

## ІНДИВІДУАЛЬНЕ ПРОГНОЗУВАННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ МАШИН ТА РОЗРОБКА МЕТОДУ ВИЗНАЧЕННЯ УМОВНОЇ ФУНКЦІЇ РОЗПОДІЛУ ЇХ ЗАЛИШКОВОГО РЕСУРСУ

О.В. Сушко, О.С. Колодій, О.В. Пеньов

Таврійський державний агротехнологічний університет імені Дмитра Моторного, Україна

Кореспонденція авторів: *Olgasova1960@gmail.com*

Історія статті: отримано – 2019, акцептовано – 2019.  
Бібл. 19.

**Анотація.** Зроблений огляд методів індивідуального прогнозування технічного стану машин та їх складових частин при описанні процесів зміни діагностичних параметрів у залежності від напрацювання. Доведено, що більшість існуючих методів прогнозування оптимального залишкового ресурсу обумовлюють середню квадратичну погрішність не менше ніж 350 - 430 мото-годин. Це стало підставою для побудови більш адекватного дійсності описання реального процесу зміни діагностичних параметрів та розробки на цій основі точнішого і достовірнішого методу визначення залишкового ресурсу складової частини. Наведені основні положення розробки нового методу визначення умовної функції розподілу залишкового ресурсу складових частин машини. Отримані рівняння визначення математичного очікування процесу зміни параметрів, величини залишкового та середнього остаточного ресурсів, запропоновано спосіб, який дозволяє оцінити мінімальне можливе значення часу кореляції. Отримана умовна функція розподілу залишкового ресурсу, яка добре узгоджується з трьохпараметричним розподілом Вейбулла та дозволяє спрогнозувати вірогідність відмови. Порівняння середнього залишкового ресурсу, визначеного за розробленим методом, з відповідними фактичними значеннями діагностичних параметрів, показало їх близьку відповідність: практично всі значення середніх залишкових ресурсів знаходяться в межах встановленого за експериментальними даними довірчого інтервалу.

**Ключові слова:** прогнозування, ресурсні параметри, технічний стан, імітаційні моделі, методи побудови моделей прогнозування, залишковий ресурс.

### Постановка проблеми

Визначення техніко-економічних характеристик практичного застосування будь-якої стратегії постановки машин в ремонт може бути здійснено декількома шляхами. Найбільш достовірним, вочевидь, є прямий натурний експеримент. Однак, в реальних умовах експлуатації сільськогосподарської техніки такий експеримент у повному обсязі провести дуже складно, так як для цього знадобиться час, порівняний зі строком служби тракторів, та значні витрати на збирання усієї необхідної первинної інформації по відмовам та витратам на ремонт. Є й принципове

обмеження: в умовах реального сільськогосподарського виробництва неможливо отримати «чисту» стратегію призначення ремонту, тому що внаслідок впливу багатьох різноманітних факторів завжди фактично має місце змішана дисципліна обслуговування ремонтними роботами.

Можливий інший шлях вирішення вказаної задачі – аналітичний. Для визначення техніко-економічних характеристик стратегії ремонту за фактичним станом необхідно здійснити усереднення як за множиною різних технічних станів кожного агрегату, так і за множиною машин та їх складових частин, що вимагає використовувати апарат багатократних інтегралів. Записати їх у вигляді елементарних функцій не завжди вдається, тому доводиться вести розрахунки численними методами, серед яких найбільш доступним і зручним є метод статистичних випробувань (метод Монте-Карло) [1, 2]. У такому разі доцільніше використовувати цей метод для побудови імітаційної моделі, в якій наводяться 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.

Для встановлення точності існуючих методів індивідуального прогнозування технічного стану агрегатів машин треба мати потужний статистичний матеріал у вигляді ансамблів реалізацій діагностичних параметрів. В результаті обробки такого матеріалу виявилось, що цілий ряд припущень, на яких заснований існуючий метод прогнозування, у багатьох випадках виконується лише частково, а іноді не виконується зовсім [3, 4]. 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 [5].

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

Прогнозуванню ресурсу та міжремонтного напрацювання присвячено багато досліджень, у яких отримані дуже змістовні результати. Розроблено

чимало методів прогнозування стану технічних пристроїв, під яким розуміють «науково обґрунтоване судження про можливі стани об'єкту у наступному та (чи) про альтернативні шляхи та терміни їх існування» [6, 7, 8]. Однак, великий досвід використання на практиці в різних областях виробництва оптимальних правил та нормативів регламентованої стратегії ремонту показав, що в багатьох випадках її ефективність є низькою [9]. Це зумовлено тим, що напрацювання або календарний час роботи складної машини далеко не завжди тісно пов'язано з її реальним технічним станом, оскільки коефіцієнти варіації доремонтних та міжремонтних ресурсів складових частин сучасних тракторів досить великі ( $V = 0,3 - 0,5$ ), причому при зростанні середнього ресурсу величина  $V$  також збільшується [10]. Найбільш задовольняючим цілі даної роботи представляється класифікація стратегій ремонту, яка передбачає такі стратегії відновлення ресурсу: за потребою після відмови; регламентована за напрацюванням; за фактичним станом [9].

Попередніми дослідженнями [11, 12] встановлено, що існуючий метод прогнозування оптимального залишкового ресурсу обумовлює середню квадратичну погрішність не менше 350 - 430 мотогод., що призводить до підвищення середніх питомих витрат на ремонт. Це довело 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.

Зроблено висновок, що описання випадкового процесу зміни ресурсних параметрів  $u(t)$ , де  $z(t)$  є стаціонарний нормальний випадковий процес, з достатньою точністю та достовірністю відображає реальний процес зміни ресурсного параметру і може бути взято за основу для прогнозування остаточного ресурсу складових частин машин за результатами їх діагностування [12, 13].

### Мета досліджень

Метою роботи є вибір та обґрунтування оптимального методу прогнозування технічного стану машин та їх складових частин на основі динаміки зміни ресурсних параметрів та розробка нового методу визначення умовної функції розподілу залишкового ресурсу складової частини машини для визначення загальної моделі процесу технічної експлуатації мобільної техніки.

### Результати досліджень

Розуміючи умовний характер будь-якої класифікації, розглянемо такі ознаки, які допоможуть у рішенні наших задач прогнозування ресурсу, сформулювавши основні вимоги до «ідеального» методу прогнозування.

1. Адекватність прийнятої математичної моделі процесу його фактичним характеристикам.

2. Мінімальна погрішність визначення ресурсу.

3. Можливість врахування економічних характеристик відновлення працездатного стану (ремонту), у тому числі простоїв.

4. Простота використання в умовах рядової експлуатації.

Всі способи індивідуального прогнозування звичайно поділяють на детерміновані та імовірнісні.

Для описання процесу зміни діагностичних параметрів у залежності від напрацювання застосовуються різні типи функцій: лінійна, ступенева, експоненціальна, логарифмічна, дробово-лінійна та ін. Порівняння їх природності для цілей прогнозування показало, що за критерієм середньої квадратичної погрішності вони приблизно рівноцінні, але ступенева функція обумовлює мінімальне значення коефіцієнту варіації ресурсу [9]. Таким чином, для апроксимації математичного очікування процесу зміни параметра найбільш прийнятною є функція виду:

$$U(t) = V t^\alpha, \quad (1)$$

де  $U(t)$  – зміна параметра за час  $t$ :

$$U(t) = \Pi(t) - \Pi_n - \Delta\Pi;$$

$V$  – показник швидкості зміни параметра;

$\alpha$  – показник ступеня, який характеризує процес накопичування зносу;

$\Pi_n$  – номінальне значення діагностичного параметра;

$\Delta\Pi$  – показник, який відображає зміну параметра в період припрацювання.

Розглянемо дослідження, які спираються на стохастичний характер процесу зміни технічного стану агрегатів машин, тобто імовірнісні методи побудови моделей прогнозування. В найбільш загальному вигляді цей процес можливо представити у вигляді суми трьох складових [6, 7, 8]:

$$U(t) = A(t) + B(t) + C(t), \quad (2)$$

Тут  $A(t)$  – випадкова функція, яка описує монотонний процес накопичування з наростанням напрацювання незворотних змін у об'єкті (так називаний тренд процесу);  $B(t)$  – випадкова функція, яка описує зміну параметра під впливом великого числа стохастичних зовнішніх факторів;  $C(t)$  – випадковий процес, який обумовлюється наявністю погрішності діагностичних засобів та методів (майже завжди його можна рахувати випадковою величиною).

Другу та третю складові важко розділити, тому їх часто об'єднують. Загальний вигляд процесу  $U(t)$  та методи його прогнозування залежать від того, яка складова домінує та які її статистичні характеристики. Не претендуючи на загальність міркування можна представити три можливих типу процесів:

1. Переважання тільки монотонної складової  $A(t)$  або її повне домінування – ансамбль плавних гладких кривих, які отримують в лабораторних випробуваннях або ж при нагляді за працюючими в постійних умовах і в одному и тому ж режимі машинами (практично не зустрічається на практиці) [7]. Відмінність між об'єктами в цієї ситуації пояснюється тільки розсіюванням їх внутрішніх конструктивних характеристик.

2. Наявність усіх трьох складових у відносно рівному ступені, причому автокорреляційна функція процесу  $B(t)$  спадає досить повільно – набір ламаних

переплетених кривих [7]. Така «поведінка» характерна для процесів зношування та зміни ресурсних параметрів технічного стану агрегатів і вузлів механічних систем.

3. Переважання випадкової функції  $B(t)$ , слабка кореляція між прирощеннями процесу навіть на сусідніх інтервалах напрацювання – що багаторазово перетинаються, дуже переплетені криві [8]. Процеси цього типу характерні для регулювальних і діагностичних параметрів у тих випадках, коли вплив зовнішніх факторів є визначальним.

У роботах [8, 9, 10] вказується, що вони використовують ідею методу канонічних розкладень для представлення випадкового процесу зміни параметра у вигляді суми:

$$U(t) = V t^\alpha + Z(t), \quad (3)$$

де  $Z(t)$  – випадковий процес відхилення фактичних значень параметра від гладкої апроксимуючої кривої.

Насправді це описання еквівалентно виразу (2) та реалізує спосіб прогнозування, який називається екстраполяцією часових рядів [10]. Спадковий процес задається формулою:

$$Z(t_k + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}}) = V' [V(t_k + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}})^\alpha - V t_k^\alpha] \quad (4)$$

Рахуючи, що випадкова величина відносної швидкості зміни похибки прогнозування  $V'$  має нормальний розподіл, нульове математичне очікування та постійну дисперсію, отримано розподілення залишкового ресурсу  $\sigma_n^2$ :

$$Q(t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}}) = I \int_{-\infty}^{\hat{A}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx; \quad (5)$$

$$\hat{A} = \frac{U_n / u_k - (I - t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}} / t_k)^\alpha}{[(I + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}} / t_k)^\alpha - I] \sigma_n}$$

Для індивідуального прогнозування найбільш «зручні» процеси 1-го типу. Ансамбль його реалізацій може бути заданий формулою 1, де випадковою величиною є показник швидкості  $V$ . Якщо в результаті діагностування отримана точка з координатами  $(t_k, u_k)$ , то залишковий ресурс складальної його частини легко визначити з системи двох рівнянь [11]:

$$U_k = V t_k^\alpha, U_n = V (t_k + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}})^\alpha \quad (6)$$

де  $U_n$  – гранична зміна параметру,  $U_n = P_n - P - \Delta P$ .

Вирішивши її, знайдемо величину залишкового ресурсу:

$$t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}} = \left[ \left( \frac{U_n}{U_k} \right)^{1/\alpha} - I \right] t_k \quad (7)$$

Якщо величина показника швидкості зміни параметра  $V$  конкретної складової частини відома (так можна вважати за наявності не менше трьох результатів її діагностування), то її середній остаточний залишковий ресурс знайти вельми просто:

$$t_{\text{зал}}^{\text{cp}} = \left( \frac{U_n}{V} \right)^{1/\alpha} - t_k \quad (8)$$

Для визначення умовної вірогідності відмови врахуємо монотонний характер процесу зміни ресурсного параметра, оскільки в цьому випадку умовні функції розподілу ресурсу  $F(t_{\text{зал}}/u)$  та параметра  $F(u/t_{\text{зал}})$  пов'язані співвідношенням [12]:

$$F(t_{\text{зал}}/u) = 1 - F(u/t_{\text{зал}}). \quad (9)$$

Враховуючи це, можна записати для випадкової величини залишкового ресурсу  $\theta$  і випадкової величини зміни параметра  $\psi$  такий вираз:

$$P\{\theta \leq t_{\text{зал}} / u(t_k) = u_k\} = 1 - P\{\psi \leq u_n / \theta(u_k) = t_{\text{зал}}\} \quad (10)$$

Звідси за формулами теорії вірогідності з урахуванням математичної моделі [9] процесу  $u(t)$  отримаємо:

$$P\{t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}} / u(t_k) = u_k\} = P\{Z_{t_k} + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}} \geq u_n - V(t_k + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}})^\alpha / Z_{t_k} = u_k - V t_k^\alpha\} \quad (11)$$

У правій частині останнього рівняння стоїть вираз умовної вірогідності, яку можна визначити за допомогою формули умовного нормального розподілу [6], оскільки випадкові величини  $Z(t_k)$  і  $Z(t_k + t_{\text{зал}})$  розподілені нормально. Остаточо матимемо:

$$Q(t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}}/u_k) = P\{Z(t_k + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}}) \geq u_n - V \cdot (t_k + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}})^\alpha / u_k\} = \hat{O} \left[ \frac{V \cdot (t_k + t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}})^\alpha + \rho_z \cdot (u_k - V t_k^\alpha) - u_n}{\sigma_z \sqrt{1 - \rho_z^2(t_{\zeta\hat{\alpha}\hat{\epsilon}})}} \right], \quad (12)$$

де  $\Phi(x)$  – табульований інтеграл вірогідності, тобто:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-y^2/2} dy.$$

Аналіз виду автокореляційної функції  $\rho_z(\tau)$  випадкового процесу  $z(t)$  різних діагностичних параметрів, яка входить в цю формулу, свідчить про те, що в першому наближенні її можна апроксимувати кусково-лінійною залежністю:

$$\rho_z(\tau) = 1 - \tau/\tau_{\text{кор}} \quad \text{при } \tau \leq \tau_{\text{кор}};$$

$$\rho_z(\tau) = 0 \quad \text{при } \tau > \tau_{\text{кор}}, \quad (13)$$

Тут  $\tau_{\text{кор}}$  – час кореляції, тобто напрацювання, після закінчення якого стохастичним зв'язком між значеннями процесу  $z(t)$  можна знехтувати.

Дослідження показали, що форма функції  $\rho_z(\tau)$  практично не впливає суттєво на величину залишкового ресурсу. Тому автокореляційну функцію процесу  $z(t)$  будемо записувати у вигляді (13).

Для визначення часу кореляції  $\tau_{\text{кор}}$  слід обчислити середнє арифметичне визначених за формулою (10) коефіцієнтів кореляції, що стоять на діагоналі, паралельній головній діагоналі кореляційної матриці  $r_{cp}$  [14] і потім здійснити зворотнє перетворення Фішера:

$$\rho_z(t_M) = \text{th}r_{cp} = \frac{\exp(-r_{cp}) + \exp(r_{cp})}{\exp(-r_{cp}) - \exp(r_{cp})}. \quad (14)$$

Повторивши аналогічні дії для інших діагоналей матриці кореляцій, можна розрахувати значення автокореляційної функції при  $\tau = 2t_m, 3t_m, \dots, mt_m$ . Після треба побудувати графік функції  $\rho_Z(\tau)$  і визначити абсцису його перетину з віссю  $Q\tau$ . Це і буде час кореляції  $\tau_{кор}$ .

Зрозуміло, що такий шлях обчислення показника  $\tau_{кор}$  вельми складний, а при обмеженому обсязі вихідних даних може дати велику похибку. Пропонуємо інший спосіб, який дозволяє оцінити мінімальне можливе значення  $\tau_{кор}$ . Як вже відмічалось, процес зміни ресурсного параметра є монотонним. Для визначеності розглянемо монотонно не збутий процес  $u(t)$ . Якщо при  $t_k$  процес мав значення  $u_k$ , то через деякий інтервал часу  $\tau$  значення процесу  $u(t_k + \tau)$  повинно бути не менше  $u_k$ , тобто  $u(t_k + \tau) \geq u_k$ . Згідно моделі [11] кореляція між  $Z(t_k)$  і  $Z(t_k + \tau)$  повинна бути такою, щоб забезпечити виконання нерівності:

$$V(t_k + \tau)^\alpha + Z(t_k + \tau) \geq Vt_k^\alpha + Z(t_k) \quad (15)$$

Використавши наближені формули розкладання в ряди [15] і ряд допущень, а також врахувавши відомі діапазони можливої зміни параметрів  $V$ ,  $t_k$ ,  $\alpha$ ,  $\tau$ , отримаємо у результаті наближену оцінку часу кореляції:

$$\tau_{кор} = \frac{2,3T_{cp}(1+V)\sigma_Z}{\alpha u_n}, \quad (16)$$

де  $T_{cp}$  і  $V$  – середній ресурс елемента та його коефіцієнт варіації.

Однак на практиці типовою є ситуація, коли відоме тільки одне значення діагностичного параметра вузла або агрегату. В цьому випадку скористаємося функцією щільності розподілу  $f_V(V)$  випадкової для множини елементів величини  $V$ , яку можна визначити, наприклад, виходячи з функції розподілу ресурсу елемента по параметру. Вважаючи, що ресурс має трьохпараметричний розподіл Вейбулла з параметрами форми  $b$ , масштабу  $a$  та зсуву  $c$  отримаємо:

$$f_V(V) = \frac{b}{\alpha a^b} V^{-\frac{1+\alpha}{a}} (V^{1/\alpha} - c)^{b-1} \exp\left[-\frac{(V^{1/\alpha} - c)^b}{a^b}\right]. \quad (17)$$

Враховуючи, що у момент контролю  $Z(t_k) = U_k - Vt_k^\alpha$  ми могли б визначити умовну вірогідність відмови при напрацюванні  $t = t_k + t_{зал}$  за формулою (11), але тепер величина  $V$  нам не відома. Тому застосуємо відому формулу повної вірогідності безперервних випадкових величин [15] для визначення безумовної двомірної щільності розподілу випадкового процесу  $Z(t)$ :

$$f(Z_1, Z_2) = \int_0^\infty f_V(V) f(Z_1, Z_2/V) dV. \quad (18)$$

Тут  $f(Z_1, Z_2/V)$  – умовний двомірний нормальний розподіл у якому  $Z_1 = u_1 - Vt_1^\alpha$ ,  $Z_2 = u_2 - Vt_2^\alpha$ , тобто:

$$f(Z_1, Z_2/V) = \frac{1}{2\pi\sigma_Z^2 \sqrt{1-\rho_Z^2(\tau)}} \exp\left\{-\frac{Z_1^2 + Z_2^2 - 2\rho_Z(\tau)Z_1 \cdot Z_2}{2\sigma_Z^2[1-\rho_Z^2(\tau)]}\right\} \quad (19)$$

За формулою умовної вірогідності аналогічно попередньому отримаємо:

$$f(Z_2/Z_1) = \frac{f(Z_1, Z_2)}{f(Z_1)} = \frac{\int_0^\infty f_V(V) \cdot f(Z_1, Z_2/V) dV}{\int_0^\infty f(Z_1/V) f_V(V) dV}, \quad (20)$$

$$\text{де } f(Z_1/V) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_Z^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{(u_1 - Vt_1)^\alpha}{2\sigma_Z^2}\right\} - \text{нор-}$$

мальний розподіл випадкового процесу  $Z(t)$  в перерізі  $t = t_1$  за умови, що показник швидкості дорівнює  $V$ .

Поклавши

$$Z_1 = Z_k = U_k - Vt_k^\alpha, Z_2 = U_n - V(t_k + t_{зал})^\alpha,$$

запишемо шукану умовну вірогідність відмови  $Q(t_{зал}/u_k)$ , яка задана виразом (11) з використанням отриманої залежності (20):

$$Q(t_{зал}/u_k) = \int_{U_n - V(t_k + t_{зал})^\alpha}^\infty f(Z_2/Z_1) dZ_2 = \int_{U_n - V(t_k + t_{зал})^\alpha}^\infty \frac{\int_0^\infty f(Z_1, Z_2/V) f_V(V) dV}{\int_0^\infty f(Z_1/V) f_V(V) dV} dZ_2 \quad (21)$$

Враховуючи, що інтеграл в знаменнику (20) не залежить від  $Z_2$  і, помінявши порядок інтегрування в чисельнику, отримаємо:

$$Q(t_{зал}/u_k) = \frac{\int_0^\infty f_V(V) \left\{ \int_{-\infty}^{V(t_k + t_{зал})^\alpha - U_n} \frac{1}{\sigma_Z \sqrt{2\pi(1-\rho_Z^2)}} \exp\left[-\frac{(u_k - Vt_k)^\alpha + Z_2^2 - 2\rho_Z(u_k - Vt_k)^\alpha \cdot Z_2}{2\sigma_Z^2(1-\rho_Z^2)}\right] dZ_2 \right\} dV}{\int_0^\infty \exp\left[-\frac{(u_k - Vt_k)^\alpha}{2\sigma_Z^2}\right] f_V(V) dV} \quad (22)$$

Виконавши інтегрування, остаточно маємо формулу:

$$Q(t_{зал}/u_n) = \frac{\int_0^{\infty} \exp\left[-\frac{(u_k - V_k^a)^2}{2\sigma_Z^2}\right] \Phi\left[\frac{V(t_k + t_{зал})^a + \rho_Z(u_k - V_k^a) - u_n}{\sigma_Z\sqrt{1-\rho_Z^2}}\right] f_V dV}{\int_0^{\infty} \exp\left[-\frac{(u_k - V_k^a)^2}{2\sigma_Z^2}\right] f_V(V) dV} \quad (23)$$

Отриманий вираз для  $Q(t_{зал}/u_k)$  по суті є умовною функцією розподілу залишкового ресурсу, яка, як показали багаточислені розрахунки, дуже добре узгоджується з трьохпараметричним розподілом Вейбулла. Це побічно підтверджує правильність виконаних перетворень, оскільки відомо, що розподіл ресурсу складових частин найточніше описується саме цим законом. Сенс отриманої залежності полягає в тому, що вона дозволяє спочатку вибрати для кожної конкретної точки найбільш вірогідні значення  $V$  і  $Z_k$  у відповідності до закону розподілу випадкових величин  $V$  і  $Z_k(t_k)$ , а потім знайти вірогідність відмови з урахуванням кореляційного зв'язку між перетинами процесу  $Z(t)$  при  $t_1 = t_k$  і  $t_2 = t_k + t_{зал}$ .

Умовне математичне очікування і середнє квадратичне відхилення залишкового ресурсу можуть бути знайдені за стандартними формулами, наприклад:

$$t_{зал}^{cp} = \int_0^{\infty} Q[t_{зал}/u(t_k) = u_k] dt_{зал} \quad (24)$$

Так, порівняння середнього залишкового ресурсу, визначеного за останньою формулою, з відповідними фактичними значеннями по трактору ДТ-75М за такими діагностичними параметрами як опорні катки (за товщиною обода), гусениці (за довжиною ланки) та висоти ґрунтозачепів протектору шин [16, 17], показує їх достатньо близьку відповідність.

Практично всі значення  $t_{зал}^{cp}$  знаходяться в межах встановленого за експериментальними даними довірчого інтервалу. Такі ж результати ми очікуємо отримати й для наших параметрів. Наступним етапом даної роботи передбачено визначення погрішності розробленого методу прогнозування остаточного ресурсу складових частин за експериментальними даними та порівняння їх з існуючим методом.

### Висновки

За аналізом існуючих методів визначення умовної функції розподілу залишкового ресурсу машин, можна зробити наступні висновки:

1. Методи, засновані на описанні процесів 1-го типу, не можуть бути використані для прогнозування технічного стану машин, так як зумовлюють велику погрішність визначення ресурсу конкретних складових частин.

2. У більшості випадків процеси 3-го типу описують за допомогою добре розробленої теорії ланцюгів Маркова. Дослідження, які базуються на теорії ланцюгів Маркова направлені в основному на підвищення експлуатаційної надійності радіоелектронної апаратури та систем автоматики. Динаміка технічного стану пристроїв цього класу

досить адекватно описується Марківською моделлю з дискретною множиною станів, тому що прирощення процесу зміни їх діагностичних параметрів практично незалежні. Протилежна картина характерна для процесів зношування, які мають тісний кореляційний зв'язок між їх сусідніми перерізами [11]. Тому представлення процесів зміни ресурсних параметрів механічних систем у вигляді Марківського ланцюга з фізичної точки зору не обґрунтовано.

3. Розглянувши методи прогнозування ресурсу, засновані на вивченні процесів 2-го типу, ми прийшли до висновку, що найбільш близьким до рішення поставленої задачі слід признати підхід, запропонований В.М. Міхліним та надалі розвинутий у роботах його учнів. Методи теорії моделювання складних систем є базою для формування імітаційної моделі процесу технічної експлуатації машин.

Отримана умовна функція розподілу залишкового ресурсу складових частин мобільної техніки. Вона добре узгоджується з трьохпараметричним розподілом Вейбулла та дозволяє знайти вірогідність відмови. Порівняння середнього залишкового ресурсу, визначеного за отриманою формулою, з відповідними фактичними значеннями діагностичних параметрів показало їх близьку відповідність. Практично всі значення середніх залишкових ресурсів знаходяться в межах встановленого за експериментальними даними довірчого інтервалу.

### Список літератури

1. Гольцшальк Е., Кубайн И. Применение метода Монте - Карло для определения оптимальной стратегии ремонта. Перевод с нем. №2947. – М.: ОНТИ ГОСНИТИ, 1972. – 18 с.
2. Kumamoto H., Tanaka K., Jnoue K., Henley E. Dagger-sampling Monte-Carlo for System Unavailability Evaluation. – IEEE «Transactions of Reliability», 1980, A-29, №2, p. 122-125.
3. Побединский Ю.А. Прогнозирование ресурса тракторных двигателей по результатам сокращенных испытаний (на примере двигателя Д-50). Дисс. ... канд. техн. наук. – М.: 1981. – 224с.
4. Новотный Ф. Математическое моделирование процесса выхода из строя тракторов. Перевод с чешск. № А-86916. – М.: 1979.- 31 с.
5. Брайнин М.Л. Разработка и исследование метода прогнозирования постепенных отказов на примере сопряжения цилиндр-поршневое кольцо двигателя внутреннего сгорания. Дисс. ... канд.техн. наук. – М.: 1973. – 216с.
6. Бусленко Н.П. Моделирование сложных систем. – М.: Наука, 1968. – 356 с.

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

8. РТМ 70.0001.089-85. Управление техническим состоянием и надежностью сельскохозяйственных машин. – М.: ГОСНИТИ, 1985.– 72 с.

9. Михлин В.М., Зуль М.Н. Исследование и разработка правил определения ремонтных работ по результатам диагностирования агрегатов машин. – Труды ГОСНИТИ, 1989, т. 64, с. 122-135.

10. Методика определения предельных и допустимых значений диагностических параметров агрегатов машин. – Горький: ГФ ВНИИМАШ, 1986.–35 с.

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

12. Посвятенко Е.К., Сушко О.В. Визначення похибки існуючого методу прогнозування залишкового ресурсу складової частини машини // Науково-техніч. збірник «Вісник НТУ» / Е.К. Посвятенко, О.В. Сушко. – Київ. – № 18. – 2011р. – с. 71-75.

13. 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.

14. Смирнов Н.Н., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики / Н.Н. Смирнов, И.В. Дунин-Барковский. – М.: Физматгиз, 1969. – 511 с.

15. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике / Г. Корн, Т. Корн. – М.: Наука, 1974, 831 с.

16. Сельцер А.А. Прогнозирование безотказности и определение допустимых изменений параметров состояния элементов тракторов (на примере подвески тракторов Т-74, ДТ-75) // А.А. Сельцер. – Дисс. канд. техн. наук.– М.: 1979. – 204 с.

17. Кордонский Х.Б., Харач Г.М., Артамоновский В.П. Вероятностный анализ процесса изнашивания / Х.Б. Кордонский, Г.М. Харач, В.П. Артамоновский. – М.: Наука, 1978. – 56 с.

18. Принципы формирования системы технического обслуживания машин. Методические рекомендации. – Новосибирск: СО ВАСХНИЛ, 1987. – 99 с.

19. Зайцев С.Д. Дослідження впливу основних факторів режимів регулювання на показники ремонтпридатності машин (на прикладі тракторів ДТ-75, ДТ-75М, МТЗ-80 та МТЗ-82). Автореф. дис. канд. техн. наук. – М.: 1990. – 22с.

## References

1. *Goltshalk E., Kubayn I.* (1972). Application of the Monte Carlo method to determine the optimal repair strategy. Translation from it № 2947, Moscow: ONTI GOSNITI.

2. *Kumamoto H., Tanaka K., Inoue K., Henley E.* (1980) Dagger-sampling Monte-Carlo for System Unavailability Evaluation. - IEEE “Transactions of Reliability”, A-29, No. 2, p. 122-125.

3. *Pobedinsky Y. A.* (1981). Prediction of the resource of tractor engines according to the results of shortened tests (for example, the D-50 engine). Diss. ...cand. of tech. sciences, Moscow, USSR.

4. *Novotny F.* (1979). Mathematical modeling of the process of tractor failure. Translation from Czech No, A - 86916, Moscow, USSR.

5. *Brainin M.L.* (1973). Development and research of a method for predicting gradual failures by the example of a cylinder-piston ring coupling of an internal combustion engine. Diss. ... Ph.D. sciences, Moscow, USSR

6. *Buslenko N.P.* (1968). Modeling complex systems. Moscow. Nauka, 356.

7. Guidelines for predicting the technical condition of machines. (1972). Moscow, USSR: ONTI GOSNITI, 215.

8. РТМ 70.0001.089-85. (1985). Management of the technical condition and reliability of agricultural machinery. Moscow: GOSNITI, 72.

9. *Mikhlin V.M., Zul M.N.* (1989). Research and development of rules for determining repair work based on the results of diagnosing machine assemblies. - Proceedings of the GOSNITI, v.64, 122-135.

10. Methodology for determining the limit and permissible values of the diagnostic parameters of machine aggregates (1986). Gorky: GF VNIIMASH, 35.

11. *Sushko O.V.* (2007). Improving the efficiency of car diesel engine repairs by optimizing repair and maintenance work. Diss. Cand. tech. sciences, Kyiv, NTU.

12. *Posvyatenko E.K., Sushko O.V.* (2011). Determination of the error of the existing method for predicting the residual life of machine components. "News of NTU", Kiev, No. 18, 71-75.

13. *O.V. Sushko.* The technique of identifying the boundary values of the main technical and economic parameters in the engine with the method of efficient repair of transport problems. Certificate No. 15864, Ukraine. / O.V. Sushko. - Declared 10.01.06, registered 01.03.06, No. 15927.

14. *Smirnov N.N., Dunin-Barkovsky I.V.* (1969). The course of probability theory and mathematical statistics. Moscow, Fizmatgiz, 511.

15. *Korn G., Korn T.* (1974). Handbook of mathematics, Moscow, Nauka, 831.

16. *Seltzer A.A.* (1979). Prediction of failure-free operation and determination of permissible changes in the state parameters of tractor elements (for example, the suspension of tractors T-74, DT-75) . Diss. Cand. tech. Sciences, Moscow, USSR, 204.

17. *Kordonsky H.B., Kharach G.M., Artamonovsky V.P.* (1978). Probabilistic analysis of the wear process. Moscow, Nauka, 56.

18. The principles of forming a system of technical maintenance of machines. Guidelines (1987). Novosibirsk: SB VASKHNIL, 99.

19. *Zaitsev S.D.* (1990) Up to the main factors in regulation on indicators of maintainability of machines (on the application of tractors DT-75, DT-75M, MTZ-80 and MTZ-82). Abstract dis. Cand. tech. sciences. Moscow, 22.

ИНДИВИДУАЛЬНОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ  
ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ МАШИН И  
РАЗРАБОТКА МЕТОДА ОПРЕДЕЛЕНИЯ  
УСЛОВНОЙ ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ИХ  
ОСТАТОЧНОГО РЕСУРСА

*О.В. Сушко, О.С. Колодій, О.В. Пеньов*

**Аннотация.** Сделан анализ методов индивидуального прогнозирования технического состояния машин и их составных частей при описании процессов изменения диагностических параметров в зависимости от наработки. Доказано, что большинство существующих методов прогнозирования оптимального остаточного ресурса обуславливают среднеквадратическую погрешность не менее чем 350 – 400 мото-часов. Это явилось основанием для построения более адекватной действительному описанию реального процесса изменения диагностических параметров модели и разработки на этой основе более точного и достоверного метода определения остаточного ресурса составной части. Приведены основные положения разработки нового метода определения условной функции распределения остаточного ресурса составных частей. Получены уравнения определения математического ожидания процесса изменения параметров, величины остаточного и среднего остаточного ресурсов, предложен способ, позволяющий оценить минимальное возможное значение времени корреляции. Получена условная функция распределения остаточного ресурса, которая хорошо согласовывается с трехпараметрическим распределением Вейбулла и позволяет спрогнозировать вероятность отказа. Сравнение среднего остаточного ресурса, рассчитанного по разработанному методу, с соответствующими фактическими значениями диагностических параметров, показало их близкое соответствие: практически все значения средних остаточных ресурсов находятся в пределах установленного по экспериментальным данным доверительного интервала.

**Ключевые слова:** прогнозирование, ресурсные параметры, техническое состояние, имитационные модели, методы построения моделей прогнозирования, остаточный ресурс.

INDIVIDUAL FORECASTING OF THE  
TECHNICAL CONDITION OF MACHINES AND  
DEVELOPMENT OF A METHOD FOR  
DETERMINING THE CONDITIONAL FUNCTION OF  
DISTRIBUTING THEIR RESIDUAL RESOURCE

*O.V. Sushko, O.S. Kolodiy, O.V. Penov*

**Abstract.** The analysis of methods for individual forecasting the technical condition of machines and their components in the description of the processes of changing diagnostic parameters depending on the operating time is made. It is proved that most of the existing methods for predicting the optimal residual life determine the standard error of at least 350 - 400 moto-hours. This was the basis for constructing a more adequate and valid description of the real process of changing the diagnostic parameters of the model and developing on this basis a more accurate and reliable method for determining the residual resource of the

component. The main provisions of the development of a new method for determining the conditional distribution function of the residual resource of components are given. The equations for determining the mathematical expectation of the process of changing the parameters, the value of the residual and average residual resources are obtained, a method is proposed that allows us to estimate the minimum possible value of the correlation time. The conditional distribution function of the residual resource is obtained, which is in good agreement with the three-parameter Weibull distribution and allows us to predict the probability of failure.

Comparison of the average residual resource calculated by the developed method with the corresponding actual values of the diagnostic parameters showed their close correspondence: almost all values of the average residual resources are within the confidence interval established by experimental data.

**Key words:** forecasting, resource parameters, technical condition, simulation models, methods for constructing forecasting models, residual resource.

**О.В. Сушко** ORCID 0000-0002-9840-3611

**О.С. Колодій** ORCID 0000-0003-2237-6730.

**О.В. Пеньов** ORCID 0000-0002-5538-1643.