УДК 625.46:519.234.7

Бачурин Николай Сергеевич, Красниченко Александр Александрович,
Иванов Николай Леонидович

МЕТОДИКА ОЦЕНКИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ТРАМВАЙНОГО ВАГОНА

В настоящее время парк трамвайных вагонов города Екатеринбурга, в котором большую часть составляют трамваи чешского производства, практически полностью выработал свой ресурс. Администрациями многих городов были закуплены новые трамвайные вагоны однако их эксплуатация выявила ряд недоработок, в связи с чем вагоны длительное время находились в ремонте, в среднем 39,48% от рабочего времени вагона, поэтому возникла задача повышения его работоспособности.

Наиболее опасными являются повреждения элементов подвижного состава, отказы которых недопустимы по условиям обеспечения безопасности: отказы колесных пар, рессорных подвесок, рам тележек и т. д.

Недостаточная степень безотказности трамвайного вагона, с одной стороны, объясняется условиями их эксплуатации и ремонта, а с другой – несовершенством их проектирования. Обычно в процессе проектирования и при стендовых испытаниях контролируют и определяют электромеханические, магнитные, тепловые и усталостные характеристики, показатели же надежности оценивают лишь в процессе эксплуатации.

Существующие методики прогнозирования не в полной мере отражают картину надежности трамвайного вагона, вследствие различных условий его эксплуатации. Поэтому была разработана методика оценки показателей надежности трамвайного вагона по данным об отказах в эксплуатации (рисунок 1).

Рис. 1 – Методика прогнозирования надежности трамвайного вагона по данным об отказах в эксплуатации

Для сбора информации о техническом состоянии трамвайных вагонов часто применяют разовые натурные обследования, проводимые при поступлении вагонов в плановые и текущие ремонты [1].

В работах Н.А. Костенко теоретически обоснована возможность достоверной оценки показателей надежности по результатам разовых обследований [2]. Тем самым можно не наблюдать непрерывно длительный период за совокупностью деталей или узлов вагона, а достаточно фиксировать отказы деталей или узлов в течение короткого промежутка времени (1-2 года).

Обследование технического состояния трамвайных вагонов осуществлялось при поступлении трамваев в плановый и текущий ремонты.

Выполненное обследование технического состояния трамвайных вагонов показало, что наибольшее количество неисправностей приходится на электрооборудование, кузов и ходовые части (рисунок 2).

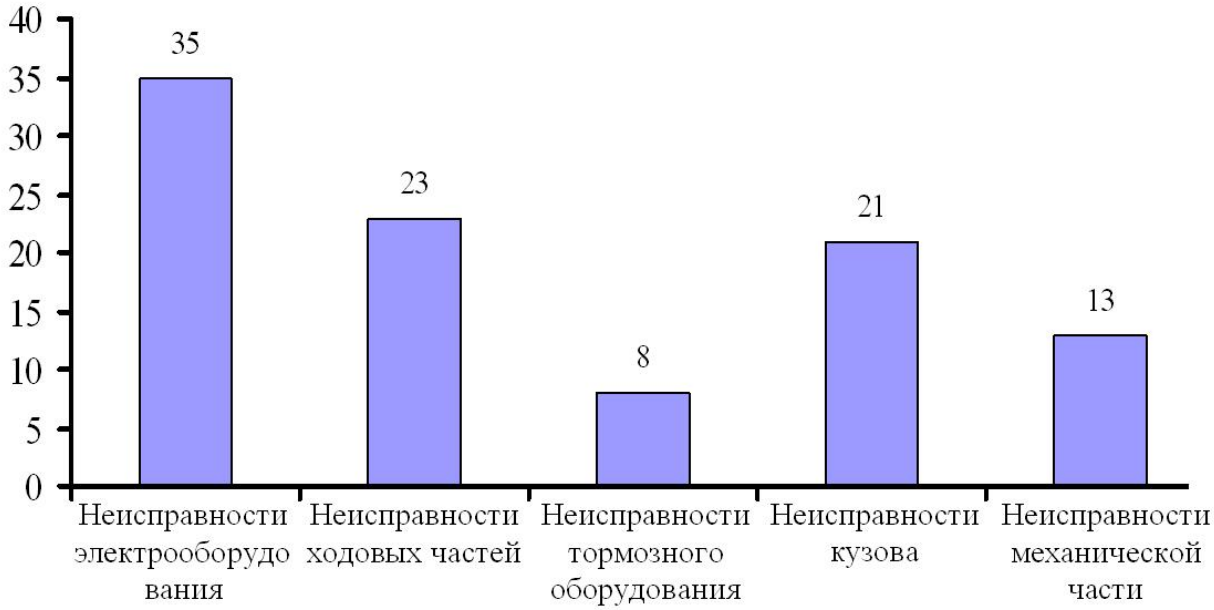

Рис. 2. Отказы узлов трамвайного вагона, %

На рисунках 2 и 3 изображены диаграммы отказов кузова и ходовых частей трамвайного вагона.

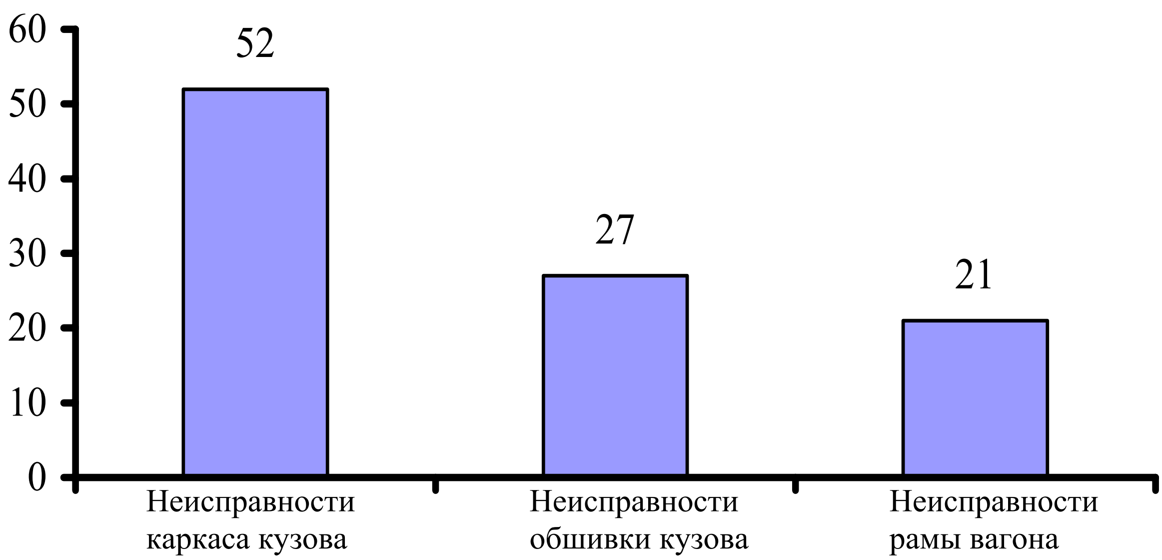

Рис. 3. Отказы кузова трамвайного вагона, %

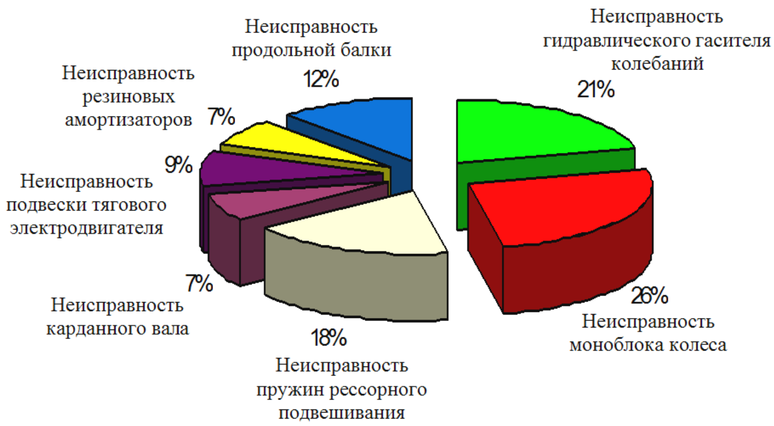

Рис. 4 – Отказы ходовых частей трамвайного вагона, %

Статистические данные, полученные при проведении анализа технического состояния несущих элементов кузова трамвайного вагона, представлялись в виде многократно цензурированных выборок, так как в момент обследования большинство объектов находились в работоспособном состоянии [3] (таблица1).

Таблица 1 – Данные об отказах трамвайного вагона

Период обследования, t_i	Отказы трамвая	Цензурирование	№ объекта обследования
Данные об отказах подкрепляющих элементов			
1	1	0	1
2	1	0	2
3	1	0	3
3+	0	1	4
4	1	0	5
5	1	0	6
5	1	0	7
5+	0	1	8
6	1	0	9
6+	0	1	10
7	1	0	11
7	1	0	12
7	1	0	13
7+	0	1	14
8	1	0	15
9	0	0	16
10	1	0	17
10+	0	1	18
11	1	0	19
12	1	0	20
12	1	0	21
12+	0	1	22

Данные об отказах рессорного подвешивания			
1	1	0	1
2	1	0	2
3	1	0	3
3+	0	1	4
4	1	0	5
5	1	0	6
5+	0	1	7
5+	0	1	8
6	1	0	9
6+	0	1	10
7+	0	1	11
7	1	0	12
7	1	0	13
7+	0	1	14
8	1	0	15
9+	0	1	16
10	1	0	17
10+	0	1	18
11	1	0	19
12	1	0	20
12	1	0	21
12+	0	1	22

В работе, согласно методу Джонсона, оценка функции распределения определялась как математическое ожидание E_i доли объектов, выходящих из строя до момента появления Z_i-й порядковой статистики в выборке объема N [4]:

$$E_i = \frac{Z_i}{N+1}. \tag{1}$$

Определялась медианная порядковая статистика $\widetilde{F}$ по формуле Бернарда:

$$\widetilde{F}(t_i) = \frac{Z_i - 0{,}3}{N + 0{,}4}. \tag{2}$$

Прогнозируемое число отказов к концу i-го интервала с учетом объектов, наблюдения за которыми прекращены в предыдущих интервалах, определялась по формуле:

$$Z_i = Z_{i-1} + r_i \cdot \frac{N + 1 - Z_{i-1}}{N + 1 - N_i^{\text{об}}}, \tag{3}$$

где r_i – число отказов в i-м интервале; $N_i^{об}$ – число изделий, обследованных в i первых интервалах.

Обработка данных производилась с использованием программного продукта «Microsoft Excel» (таблица 2 и 3).

Приняв предположение, что распределение наработок до отказа не противоречит двухпараметрическому закону распределения Вейбулла, мы использовали полученные значения $ln\ t_i$ и W_i для представления функции распределения на соответствующей вероятностной бумаге.

Преобразование Вейбулла W_i медианной и средней (математическое ожидание) порядковой статистики определялись по формулам:

для средней порядковой статистики

$$W_i = \ln\left[\ln\frac{1}{1-E_i}\right] = \beta\ln t_i - \beta\ln\lambda, \tag{4}$$

для медианной порядковой статистики

$$W_i = \ln\left[\ln\frac{1}{1-F_i}\right] = \beta\ln t_i - \beta\ln\lambda, \tag{5}$$

где β, λ – параметры формы и масштаба распределения Вейбулла.

Таблица 2 – Обработка статистических данных об отказах подкрепляющих элементов кузова трамвайного вагона

№ объекта обследования	Отказы кузова трамвая	Медианная статистика, F	Средняя статистика, E	ln t	Преобразование Вейбула		Вероятность безотказной работы, P
					W(F)	W(E)	
1	1	0.03327922	0.04545454	0	-3.385947	-3.06787	0.9667
2	1	0.07782984	0.08884297	0.69315	-2.512991	-2.37473	0.9221
3	1	0.12035543	0.13025920	0.69315	-2.053872	-1.96926	0.8796
4	0	0.12035543	0.13025920		-2.053872	-1.96926	0.8796
5	1	0.16094804	0.16979287	1.38629	-1.740215	-1.68158	0.8390
6	1	0.19969553	0.20752956	1.60944	-1.501646	-1.45843	0.8003
7	1	0.23668177	0.24355094	1.60944	-1.309036	-1.27611	0.7633
8	0	0.23668177	0.24355094		-1.309036	-1.27611	0.7633
9	1	0.27198682	0.27793499	1.79176	-1.147478	-1.12196	0.7280
10	0	0.27198682	0.27793499		-1.147478	-1.12196	0.7280

11	1	0.30568709	0.31075613	1.94591	-1.008316	-0.98843	0.6943
12	1	0.33785554	0.34208539	1.94591	-0.886073	-0.87065	0.6621
13	1	0.36856178	0.37199060	1.94591	-0.777061	-0.76529	0.6314
14	0	0.36856178	0.37199060		-0.777061	-0.76529	0.6314
15	1	0.39787228	0.40053648	2.07944	-0.678680	-0.66998	0.6021
16	0	0.39787228	0.40053648	2.19722	-0.678680	-0.66998	0.6021
17	1	0.42585049	0.42778483	2.19722	-0.589029	-0.58297	0.5741
18	0	0.42585049	0.42778483		-0.589029	-0.58297	0.5741
19	1	0.45255696	0.45379461	2.39786	-0.506672	-0.50292	0.5474
20	1	0.47804950	0.47862212	2.48491	-0.430502	-0.42882	0.5219
21	1	0.50238329	0.50232112	2.48491	-0.359643	-0.35982	0.4976
22	0	0.50238329	0.50232112		-0.359643	-0.35982	0.4976

Таблица 3 – Обработка статистических данных об отказах рессорного подвешивания трамвайного вагона

№ объекта обследования	Отказы колес трамвая	Медианная статистика, F	Средняя статистика, E	Ln t	Преобразование Вейбула		Вероятность безотказной работы, P
					W(F)	W(E)	
1	1	0,03327	0,0454	0	-3,3859	-3,0678	0,9667
2	1	0,07995	0,0909	0,6931	-2,4849	-2,3506	0,9201
3	1	0,12662	0,1363	1,0986	-1,9996	-1,9201	0,8734
4	0	0.12662	0.1363	-	-1,9996	-1,9201	0,8734
5	1	0.17588	0.1843	1.3863	-1,6427	-1,5908	0.8241
6	1	0.17588	0.1843	1.6094	-1,6427	-1,5908	0.8241
7	0	0.22823	0.2353	1.6094	-1,3506	-1,3156	0.7717
8	0	0.22823	0.2353	-	-1,3506	-1,3156	0,7717
9	1	0,28431	0.2899	-	-1,0951	-1,0717	0,7156
10	0	0,28431	0.2899	1,7918	-1,0951	-1,0717	0,7156
11	0	0,28431	0.2899	-	-1,0951	-1,0717	0,7156
12	1	0,35059	0.3544	-	-0,8401	-0,8261	0,6494
13	1	0,41687	0.4190	1.9459	-0,6174	-0,6105	0,5831
14	0	0,41687	0,4190	1,9459	-0,6174	-0,6105	0,5831
15	1	0,49144	0,4916	-	-0,3913	-0,3907	0,5086
16	0	0,49144	0,4916	2,0794	-0,3913	-0,3907	0,5086
17	1	0,57843	0,5764	-	-0,1464	-0,1521	0,4216
18	0	0,57843	0,5764	2,3026	-0,1464	-0,1521	0,4216
19	1	0,68717	0,6823	-	0,1502	0,1368	0,3128
20	1	0,79591	0,7882	2,3978	0,4632	0,4396	0,2041
21	1	0,90465	0,8941	2,4849	0,8545	0.8088	0,9534
22	O	0,90465	0,8941	-	0,8545	0.8088	0,9534

Зависимость логарифма времени наблюдения *ln(t)* от преобразования Вейбула $W_i(F)$ для медианной порядковой статистики представлена на рисунках 5 и 6.

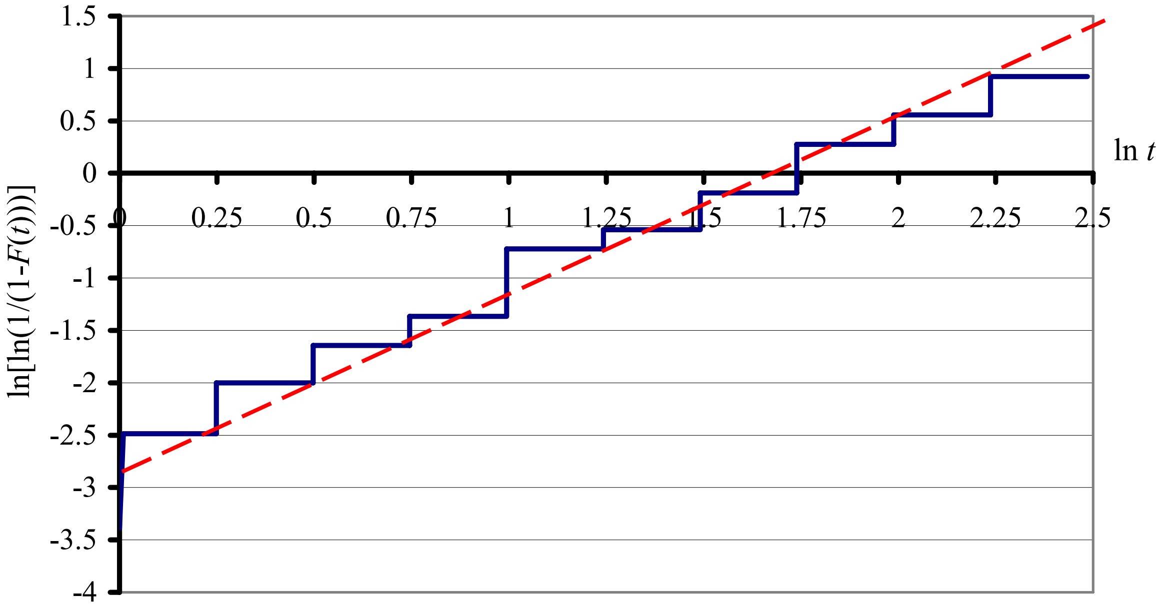

Рис. 5 Оценка функции распределения (сплошная) наработки до отказа подкрепляющих элементов обшивки кузова трамвайных вагонов и ее спрямление (штриховая линия) в координатах распределения Вейбулла

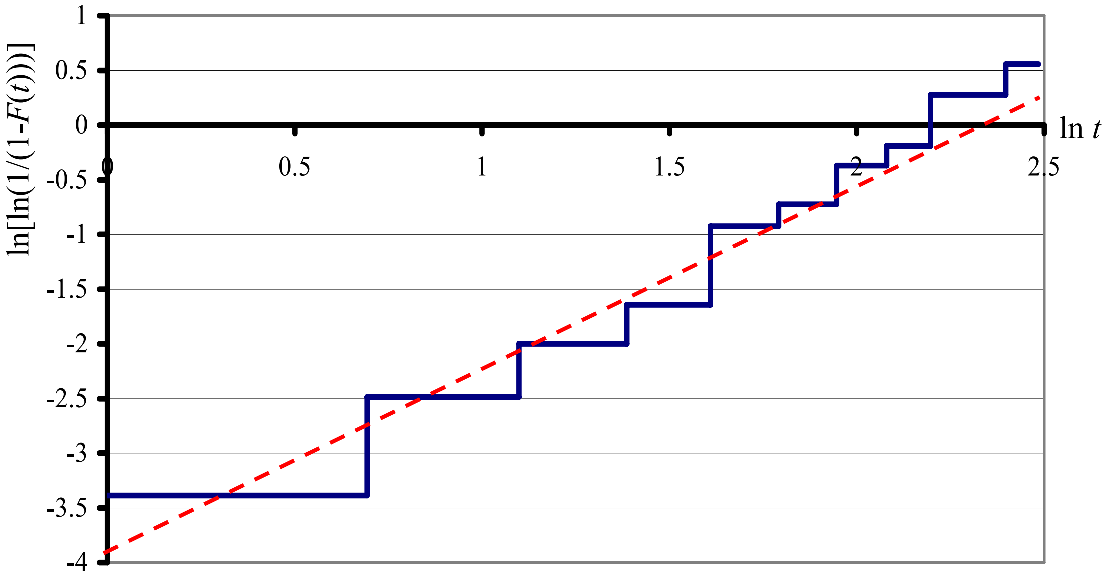

Рис. 6 Оценка функции распределения (сплошная) наработки до отказа рессорного подвешивания трамвайных вагонов и ее спрямление (штриховая линия) в координатах распределения Вейбулла

На рисунках 5 и 6 сплошной ступенчатой линией показана функция распределения наработки до отказа соответствующих элементов, определенная методом медианной ранговой статистики, а штриховой линией – ее спрямление в координатах распределения Вейбулла [4].

По результатам эксплуатации накапливается целый ряд выборок по однотипным средствам и комплексам. Однотипность не означает равноценности объектов по их показателям. Отличия обусловлены выпуском изделий различными изготовителями, разнообразием условий применения, в том числе изменением условий в ходе эксплуатации, проведением модернизации и доработками средств. Выборки, характеризующие различные однотипные объекты или один и тот же объект в различные периоды эксплуатации могут быть неоднородными, что приводит к увеличению погрешности измерений.

Для определения погрешности обработки статистических данных использовались корреляционный и регрессионный анализы.

Многие объекты исследования характеризуются множеством параметров, и по результатам наблюдения за их функционированием формируются многомерные совокупности (матрицы) экспериментальных данных [5]:

$$X = \begin{vmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2m} \\ . & . & . & . \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nm} \end{vmatrix}, \qquad (6)$$

Строки такой матрицы соответствуют результатам регистрации всех наблюдаемых параметров объекта в одном эксперименте, а столбцы содержат результаты наблюдений за одним параметром (фактором, вариантой) во всех экспериментах.

Параметры, характеризующие объект исследования, имеют разный физический смысл, и матрица данных существенно изменяется, если изменяются шкалы, в которых измеряются те или иные параметры. Матрицу данных еще до проведения анализа целесообразно привести к стандартному виду, т.е. стандартизовать значения вариант. Стандартизованную матрицу обозначали через **U**. Переход от исходной к стандартизованной матрице осуществлялось следующим образом:

1) вычислялись оценки математического ожидания

$$\mu_1(x_j) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_{ij} \ , \tag{7}$$

2) определялись дисперсии каждой варианты $j = \overline{1,m}$

$$\mu_2(x_j) = \sigma^2(x_j) = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_{ij} - \mu_1(x_i))^2 \ , \tag{8}$$

3) вычислялись элементы стандартизованной матрицы

$$u_{il}(x_{ij} - \mu_1(x_j))/\sigma(x_j), \ i = \overline{1,n}\ , \ j = \overline{1,m}\ , \tag{9}$$

Элементы матрицы U являются безразмерными величинами. Именно матрица U являлась объектом последующей обработки.

Корреляционная зависимость определяется различными параметрами, среди которых наибольшее распространение получили показатели, характеризующие взаимосвязь двух случайных величин (парные показатели): корреляционный момент, коэффициент корреляции.

В нашем случае наибольший интерес имел параметр случайной величины коэффициент корреляции, который определялся по формуле:

$$\rho_{jk} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} u_{ij}u_{ik} \ , \tag{10}$$

где u_{ij}, u_{ik} - элементы случайной величины

В таблице 4 приведены результаты расчета корреляционного анализа.

Таблица 4 – Результаты корреляционного анализа.

Оценка параметра распределения	Варианта	
	W	ln t
	x_1	x_2
Подкрепляющие элементы обшивки кузова		
μ_1	-1,1728	1,2483

μ_2	0,6325	0,5276
σ	0,7953	0,7264
Рессорное подвешивание		
μ_1	1,010	0,0776
μ_2	1,011	1,1353
σ	1,006	1,0655

Решение задачи регрессионного анализа разбивалось на несколько этапов:

1) предварительная обработка ЭД;

2) выбор вида уравнений регрессии;

3) вычисление коэффициентов уравнения регрессии;

4) проверка адекватности построенной функции результатам наблюдений.

Задача определения функциональной зависимости, наилучшим образом описывающей ЭД, связана с преодолением ряда принципиальных трудностей. В общем случае для стандартизованных данных функциональная зависимость показателя от параметров представлялась в виде:

$$y = f(u_1, u_2, ...u_p) + \varepsilon, \quad (11)$$

где f – заранее не известная функция, подлежащая определению;

ε – ошибка аппроксимации ЭД.

Указанное уравнение принято называть выборочным уравнением регрессии y на u. Это уравнение характеризует зависимость между вариацией показателя и вариациями факторов.

Функция f должна подбираться так, чтобы ошибка ε в некотором смысле была минимальна.

В целях выбора функциональной связи заранее выдвигалась гипотеза о том, к какому классу принадлежит функция f, а затем подбиралась "лучшая" функцию в этом классе. Выбранный класс функций обладал некоторой «гладкостью», т.е. «небольшие» изменения значений аргументов вызывали «небольшие» изменения значений функции.

Удобным для практического применения и отвечающим указанному условию является класс полиномиальных функций

$$y = a_0 + \sum_{j=2}^{m} a_j u_j + \sum_{j=2}^{m-1} \sum_{k=j+1}^{m} a_{jk} u_j u_k + \sum_{j=2}^{m} a_{jj} u_j^2 + \ldots + \varepsilon, \tag{12}$$

Частным случаем, широко применяемым на практике, является полином первой степени или уравнение линейной регрессии

$$y = a_0 + \sum_{j=2}^{m} a_j u_j + \varepsilon, \tag{13}$$

При вычислении коэффициентов уравнения регрессии могут применяться различные меры для оценки ошибок аппроксимации. В качестве такой меры нашла широкое применение среднеквадратическая ошибка. На ее основе разработан специальный метод оценки коэффициентов уравнения регрессии при нормальном распределении вариант.

Применительно к линейной регрессии, для центрированных величин u_j коэффициент a_0 равен нулю, тогда уравнение линейной регрессии принимало следующий вид:

$$\hat{y} = \sum_{j=2}^{m} a_j u_{i,j} + \varepsilon, \tag{14}$$

При переходя от центрированных и нормированных значений показателя и параметра получили уравнение линейной регрессии для исходных величин:

$$\overline{y} = x_1 = \mu_1(x_1) - \rho_{y,2}\mu_1(x_2)\frac{\sigma(x_1)}{\sigma(x_2)} + \rho_{y,2}\frac{\sigma(x_1)}{\sigma(x_2)}x_2, \tag{15}$$

Это уравнение также линейно относительно коэффициента корреляции. Нетрудно заметить, что центрирование и нормирование для линейной регрессии позволило понизить на единицу размерность системы уравнений, т.е. упростить решение задачи определения коэффициентов, а самим коэффициентам придать ясный смысл.

По результатам расчетов получили следующие виды уравнений регрессии:

1) для подкрепляющих элементов кузова:

$$y = 0{,}604x + 1{,}525.$$

2) для рессорного подвешивания:

$$y = -0{,}269 + 0{,}343x$$

Остаточная дисперсия для кузова составила ρ^2 = 0.24, для рессорного подвешивания трамвайного вагона ρ^2 = 0.32, что свидетельствует о приемлемой точности аппроксимации.

Таким образом, на основе анализа данных о техническом состоянии трамвайных вагонов получены оценки функции распределения наработки до отказа подкрепляющих элементов обшивки кузова и рессорного подвешивания по критерию обнаружения усталостной трещины с учетом цензурированности выборки.

Средняя оценка вероятности безотказной работы подкрепляющих элементов обшивки кузова и рессорного подвешивания за срок эксплуатации t = 12 месяцев составила соответственно $P(t)$ = 0,56 и $P(t)$ = 0,61 при нормируемом показателе $[P(t)]$ =0,85–0,95. Невыполнение нормируемого показателя надежности свидетельствует о необходимости повышения прочностных и динамических качеств, несущей способности и надежности узлов на основе динамического анализа напряженно-деформированного состояния.

Предлагаемая методика оценки показателей надежности трамвайного вагона позволяет на основе статистической информации повысить точность и достоверность вероятностных оценок за счет более полного использования содержащейся в многократно цензурированной справа выборке информации, так как наряду с наработками до отказов учитываются также наработки работоспособных на момент обследования элементов.

Литература

1. *Зайнетдинов Р.И. Развитие методов оценки работоспособности несущих конструкций подвижного состава с использованием закономерностей самоорганизации и самоподобия: Дисс. ... докт. техн. наук. – М.: МИИТ, 2000. – 435 с.*
2. *Костенко Н.А. Прогнозирование надежности транспортных машин. – М.: Машиностроение, 1989. – 240 с.*
3. *Иванов Н.Л. Анализ технического состоянии кузова трамвайного вагона по статистическим данным об отказах в эксплуатации. Молодые ученые – транспорту – 2007: Сб. научн. тр., посв. 170-летию российских железных дорог. – Екатеринбург: УрГУПС. – 2007. – 522с.*
4. *Бачурин Н.С., Иванов Н.Л. Методика сбора и обработки статистических данных об отказах рельсового подвижного состава // Современное состояние и инновации транспортного комплекса. Том II // Материалы международной научно – технической конференции. – Пермь: ПГТУ. – 2008. – С24 – С28.*
5. *Ходасевич Г.Б., Обработка экспериментальных данных на ЭВМ. Часть 2/ Методическое пособие для студентов и аспирантов. – СПб: СПбГУТ им. проф. М.А. Бонч-Бруевича. – 2002. – 54с.*