

ВИЗНАЧЕННЯ ПОХИБКИ МЕТОДУ ПРОГНОЗУВАННЯ ОПТИМАЛЬНОГО ЗАЛИШКОВОГО РЕСУРСУ СКЛАДОВОЇ ЧАСТИНИ МАШИНИ

Посвятенко Е.К., д.т.н., професор

Національний транспортний університет

Сушко О.В., к.т.н.

Таврійський державний агротехнологічний університет

Тел. (061) 42-13-54

Анотація – в статті представлено основні положення приватної методики визначення статистичної оцінки фактичного середнього ресурсу і уточнення існуючого методу прогнозування технічного стану машин та їх складових частин.

Ключові слова – імітаційні моделі, прогнозування, параметр, ресурс, технічний стан, методи побудови моделей прогнозування.

Постановка проблеми. Основою всякого наукового прогнозування є математична модель зміни прогнозованої величини в залежності від заданих показників (частіш за все від часу та напрацювання). Похибка прогнозування суттєво залежить від ступеня адекватності такого описання відповідному реальному процесу. У свою чергу, точність моделі можна виявити шляхом експериментальної перевірки правомірності допущень та припущень, зроблених при будівництві цієї моделі.

Таким чином, для встановлення точності існуючих методів індивідуального прогнозування технічного стану агрегатів машин необхідно мати потужний статистичний матеріал у вигляді ансамблів реалізацій діагностичних параметрів. Така інформація була зібрана експериментальним шляхом та за літературними джерелами [1]. В результаті її обробки виявилось, що цілий ряд припущень, на яких заснований існуючий метод прогнозування, у багатьох випадках виконується лише частково, а іноді не виконується зовсім. У зв'язку з цим виникла потреба в розробці більш загальної моделі зміни ресурсного параметра в залежності від напрацювання та на її основі отримання функції умовного розподілу залишкового ресурсу.

Аналіз останніх досліджень. Розроблено чимало методів прогнозування стану технічних пристроїв, які було проаналізовано та зроблено висновок, що найбільш задовольняючим меті нашої роботи є класифікація стратегій ремонту, що передбачає такі стратегії відновлення ресурсу: за потребою після відмови; регламентована за напрацюванням; за фактичним станом [2,3]. А при обробці статистичного матеріалу найбільш зручним є метод статистичних випробувань на ЕОМ (метод Монте-Карло),

який доцільніше використовувати для побудови імітаційної моделі, яка передбачає як процеси зміни технічного стану агрегатів та вузлів машини за весь строк служби, так і процес обслуговування її ремонтними роботами згідно зі стратегією, яку необхідно перевірити [4]. При цьому при розробці спеціальної моделі для вирішення задач даного розслідування слід врахувати ряд досягнень та методів, які наведені в роботах [5,6,7].

Формулювання цілей статті. Метою роботи є визначення похибки існуючого методу прогнозування залишкового ресурсу складової частини машини та представлення основних положень розробленої приватної методики визначення статистичної оцінки фактичного середнього ресурсу з метою розробки загальної моделі зміни ресурсного параметра в залежності від напрацювання.

Основна частина. Найбільш достовірну перевірку існуючого методу прогнозування $t_{зал}$, заснованого на моделі та дозволяючого визначити функцію розподілу залишкового ресурсу, можна здійснити на основі відомих статистичних критеріїв згоди теоретичних і емпіричних розподілів [2,3]. Однак, навіть при використанні більш потужного критерію ω^2 необхідно мати згідно ГОСТ 11.006-74 не менше 50 фактичних значень ресурсу. Оскільки нам необхідно отримати умовну функцію розподілу, то це означає, що 50 і більше реалізацій діагностичного параметра повинні проходити через одну точку з координатами (t_k, u_k) або в безпосередній близькості від неї. Вивчення зібраних експериментальних даних з динаміки параметрів технічного стану вузлів і деталей машин [1] показало, що в кращому випадку не більш за третину всіх наявних реалізацій задовольняють вказаній умові. Отже, для виконання такої перевірки необхідно мати більше ніж 150 реалізацій, кожна з яких повинна містити по 4 - 6 фактичних значень параметра аж до граничного. Вочевидь, виконати таке завдання стосовно ресурсних параметрів практично неможливо. Оскільки оцінка математичного очікування набагато більш статистично стійка, ніж емпіричні частоти [2], було вирішено здійснювати статистичну оцінку середнього залишкового ресурсу. У численних попередніх дослідженнях встановлено, що розподіл ресурсу агрегатів добре узгоджується із законом Вейбулла, причому коефіцієнт варіації ресурсу в більшості випадків знаходиться в діапазоні від 0,3 до 0,5. Тоді для забезпечення відносної точності оцінки показників надійності $\delta = 0,2$ при довірчій вірогідності $\beta = 0,8$ необхідно мати 3-8 об'єктів спостережень згідно ГОСТ 17510 – 79 для плану [NUN]. Отже, з урахуванням вищевикладеного, потрібно отримати ансамблі по 9 - 24 реалізацій ресурсних параметрів технічного стану вузлів і агрегатів для достовірної перевірки існуючого методу прогнозування [4, 5].

Таким чином, отриманий досить широкий експериментальний матеріал з динаміки діагностичних параметрів основних вузлів і агрегатів. Використання цих даних для визначення погрішності існуючого методу прогнозування середнього ресурсу складової частини, який розраховують згідно [7], представлено нижче.

Розроблена наступна приватна методика статистичної оцінки фактичного середнього залишкового ресурсу.

При деякому фіксованому значенні u_k вибрати таку величину напрацювання t_k , щоб у інтервалі біля неї, довжиною $\pm 15\%$ від t_m (міжконтрольного напрацювання), знаходилося не менше 5 реалізацій. Графічно це означає, що 5-7 реалізацій перетинають рівень u_n при напрацюванні $t_k \pm 15\%$ від t_m . Підрахувати фактичний залишковий ресурс $\hat{t}_{зал_i}$ кожного i -го агрегату, який відповідає одній з вказаних реалізацій, згідно загальноприйнятому методу:

$$\hat{t}_{зал_i} = t_{n_i} - t_k, \quad i = \overline{1, m}, \quad (1)$$

де t_{n_i} - напрацювання, при якому зміна параметра i -го агрегату дорівнює u_n .

Оцінку середнього фактичного залишкового ресурсу $\hat{t}_{зал}^{cp}$ розраховуємо для кожної з вибраних вищевказаним чином точок (t_k, u_k) як середнє арифметичне всіх m отриманих за формулою (1) значень. Визначивши вибіркоче середнє квадратичне відхилення $\hat{\sigma}_{t_{зал}}$, знайти довірчий інтервал середнього залишкового ресурсу $t_{зал}^{cp}$ при довірчій вірогідності $\beta = 0,8$ за формулою [2]:

$$\hat{t}_{зал}^{cp} - t_{\beta, m-1} \frac{\hat{\sigma}_{t_{зал}}}{\sqrt{m}} < t_{зал}^{cp} < \hat{t}_{зал}^{cp} + t_{\beta, m-1} \frac{\hat{\sigma}_{t_{зал}}}{\sqrt{m}} \quad (2)$$

де $t_{\beta, m-1}$ – квантиль розподілу Ст'юдента з числом ступенів свободи $\kappa = m-1$.

Результати розрахунку по деяким діагностичним параметрам (таблиця 1) показали, що відносна погрішність визначення середнього залишкового ресурсу в середньому складає від 14 до 25 %, іноді досягаючи 45 – 50%, та істотно залежить від розташування фактичної точки (t_k, u_k) . Приблизно в половині всіх випадків значення $t_{зал}^{cp}$ не потрапило в довірчий інтервал фактичного середнього залишкового ресурсу при $\beta = 0,8$. Не підтвердився факт прямої пропорційної залежності між середнім залишковим ресурсом і напрацюванням до моменту контролю, який витікає з формули (7), [4]. Таким чином, аналіз результатів застосування існуючого методу прогнозування середнього залишкового ресурсу показав, що його необхідно уточнити.

Зібраний статистичний матеріал дозволив також розрахувати погрішність статистичної оцінки показників, від яких залежить згідно [4] умовна вірогідність відмови $Q\{t_{зал}/u(t_k) = u_k\}$. Завдяки цьому можна знайти середньоквадратичну погрішність існуючого методу прогнозування оптимального залишкового ресурсу $t_{зал}^{opt}$. З цією метою скористаємося відомим з теорії вимірювань «законом складання помилок» [3], який полягає в підсумовуванні квадратів незалежних складових погрішності, які

визначаються за допомогою апарату приватних похідних, тобто за формулою:

$$\sigma_{t_{зал}^{onm}} = \sqrt{\sum_{i=1}^k \left(\frac{\partial t_{зал}^{onm}}{\partial a_i} \sigma_{a_i} \right)^2}, \quad (3)$$

де $\frac{\partial t_{зал}^{onm}}{\partial a_i}$ – чутливість $t_{зал}^{onm}$ до зміни показника a_i ;

σ_{a_i} – середня квадратична погрішність оцінки показника a_i ;

k – кількість показників.

Таблиця 1 - Погрішність визначення середнього залишкового ресурсу існуючим методом

Діагностичний параметр	Трактор	Значення параметра в момент контролю, u_k	Напрацювання до моменту контролю мото-год, t_k	Середній залишковий ресурс, мото-год.			
				Фактичний		За ГОСТ 21571-92	
				значення	довірчий інтервал, $\beta=0,8$	значення	відносна погрішність, %
Кількість газів, що прориваються в картер	МТЗ-82	0,6	750 ± 100	640	570 - 710	500	21,9
			1150 ± 100	740	660 - 820	770	- 4,1
	ДТ-75	0,4	1100 ± 150	1030	920 - 1140	930	9,7
			1500 ± 150	1100	930 - 1220	1260	-14,5
Висота ґрунтозацепів протектора	МТЗ-82	0,6	1000 ± 100	850	750 - 950	400	52,9
			1500 ± 150	720	600 - 840	600	16,7
Осьовий зазор в підшипниках опірних катків, за даними [17]	ДТ-75	0,5	1250 ± 120	1140	990 - 1290	880	22,8
			1500 ± 120	950	900 - 1160	1060	-11,6

Найбільший вплив на величину $Q(t_{зал})$ дає відносна середня погрішність прогнозування σ_n . Методика її розрахунку побудована таким чином, що погрішність статистичної оцінки інших впливових показників (тобто α , u_k , t_k) призводить до відповідного збільшення цієї характеристики. Автори даного методу припускають, що величина σ_n не залежить ні від напрацювання t_k , ні від значення параметра u_k , ні від залишкового ресурсу $t_{зал}$. Проте розрахунки на основі наявних даних по динаміці діагностичних параметрів показали, що при зміні $t_{зал}$ у 2 рази від $0,5t_m$ до t_m в більшості випадків статистична оцінка σ_n зменшується на 35 - 68%, а в середньому – на 51%. Пояснюється це тим, що в 76% всіх випадків не підтверджується зроблене авторами даної теорії припущення про пряму пропорційну залежність між абсолютною погрішністю прогнозування і математичним очікуванням прирощення параметра за однаковий період. В результаті

встановлено, що середня квадратична погрішність оцінки величини лежить в межах від 0,24 до 0,57 для різних параметрів і в середньому складає 0,39.

Економічні характеристики ремонту також істотно впливають на формування середньої квадратичної погрішності оптимального залишкового ресурсу $t_{зал}^{onm}$. Можливий діапазон зміни втрат від простою по технічними причинами вельми великий, але точний кількісний розрахунок важко розрахувати. Враховуючи приведені дані [7], можна в першому наближенні прийняти середньоквадратичну погрішність величини A_0 рівною $\sigma_{A_0} = 0,20$.

Чутливість оптимального залишкового ресурсу до зміни вказаних характеристик розраховується по наявних універсальних таблицях [2], входами яких служать величини u_k / u_n , σ_n , A_0 , α . Оскільки вони незалежні через свою фізичну природу, то можна використовувати формулу (3). У результаті отримаємо оцінку знизу середньоквадратичної погрішності:

$$\sigma_{t_{зал}^{onm}} = \sqrt{\left(\frac{\partial t_{зал}^{onm}}{\partial \sigma_n} \cdot \sigma_n\right)^2 + \left(\frac{\partial t_{зал}^{onm}}{\partial A_0} \cdot \sigma_{A_0}\right)^2} = \sqrt{(0,33 \cdot 0,39)^2 + (0,027 \cdot 0,20)^2} = 0,13 \quad (4)$$

Оскільки в таблицях [2] значення $t_{зал}^{onm}$ нормовані в долях напрацювання до моменту контролю i_k , то в тих же одиницях виходить оцінка $\sigma_{i_{зал}^{onm}}$, тобто середня квадратична погрішність прогнозування оптимального залишкового ресурсу складає близько 13% від t_k . Напрацювання агрегатів сучасних тракторів до ресурсного діагностування, за результатами якого ухвалюють рішення про залишковий ресурс до їх капітального ремонту в межах наступного міжконтрольного інтервалу, складає в середньому 2700-3300 мото-год. При цьому середній залишковий ресурс знаходиться в межах 700-1000 мото-год. Отже, середня квадратична погрішність $\sigma_{i_{зал}^{onm}}$ дорівнює 350-430 мото-год., або 42-50%. Якщо прийняти $A_0 = 1,5$, то така погрішність визначення $t_{зал}^{onm}$ призводить до збільшення питомих витрат на 20% при $u_k = 0,9$ і на 13% при $u_k = 0,6$, а в середньому – на 16 %.

Висновки. Таким чином, існуючий метод прогнозування оптимального залишкового ресурсу обумовлює середню квадратичну погрішність не менше 350-430 мото-год., що призводить до підвищення середніх питомих витрат на ремонт на 16%. Це переконливо доводить необхідність побудови більш адекватного дійсності описання реального процесу зміни діагностичного параметра та розробки на цій основі точнішого і достовірнішого методу визначення залишкового ресурсу складової частини.

Література.

1. Сушко О.В. Підвищення ефективності ремонту дизелів транспортних засобів оптимізацією ремонтно-обслуговуючих дій // О.В. Сушко. –Дисс. канд. техн. наук. – К.: 2007. – 178 с.

2. ГОСТ 21571-92. Система технического ремонта и обслуживания техники. Методы определения допускаемого отклонения параметра технического состояния и прогнозирования остаточного ресурса составных частей агрегатов машин. – М.: Издательство стандартов, 1992. – 76 с.

3. *Вентцель Е.С.* Исследование операций // *Е. С. Вентцель.* – М.: Советское радио, 1972. – 552 с.

4. *Посвятенко Е.К., Сушко О.В.* Огляд методів індивідуального прогнозування технічного стану машин // Науково - техніч. збірник «Вісник НТУ» / *Е.К. Посвятенко, О.В. Сушко* : Київ. – № 17. – 2011р. – с.

5. *Сушко О.В.* Методика визначення граничних значень основних техніко-економічних параметрів двигунів з метою підвищення ефективності ремонту транспортних засобів. Свідоцтво № 15864, Україна. / *О.В.Сушко.* – Заявлено 10.01.06, зареєстровано 01.03.06 № 15927.

6. *Сушко О.В.* Описання імітаційних моделей, які використовуються для дослідження системи технічного обслуговування та ремонту машин // Праці ТДАТУ / *О.В. Сушко* – Випуск 9. – т. 4. – Мелітополь. –2010 р.– с. 37-41.

7. Методические указания по прогнозированию технического состояния машин . М.: ОНТИ ГОСНИТИ, 1972.- 215 с.