of service hours to failure from the sidewall does not change over time, the sequence of control over its technical condition corresponds to Pic. 2.

Similar relationships can be obtained at any desired risk levels (1–y) of sidewall fracture or crack between deep diagnostics, performed at car repair depots (Pic. 3).

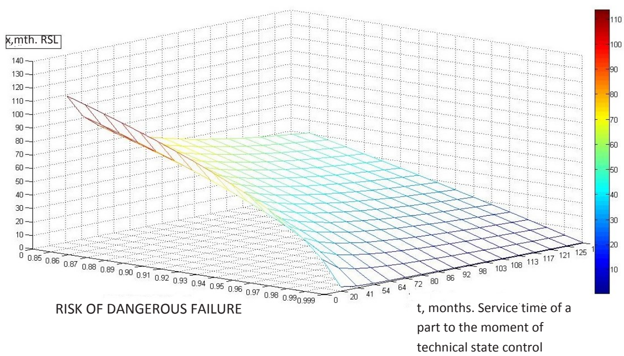
With the help of MATLAB programs was constructed a three-dimensional model to support decision-making about the size of remaining service life of the sidewall 2005 year of manufacture, taking into account the required risk of its failure (Pic. 4).

The considered algorithm for estimating the remaining service life can be used for details of any manufacture year and any manufacturer.

It is worth noting that the task of assessing the remaining service life of parts is more expedient



Pic. 3. ***Change in remaining service life of the sidewall as its aging at different risk levels (1–y) for the model of failure Weibull–Gnedenko with parameters $\hat{b}$ = 2,2; $\hat{a}$ = 303 months.***



Pic. 4. Three-dimensional model to support decision-making on the remaining service life (RSL) of the sidewall 2005 year of manufacture, taking into account the risk of its failure.

to be formulated and solved in terms of tonne-kilometers service hours, but the sectoral information system does not allow us to collect this kind of statistical information. At the same time, however, it is possible already to get information about service hours of car to failure measured in kilometers run.

Conclusions. *The above methods are quite simple to be used at depots and car-repair factories. With it it is possible to control the real technical condition of each car, taking into account the desired level of risk. In other words, on the basis of operational information about responsible design elements using the methods of reliability theory it is possible to automatically evaluate the remaining service life of details of a given type and age.*

The proposed method allows at a fundamentally new level to organize the technical maintenance of rolling stock, moving from a planned strategy for the repairs of the large volume to repair strategies based mainly on the actual technical condition. In addition, it will substantially increase the efficiency of the system of centralized accounting of cars by numbers, which is an important part of intellectualization of management and safety control in rail transport sector.

REFERENCES

1. Manson, Hans-Ludwig; Kornau, Martin; Häfner, Isabella. Optimale Fahrzeuge und ihre Instandhaltung im Schienengüterverkehr der Zukunft. Eisenbahntechnische Rundschau, 2005, № 5, pp. 272–283.

2. Ustich, P. A., Ivanov, A. A., Averin, G. V., Kuznetsov, M. A., Petrov, S. V. Some aspects of valuation of safety level on example of railway transport [*Nekotorye aspekty problemy normirovanija urovnja bezopasnosti dvizhenija na primere zheleznodorozhnogo transporta*]. *Nadjozhnost',* 2011, Iss.1, pp. 59–73.

3. Ustich, P. A., Karpychev, V. A., Ovechnikov, M. N. Reliability of rail non-tractive rolling stock [*Nadjozhnost' rel'sovogo netjagovogo podvizhnogo sostava*]. Moscow, Variant publ., 2003, 416 p.

4. Reshetov, D. N. *et al*. Reliability of machines [*Nadjozhnost' mashin*]. Moscow, 1988, 288 p.

5. Voinov, K. N. Reliability of cars [*Nadjozhnost' vagonov*]. Moscow, Transport publ., 1989, 110 p.

6. Ustich, P. A., Ivanov, A. A. Reliability of cars: Methodological guidelines for course work and practical exercises [*Nadjozhnost' vagonov: Metodicheskie ukazanija k kursovoj rabote i prakticheskim zanjatijam*]. Moscow, MIIT publ., 2003, 36 p.

7. Ustich, P. A., Ivanov, A. A., Chernyshova, L. M. Model of Solution of Optimization Problems. *World of Transport and Transportation*, Vol. 12, 2014, Iss.1, pp. 6–17.

Information about the authors:

Ustich, Petr A. – D.Sc. (Eng.), professor of Moscow State University of Railway Engineering (MIIT), Moscow, Russia, wwx720@mail.ru.

Ivanov, Alexander A. – Ph.D. (Eng.), associate professor of Moscow State University of Railway Engineering (MIIT), Moscow, Russia, wwx720@mail.ru.

Mazhidov, Firuz A. – Ph.D. student of Moscow State University of Railway Engineering (MIIT), Moscow, Russia, firuz.majidov.2013@yandex.ru.

Article received 01.07.2015, revised 09.09.2015, accepted 30.09.2015.