

УДК 629.463.001.18

ФОМІН О.В., канд. техн. наук (ДонІЗТ);  
БУРЛУЦЬКИЙ О.В., інженер (УкрДАЗТ).

### **Метод оцінки показників надійності елементів кузовів сучасних залізничних напіввагонів з урахуванням цензурування вибірки**

---

#### **Постановка проблеми і аналіз результатів останніх досліджень.**

---

У відповідності до Стратегії розвитку залізничного транспорту на період до 2020 року, яку схвалено розпорядженням Кабінету Міністрів України від 16 грудня 2009 року №1555-р. підвищення надійності вітчизняного парку напіввагонів є актуальною та комплексною проблемою, вирішення якої потребує розв'язання наступних основних завдань: розробка та створення більш досконалої їх конструкції; удосконалення систем ремонту та технічного обслуговування; використання в експлуатації сучасних високоефективних пристроїв контролю технічного стану вагонів; накопичення та аналіз статистичних даних об відказах окремих деталей та вузлів конструкцій і т.д.

Разом з цим при проведенні науково-дослідних та дослідно-конструкторських робіт спрямованих на пошук технічних рішень підвищення надійності конструкції вітчизняних напіввагонів, також необхідно керуватися прагненням поліпшення їх техніко-економічних показників, що визнає покращення економічної ефективності роботи напіввагонів. При цьому за оцінками фахівців [1] до перспективних напрямків удосконалення конструкції напіввагонів вітчизняного виробництва слід віднести розробку та впровадження технічних рішень, які спрямовані на зниження тари та збільшення навантажувального об'єму кузова. Зазначене безпосередньо пов'язано з удосконаленням конструкцій кузовів напіввагонів. При цьому існуючі методики прогнозування даних відмови

елементів вагонів в експлуатації не допускають прямого використання методів оцінки показників надійності кузова (Каплана-Мейєра, Нельсона та інші), внаслідок різних умов його експлуатації [2..6]. Крім того, традиційні методи дають велику похибку та недостатню збіжність емпіричної інтенсивності відмов та істинної інтенсивності відмов. Накопичений в суміжних галузях машинобудування досвід розрахунків на надійність показав, що доцільно в процесі експлуатаційних спостережень реалізувати розрахунки по цензурированим вибіркам [4, 5], але аналіз чисельної науково-технічної літератури з профілю питання, що розглядається вказав на відсутність змістовної інформації зі створення відповідних підходів та методів для напіввагонів.

---

#### **Мета статті та викладення основного матеріалу.**

---

В статті представлені особливості розробленого методу оцінки показників надійності складових елементів кузовів сучасних напіввагонів з урахуванням цензурування вибірки на основі даних експлуатації.

На рис.1 представлено схему запропонованої методики оцінки показників надійності напіввагону за даними про відмови в експлуатації з урахуванням цензурування вибірки.

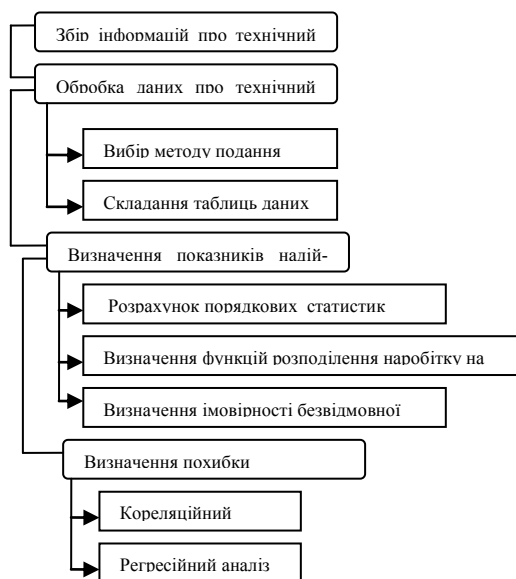


Рис. 1. Схематичне зображення запропонованої методики прогнозування надійності вагону за даними про відмови в експлуатації

Для збору інформації про технічний стан вагонів часто застосовують разові натурні обстеження, що проводяться при вступі вагонів в планові і поточні ремонти. У роботі [6] теоретично обґрунтована можливість достовірної оцінки показників надійності за результатами разових обстежень. Тому авторами зафіксовано відмови деталей або вузлів напіввагонів впродовж 2 років. У якості первинної документації були використані звіти технічних відділів вагонних депо. Для цього були відібрані напіввагони одного року побудови (1992 року). Досліджувався проміжок часу експлуатації від першого капітального ремонту КР-1 до наступного деповського ремонту ДР, який нормативно складає 24 місяця для даного типу вантажних вагонів.

Виконане обстеження технічного стану вагонів показало, що найбільша кількість несправностей приходить на кузов (близько 47%). До таких відказів відносяться: обрив зварних швів розкосів та пошкодження обв'язування верхнього, збільшення ширини кузова більше 75 мм в одну із сторін, пошкодження елементів

стіни бокової та торцевої, розвантажувальних люків.

Статистичні дані, отримані при проведенні аналізу технічного стану несучих елементів кузова напіввагонів, представлені у вигляді багаторазово цензурованої вибірки [5], так як в момент обстеження більшість об'єктів перебували в працездатному стані (таблиця 1).

Таблиця 1

Об'єкти обстеж.	Цензування	Відмови кузовів напіввагонів	Період обстеження, $t_i$
1	0	1	2
2	0	1	4
3	0	1	6
4	1	0	+6
5	0	1	8
6	0	1	10
7	0	1	10
8	1	0	+10
9	0	1	12
10	1	0	+12
11	0	1	14
12	0	1	14
13	0	1	14
14	1	0	+14
15	0	1	16
16	0	1	18
17	0	1	20
18	1	0	+20
19	0	1	22
20	0	1	24
21	0	1	24
22	1	0	+24

Згідно з методом Джонсона, оцінка функції розподілу визначається як математичне очікування  $E_i$  частки об'єктів, що виходять з ладу до моменту появи  $Z_i$ -ї порядкової статистики у вибірці обсягу  $N$ :

$$E_i = \frac{Z_i}{N+1}, \quad (1)$$

Далі визначається медіанна порядкова статистика  $F$  за формулою Бернарда:

$$F(t_i) = \frac{Z_i - 0.3}{N + 0.4}, \quad (2)$$

Прогнозована кількість відмов до кінця  $i$ -го інтервалу з урахуванням об'єктів, спостереження за якими припинені в попередніх інтервалах, визначалася за формулою:

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

де  $r_i$  - число відмов в  $i$ -му інтервалі;  
 $N_i^{об}$  - число об'єктів обстежених в  $i$  першому інтервалі.

Прийнявши припущення, що розподілення напрацювання до відмови не суперечить двохпараметричному закону розподілення Вейбулла, використовуємо отримані значення  $\ln t_i$  та  $W_i$  для представлення функції розподілу на відповідному імовірнісному аркуші. Перетворення Вейбулла  $W_i$  медіанної і середньої (математичного очікування) порядкової статистики визначається за формулами:

для середньої порядкової статистики

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

для медіанної порядкової статистики

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

де  $\beta, \lambda$  - параметри форми і масштабу розподілу Вейбулла.

Залежність логарифма часу спостереження  $\ln(t)$  від перетворення Вейбулла  $W_i(F)$  для медіанної порядкової статистики представлена на рисунку 2

На рисунку 2 суцільною ступінчастою лінією показана функція розподілу напрацювання до відмови відповідних елементів, визначена методом медіанорангової статистики, а штрихова лінія - її випрямлення в координатах розподілу Вейбулла.

За результатами експлуатації накопичується цілий ряд вибірок по однотипним відмовам. Однотипність не означає рівноцінності об'єктів за їх показниками. Відмінність обумовлена випуском виробів різними виробниками, різноманітністю умов застосування, в тому числі зміною умов по ходу експлуатації, проведенням модернізації та доробками засобів. Вибірки, що характеризують різні однотипні об'єкти або один і той же об'єкт в різні періоди експлуатації можуть бути неоднорідними, що призводить до збільшення похибки вимірів.

Для визначення похибки обробки статистичних даних використовувалися кореляційний та регресійний аналіз.

Багато об'єктів дослідження характеризуються безліччю параметрів, і за результатами спостереження за їх функціонуванням формуються багатовимірні сукупності (матриці) експериментальних даних:

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

Таблица 2

Обробка статистичних даних про відмови кузова на піввагонів

Об'єкти обстеження	Відмови кузова	Медіанна статистика F	Середня статис. E	ln t	Перетворення Вейбула		Імовірності безвідмовної роботи ,P
					W(F)	W(E)	
1	1	0.03327922	0.04545454	0	-3.385947	-3.06787	0.9667
2	1	0.07788298	0.0888429	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	0.1979287	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	0.3686178	0.37199060	1.94591	-0.777061	-0.76529	0.6314
14	0	0.3686178	0.37199060		-0.777061	-0.76529	0.6314
15	1	0.39787228	0.40053648	2.07944	-0.678680	-0.66998	0.6021
16	1	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	0.4255969	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	0.47804950	0.50232112	2.48491	-0.359643	-0.35982	0.4976
22	0	0.502383329	0.50232112		-0.359643	-0.35982	0.4976

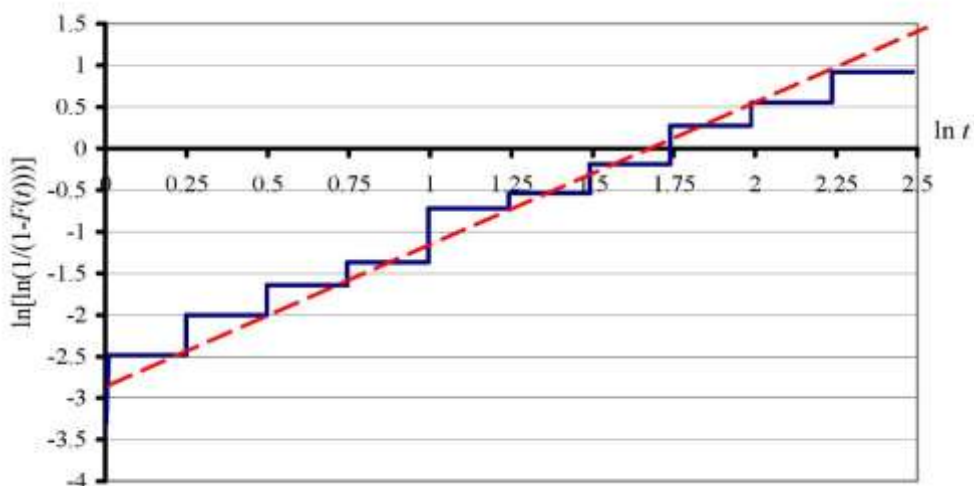


Рис.2.Оцінка функції розподілу (суцільна) напрацювання до відмови кузова напіввагонів і її випрямлення (штрихова лінія) в координатах розподілу Вейбулла

Рядки такої матриці відповідають результатам реєстрації всіх спостережуваних параметрів об'єкта в одному експерименті, а стовпц містять результати спо-

стережень за одним параметром (фактором, варіантом) у всіх експериментах. Параметри, що характеризують об'єкт дослідження, мають різний фізичний зміст, і матриця даних істотно змінюється, якщо змінюються шкали, в яких вимірюються ті чи інші параметри. Матрицю даних ще до проведення аналізу доцільно привести до стандартного виду, тобто стандартизувати значення. Стандартизовану матрицю позначали через  $U$ . Перехід від початкової до стандартизованої матриці здійснювався наступним чином:

1) обчислювалися оцінки математичного сподівання:

$$\mu_1(x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij}, \quad (7)$$

2) визначалися дисперсії кожної варіанти  $j = \overline{1m}$

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

3) обчислювалися елементи стандартизованої матриці:

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

Елементи матриці  $U$  є безрозмірними величинами. Саме матриця  $U$  була об'єктом подальшої обробки.

Кореляційна залежність визначається різними параметрами, серед яких найбільшого поширення набули показники, які характеризують взаємозв'язок двох випадкових величин (парні показники): кореляційний момент, коефіцієнт кореляції.

У даному випадку найбільший інтерес має параметр випадкової величини коефіцієнт кореляції, який визначався за формулою:

$$\rho_{ik} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n u_{ij} u_{ik} \quad (10)$$

де  $u_{ij}, u_{ik}$  - елементи випадкової величини.

У таблиці 3 наведені результати розрахунку кореляційного аналізу.

Таблиця 3

Оцінка параметрів розподілу	Варіанти	
	W	ln t
	$x_1$	$x_2$
$\mu_1$	-1,1728	1,2483
$\mu_2$	0,6325	0,5276
$\sigma$	0,7953	0,7264

Рішення задачі регресійного аналізу розбивалось на кілька етапів:

1) попередня обробка ЕД (експериментальних даних);

2) вибір виду рівнянь регресії;

3) обчислення коефіцієнтів рівняння регресії;

4) перевірка адекватності побудованої функції за результатами спостережень.

Задача визначення функціональної залежності, найкращим чином описує ЕД, пов'язана з подоланням ряду принципів труднощів. У загальному випадку для стандартизованих даних функціональна залежність показника від параметрів представлялася у вигляді:

$$y = f(u_1, u_2, \dots, u_p) + \mathfrak{Z}, \quad (11)$$

де  $f$  - заздалегідь не відома функція, що підлягає визначенню;

$\mathfrak{Z}$  - помилка апроксимації ЕД.

Зазначене рівняння прийнято називати вибірковою рівнянням регресії у на  $u$ . Це рівняння характеризує залежність між варіацією показника і варіаціями факторів.

Функція  $f$  повинна підбиратися так, щоб помилка  $\mathfrak{Z}$  в деякому сенсі була мінімальна.

З метою вибору функціонального зв'язку заздалегідь висувалася гіпотеза про те, до якого класу належить функція  $f$ , а потім підбиралася "краща" функція в цьому класі. Обраний клас функцій володів певною «гладкістю», тобто «невеликі» зміни значень аргументів викликали «невеликі» зміни значень функції.

Зручним для практичного застосування що відповідає вказаним умовам є клас поліноміальних функцій:

$$y = a_0 + \sum_{j=2}^m a_j u_j + \sum_{j=2}^{m-1} \sum_{k=j+1}^m a_{jk} u_j u_k + \sum_{j=2}^m a_{jj} u_j^2 + \dots + \mathfrak{Z}, \quad (12)$$

Окремим випадком, широко застосовуваним на практиці, є поліном першого ступеня або рівняння лінійної регресії:

$$y = a_0 + \sum_{j=2}^m a_j u_j + \mathfrak{Z}, \quad (13)$$

При обчисленні коефіцієнтів рівняння регресії можуть застосовуватися різні заходи для оцінки помилок апроксимації. В якості такого заходу знайшла широке застосування середньоквадратична помилка. На її основі розроблено спеціальний метод оцінки коефіцієнтів рівняння регресії при нормальному розподілі варіантів.

Стосовно до лінійної регресії, для центрованих величин  $u_j$  коефіцієнт  $a_0$  дорівнює нулю, тоді рівняння лінійної регресії приймало такий вигляд:

$$y = \sum_{j=2}^m a_j u_{j,j} + \mathfrak{Z}, \quad (14)$$

При переході від центрованих і нормованих значень показника і параметра отримані рівняння лінійної регресії для вихідних величин:

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

Це рівняння також лінійно щодо коефіцієнта кореляції. Неважко помітити, що центрування і нормування для лінійної регресії дозволило знизити на одиницю розмірність системи рівнянь, тобто спростити рішення задачі визначення коефіцієнтів, а самим коефіцієнтам надати ясний сенс.

За результатами розрахунків отримані наступні види рівнянь регресії для кузова напіввагону

$$y = 0,604x + 1,525$$

Залишкова дисперсія для елементів кузовів склала  $\rho^2 = 0.24$ , що свідчить про прийнятну точність апроксимації.

### Висновки і рекомендації щодо подальшого використання.

Наведені в статті матеріали свідчать про доцільність отриманих розрахунків показників надійності кузовів напіввагонів з урахуванням відмов в експлуатації (повною мірою відбивають реальний стан) повністю співпадають або близькі до реальних показників. Отриманий результат підтверджує обґрунтованість вибору методу оцінки показників надійності за даними про відмови напіввагонів з урахуванням цензурування.

На основі аналізу даних про технічний стан кузовів напіввагонів отримані оцінки функції розподілу нарробітку до відмови елементів кузовів за критерієм виявлення втомних пошкоджень з урахуванням цензурування вибірки. Середня оцінка ймовірності безвідмовної роботи елементів кузова за термін експлуатації  $t = 24$  місяців склала відповідно  $P(t) = 0,81$  при нормованому показнику  $P(t) = 0,85-0,95$ . Невиконання нормованого показника надійності свідчить про необхідність підвищення міцності і динамічних якостей, несучої здатності і надійності вузлів кузова на основі динамічного аналізу напружено-деформованого стану. Пропонований метод оцінки показників надійності кузовів напіввагонів дозволяє на основі

статистичної інформації підвищити точність і достовірність імовірнісних оцінок, тому що поряд з напрацюваннями до відмов враховуються також напрацювання працездатних елементів на момент обстеження.

### Список літератури

1 Конструирование и расчет вагонов [Текст]: учебник для вузов ж.-д. трансп./ В.В.Лукин, Л.А.Шадур, В.Н.Котуранов, А.А.Хохлов, П.С.Анисимов.; под общ. ред. В.В.Лукина. - М.: УМК МПС России, 2000. 731с.

2 Афанасьев, И.А. Метод расчетного обоснования конструкции кузова полувагона повышенной ремонтпригодности / И.А. Афанасьев // Автореферат дисс. канд. тех. наук. – Москва: МИИТ, 2001.

3 Нормы расчета и проектирования вагонов железных дорог МПС колеи 1520 мм (несамоходных) [Текст]. М.: ГосНИИВ-ВНИИЖТ, 1996. – 354с.

4 Аронов И.З., Бурдасов Е.И. Оценка надежности по результатам сокращенных испытаний [Текст]. -М.: Из - во стандартов, 1977. – 184

5 Анализ надежности технических систем по цензурированным выборкам [Текст]/ В.М.Скрипник, А.Е.Назин, Ю.Г.Приходько, Ю.Н.Благовещенский. - М.: Радио и связь, 1988. - 184 с

6 Зайнетдинов Р.И. Развитие методов оценки работоспособности несущих конструкций подвижного состава с использованием закономерностей самоорганизации и самоподобия [Текст]: Дисс. докт. техн. наук. – М.: МИИТ, 2000. – 435 с.

### Анотації:

В статті представлені особливості та результати розробленого методу оцінки показників надійності складових елементів кузовів сучасних напіввагонів з урахуванням цензурування вибірки на основі даних експлуатації

В статье представлены особенности и результаты разработанного метода оценки показателей надежности составных элементов кузовов современных полувагонов с учетом цензурирования выборки на основе данных эксплуатации

In the article the presented features and results of the developed method of estimation of reliability of component elements of baskets of modern semicars indexes are taking into account censuruvannya of selection on the basis of information of exploitati