УДК 620.178.16.004

ОБГРУНТУВАННЯ МЕТОДУ ПРОГНОЗУВАННЯ РЕСУРСУ МОБІЛЬНОЇ ТЕХНІКИ ПРИ ЕКСПЛУАТАЦІЇ ЇЇ НА БІОПАЛИВІ

Журавель Д. П., к.т.н.
Таврійський державний агротехнологічний університет
Тел. (0619) 42-25-85

***Анотація* – робота присвячена обґрунтуванню методу прогнозування ресурсу мобільної техніки при експлуатації її на біопаливі.**

***Ключові слова* – ресурс, прогнозування, технічний стан, біопаливо, математична модель, мобільна енергетика.**

Постановка проблеми. Відповідно до обговорюваного на всіх рівнях стратегічного розвитку АПК на періоди 2015...2020 р.р., є проблема енергетичної незалежності, що проявляється в дефіциті та високій вартості нафтопродуктів, використовуваних для забезпечення функціонування мобільної енергетики.

Рішенням цієї проблеми енергетичної безпеки України є заміна нафтопродуктів, що використовуються для мобільної енергетики, у тому числі й в агропромисловому комплексі (АПК), паливо - мастильними матеріалами виробленими з рослинної сировини [2].

Виробництво біодизельного палива та розширення його використання для мобільної техніки вимагає більш детального вивчення процесів, які відбуваються при роботі двигунів, його впливу на зношуваність деталей та вузлів, а також на прогнозування ресурсу мобільної техніки, що на сьогоднішній день вивчено в недостатній мірі.

Аналіз останніх досліджень. Для описання процесу зміни діагностичних параметрів у залежності від напрацювання застосовують різні типи функцій: лінійну, ступеневу, експоненціальну, логарифмічну, дробово-лінійну та ін.

Для апроксимації математичного очікування процесу зміни параметра згідно [1,3] найбільш прийнятною є функція вигляду

$$U(t) = V \cdot t^{\alpha}, \tag{1}$$

де $U(t)$ – зміна параметра за час t: $U(t) = П(t) - П_н - ΔП$; V –

показник швидкості зміни параметра; α – показник ступеня, який характеризує процес накопичення зносу; $П_н$ – номінальне значення діагностичного параметра; $\Delta П$ – показник, який відображає зміну параметра в період припрацювання.

У найбільш загальному вигляді стохастичний характер процесу зміни технічного стану агрегатів машин можливо представити у вигляді суми трьох складових

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

де $A(t)$ – випадкова функція, яка описує монотонний процес накопичення зі збільшенням напрацювання незворотних зміну об'єкті так званий тренд процесу; $B(t)$ – випадкова функція, яка описує зміну параметра під впливом великого числа стохастичних зовнішніх факторів; $C(t)$ – випадковий процес, який обумовлюється наявністю похибки діагностичних засобів та методів (майже завжди його можна рахувати випадковою величиною).

Другу та третю складові важко розділити, тому їх часто об'єднують. Загальний вид процесу U(t) та методи його прогнозування залежать від того, яка складова домінує та які її статистичні характеристики.

Для індивідуального прогнозування найбільш «зручні» процеси переважання тільки монотонної складової $A(t)$ або її повне домінування – ансамбль плавних гладких кривих, які отримують при лабораторних випробуваннях або ж при спостереженні за працюючими в постійних умовах і в одному й тому ж режимі машинами (практично не зустрічається на практиці) . Відмінність між об'єктами в цій ситуації пояснюється тільки розсіюванням їх внутрішніх конструктивних характеристик.

Його реалізація може бути задана 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:

$$U_k = Vt_k^{\alpha}; \; U_n = V\left(t_k + t_{зал}\right)^{\alpha} \;, \qquad (3)$$

де U_n – гранична зміна параметру, $U_n = П_n - П - \Delta П$.

Вирішивши її знайдемо величину залишкового ресурсу

$$t_{зал} = \left[\left(\frac{U_n}{U_k}\right)^{1/\alpha} - 1\right] t_k \quad . \qquad (4)$$

З цієї формули видно, що гранична зміна параметра U_n суттєво впливає на ресурс складової частини. Правильне визначення величин U_n (або $П_n$) для кожного ресурсного параметра є самостійною вельми складною задачею, як і встановлення критеріїв граничного стану. У даний момент такі критерії для основних агрегатів тракторів розроблені, затверджені та використовуються для вирішення інженерних задач. Згідно [1] будемо вважати, що U_n є постійною величиною кожного діагностичного параметра, хоча доцільно враховувати випадковий характер граничних значень параметрів.

Отже, методи, засновані на описанні процесів такого типу, не можуть бути використані для прогнозування технічного стану машин, так як зумовлюють велику похибку визначення ресурсу конкретних складових частин.

Розглянувши методи прогнозування ресурсу, засновані на вивченні процесів, що мають наявність усіх трьох складових у відносно рівному ступені, причому автокореляційна функція процесу $B(t)$ спадає досить повільно – набір ламаних переплетених кривих, які отримують в процесі реальної експлуатації, 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 [3,4]. Така «поведінка» характерна для процесів зношування та зміни ресурсних параметрів технічного стану агрегатів і вузлів механічних систем.

У роботах [1,3] вказується, що вони використовують ідею методу канонічних розкладень для представлення випадкового процесу зміни параметра у вигляді суми

$$U(t)=V\cdot t^{\alpha}+Z(t), \qquad (5)$$

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

Насправді це описання еквівалентно виразу (2), він реалізує спосіб прогнозування, який називається екстраполяцією часових рядів. Випадковий процес задається формулою

$$Z(t_k+t_{зал})=V'\left[V(t_k+t_{зал})^{\alpha}-Vt_k^{\alpha}\right]. \qquad (6)$$

Враховуючи, що випадкова величина відносної швидкості зміни похибки прогнозування $V`$ має нормальний розподіл, нульове математичне очікування та постійну дисперсію σ_n^2, авторами отримано розподілення залишкового ресурсу $t_{зал}$:

$$Q(t_{зал})=1-\int_{-\infty}^{Б}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)dx; \quad Б=\frac{u_n/u_k-(1+t_{зал}/t_k)^{\alpha}}{\left[(1+t_{зал}/t_k)^{\alpha}-1\right]\sigma_n}. \qquad (7)$$

Цей вираз по суті задає умовне розподілення $t_{зал}$, причому ця умова полягає в тому, що при напрацюванні $t_к$ зміна діагностичного параметра складає величин $u_k = u(t_k)$. При цьому середній залишковий ресурс визначається за формулою (4), а оптимальний та граничний економічно доцільний $t_{зал}$ можна знайти за техніко-економічним критерієм згідно [3,4].

Найбільш достовірну перевірку існуючого методу прогнозування $t_{зал}$, заснованого на моделі (5) та дозволяючого визначити функцію розподілу залишкового ресурсу (7), можна здійснити на основі відомих статистичних критеріїв згоди теоретичних і емпіричних розподілів.

Таким чином, існуючий метод прогнозування оптимального залишкового ресурсу [3,4] обумовлює середню квадратичну похибку 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.

Формулювання цілей статті. Метою статті є обґрунтування методу прогнозування ресурсу мобільної техніки при експлуатації її на біопаливі.

*Основна частина.*Якщо величина 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

$$t_{зал}^{ср} = \left(\frac{U_n}{V}\right)^{1/\alpha} - t_k . \qquad (16)$$

Для визначення умовної вірогідності відмови врахуємо монотонний характер процесу зміни ресурсного параметра, оскільки в цьому випадку умовні функції розподілу ресурсу $F(t_{ост}/u)$ та параметра $F(u/t_{ост})$ пов’язані співвідношенням [3]

$$F(t_{зал}/u) = 1 - F(u/t_{зал}). \qquad (17)$$

Враховуючи це можна записати для випадкової величини залишкового ресурсу θ і випадкової величини зміни параметра ψ такий вираз

$$P\{\theta \le t_{зал} / u(t_k) = u_k\} = 1 - P\{\psi \le u_n / \theta(u_k) = t_{зал}\}. \qquad (18)$$

Звідси за формулами теорії вірогідності з урахуванням математичної моделі (5) процесу $u(t)$ отримаємо

$$P\{\theta \le t_{зал} / u(t_k) = u_k\} = P\left\{Z_{t_k} + t_{зал} \ge u_n - V(t_k + t_{зал})^{\alpha} / Z_{t_k} = u_k - Vt_k^{\alpha}\right\} \qquad (19)$$

У правій частині останнього рівняння стоїть вираз умовної вірогідності, яку можна визначити за допомогою формули умовного нормального розподілу [3], оскільки випадкові величини $Z(t_k)$ і $Z(t_k+t_{зал})$ розподілені нормально. Остаточно матимемо

$$Q(t_{зал}/u_k) = P\{Z(t_k + t_{зал}) \ge u_n - V\cdot(t_k + t_{зал})^{\alpha} / u_k\} = \\ = \Phi\left[\frac{V\cdot(t_k + t_{зал})^{\alpha} + \rho_z \cdot (u_k - Vt_k^{\alpha}) - u_n}{\sigma_z\sqrt{1-\rho_z^2(t_{зал})}}\right], \qquad (20)$$

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 кусочно-лінійною залежністю:

$$\rho_Z(\tau) = 1 - \tau/\tau_{кор} \quad \text{при } \tau \leq \tau_{кор} ;$$
$$\rho_Z(\tau) = 0 \qquad \text{при } \tau \rangle \tau_{кор} , \tag{21}$$

де $\tau_{кор}$ - 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 (21).

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

$$\rho_Z(t_M) = thr_{ср} = \frac{exp(-r_{ср}) + exp(r_{ср})}{exp(-r_{ср}) - exp(r_{ср})} . \tag{22}$$

Повторивши аналогічні дії для інших діагоналей матриці кореляцій, можна розрахувати значення автокореляційної функції при $\tau = 2t_м, 3t_м, ..., mt_м$. Після треба побудувати графік функції $\rho_Z(\tau)$ і визначити абсцису його перетину з віссю $O\tau$. Це і буде час кореляції $\tau_{кор}$.[3,4].

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 відмічалося, процес зміни ресурсного параметра є монотонним. Для визначеності розглянемо монотонно не убуваючий процес $u(t)$. Якщо при t_k процес мав значення u_k, то через деякий інтервал часу τ значення процесу $u(t_k+ \tau)$ повинно бути не менше u_k, тобто $u(t_k+\tau) \geq u_k$. Згідно моделі (5) кореляція між $Z(t_k)$ і $Z(t_k+ \tau)$ повинна бути такою, щоб забезпечити виконання нерівності

$$V(t_k + \tau)^\alpha + Z(t_k + \tau) \geq Vt_k^\alpha + Z(\mathbf{t_k}) . \tag{23}$$

Використавши наближені формули розкладання в ряди [10] і ряд допущень, а також врахувавши відомі діапазони можливої зміни параметрів V, t_k, α, τ, отримаємо у результаті наближену оцінку часу кореляції

$$\tau_{кор} = \frac{2,3T_{ср}(1+V)\sigma_Z}{\alpha u_n}, \tag{24}$$

де $T_{ср}$ 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 елементу по параметру. Вважаючи, що ресурс має трьохпараметричний розподіл Вейбулла з параметрами форми b, масштабу a та зміщення c отримаємо

$$f_V(V) = \frac{b}{\alpha a^b} V^{\frac{-1+\alpha}{\alpha}} \left(V^{1/\alpha} - c\right)^{b-1} exp\left[-\frac{\left(V^{-1/\alpha} - c\right)^b}{a^b}\right]. \tag{25}$$

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 (19), але тепер величина V нам не відома. Тому застосуємо відому формулу повної вірогідності безперервних випадкових величин [3] для визначення безумовної двомірної щільності розподілу випадкового процесу $Z(t)$

$$f(Z_1, Z_2) = \int_0^{\infty} f_V(V) f(Z_1, Z_2/V) dV. \quad , \tag{26}$$

де $f(Z_1, Z_2/V)$- умовний двомірний нормальний розподіл

у якому $Z_1 = u_1 - Vt_1^{\alpha}$, $Z_2 = u_2 - Vt_2^{\alpha}$, тобто

$$f(Z_1, Z_2/V) = \frac{1}{2\pi\sigma_z^2\sqrt{1-\rho_z^2(\tau)}} exp\left\{\frac{Z_1^2 + Z_2^2 - 2\rho_z(\tau)Z_1 \cdot Z_2}{2\sigma_z^2\left[1-\rho_z^2(\tau)\right]}\right\}. \tag{27}$$

За формулою умовної вірогідності аналогічно попередньому отримаємо

$$f(Z_2/Z_1) = \frac{f(Z_1, Z_2)}{f(Z_1)} = \frac{\int_0^{\infty} f_V(V) \cdot f(Z_1, Z_2/V) dV}{\int_0^{\infty} f(Z_1/V) f_V(V) dV}, \tag{28}$$

де $f(Z_1/V) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_Z}} \cdot exp\left\{-\frac{(u_1 - Vt_1)^2}{2\sigma_Z^2}\right\}$- нормальний розподіл випадкового процесу $Z(t)$ в перерізі $t = t_1$ за умови, що показник швидкості дорівнює V.

Врахувавши $Z_1 = Z_k = U_k - Vt_k^{a}$, $Z_2 = U_n - V(t_k + t_{зал})^{a}$, запишемо шукану умовну вірогідність відмови $Q(t_{зал}/u_k)$, яка задана виразом (19) з використанням отриманої залежності (28)

$$Q(t_{зал}/u_k) = \int\limits_{U_n - V(t_k + t_{зал})^{a}}^{\infty} f(Z_2/Z_1)dZ_2 = \int\limits_{U_n - V(t_k + t_{зал})^{a}}^{\infty} \frac{\int\limits_0^{\infty} f(Z_1, Z_2/V) f_V(V)dV}{\int\limits_0^{\infty} f(Z_1/V) f_V(V)dV} dZ_2 . \quad (29)$$

Враховуючи, що інтеграл в знаменнику (28) не залежить від Z_2 і помінявши порядок інтегрування в чисельнику отримаємо

$$Q(t_{зал}/u_k) = \frac{\int\limits_0^{\infty} f_V(V) \left\{ \int\limits_{-\infty}^{V(t_k + t_{зал})^{a} \cdot U_n} \frac{1}{\sigma_Z \sqrt{2\pi(1-\rho_z^2)}} exp\left[- \frac{(u_k - Vt_k)^2 + Z_2^2 - 2\rho_Z (u_k - Vt_k)^{a} \cdot Z_2}{2\sigma_Z^2 (1-\rho_Z^2)} \right] dZ_2 \right\} dV}{\int\limits_0^{\infty} exp\left[- \frac{(u_k - Vt_k^{a})^2}{2\sigma_Z^2} \right] f_V(V)dV} \quad (30).$$

Виконавши інтегрування, остаточно маємо формулу

$$Q(t_{зал}/u_n) = \frac{\int\limits_0^{\infty} exp\left[- \frac{(u_k - Vt_k^{a})^2}{2\sigma_Z^2} \right] \Phi\left[\frac{V(t_k + t_{зал})^{a} + \rho_Z (u_k - Vt_k^{a}) - u_n}{\sigma_Z \sqrt{1-\rho_Z^2}} \right] f_V dV}{\int\limits_0^{\infty} exp\left[- \frac{(u_k - Vt_k^{a})^2}{2\sigma_Z^2} \right] f_V(V)dV} . \quad (31)$$

Отриманий вираз для $Q(t_{зал}/u_k)$ по суті є умовною функцією розподілу залишкового ресурсу, яка, як показали багаточисленні розрахунки дуже добре узгоджується з трьохпараметричним розподілом Вейбулла. Це косвено 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 середнє квадратичне відхилення залишкового ресурсу можуть бути знайдені за стандартними формулами [3], наприклад

$$t_{зал}^{ср} = \int\limits_0^{\infty} Q[t_{зал}/u(t_k) = u_k] dt_{зал} . \quad (32)$$

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 ґрунтозацепів протектору шин [7], показує їх достатньо близьку відповідність. Практично всі значення $t_{зал}^{ср}$ знаходяться в межах встановленого за експериментальними даними довірчого інтервалу. Такі ж результати ми очікуємо отримати й для наших параметрів. Наступним етапом даної роботи передбачається визначити похибки розробленого методу прогнозування остаточного ресурсу складових частин за експериментальними даними та порівняти їх з існуючим методом.

Аналіз показав, що при визначенні характеристик ресурсу за існуючим методом вважається, що апріорна вірогідність «попадання» фактичних значень діагностичних параметрів в різні точки (t_k, u_k) площини tOU розподілена рівномірно, хоча насправді це зовсім не так. У розробленому методі вказана нерівномірність враховується шляхом використання функції розподілу ресурсу по параметру. За рахунок використання функцій розподілу як показника середньої швидкості V, так і перерізів випадкового процесу $Z(t)$ вдається врахувати можливість того, що величина Z_k у момент контролю не дорівнює 0 (існуючий метод прогнозування заснований на протилежному твердженні). Знаменник функції (31) якраз і виражає умовну середню величину $Z(t_k)$ за умови, що $u(t_k) = u_k$. У фізичному плані суть відмінності розробленого методу від того, що існує, полягає в тому, що перший забезпечує врахування взаємозалежності між сусідніми значеннями складових процесу зношування конкретного об'єкту і його взаємозв'язку з характеристиками процесу зміни параметра сукупності однорідних об'єктів. Численні розрахунки середнього і оптимального ресурсів обома методами дозволили встановити, що у ряді випадків їх результати виявляються близькими. Дослідження отриманих значень показало, що існуючий алгоритм забезпечує відносну погрішність визначення середнього залишкового ресурсу порядку 10-12 % і оптимального залишкового ресурсу - не більше 20 % (це цілком прийнятно для вирішення практичних завдань) при виконанні хоч би однієї з наступних умов:

1. Варіація ресурсу V достатньо велика – більше 0,8, що на практиці зустрічається рідко;

2. Величина V функції зміни параметра конкретної складової частини не більше ніж на ±15 % відрізняється від генерального середнього значення V_0;

3. Прогнозування здійснюється не на весь можливий діапазон зміни залишкового ресурсу від 0 до $t_м$, а на вузький інтервал, який охоплює ту величину міжконтрольного напрацювання, на основі якого розрахована відносна погрішність прогнозування σ_n.

Коротко кажучи, існуючий метод має задовільну точність тільки для «середніх» елементів, тобто приблизно в 42–55 % всіх можливих випадків, в решті ситуацій рекомендується використовувати розроблений метод. З цією метою розроблена спеціальна програма, за допомогою якої розраховані універсальні і спеціальні таблиці оптимального ресурсу і залишкового ресурсу із заданою вірогідністю безвідмовної роботи . Входами універсальних таблиць [8] є показники σ_z, A_0, T_{cp}, V, а також нормовані величини t_k, u_k. Крок дискретизації по кожній з цих характеристик вибирався з таким розрахунком, щоб, з урахуванням можливої інтерполяції, максимальна погрішність вихідної величини не перевищувала 10%.

Для агрегатів найбільш поширених тракторів, по яких були встановлені всі вказані показники, розраховані таблиці оптимального залишкового ресурсу в абсолютних одиницях [9]. Ці таблиці призначені для безпосереднього використання в умовах експлуатації машин.

Отримана функція розподілу залишкового ресурсу (31) добре узгоджується трьохпараметричним законом Вейбулла. Враховуючи це, в програму, призначену для обчислення характеристик, буде введений блок для визначення параметрів розподілу Вейбулла, який апроксимує фактичну функцію (31). На основі аналізу розрахунків, проведених за допомогою цієї програми, за допомогою відомих формул розкладання в ступеневі ряди і з урахуванням висловлених вище якісних міркувань про відмінність двох методів, були отримані наближені формули для визначення середнього залишкового ресурсу, його коефіцієнта варіації і параметра зсуву його функції розподілу:

$$t_{зал}^{cp} = t_k\left[\left(\frac{u_n}{u_k}\right)^{1/\alpha} - 1\right]\cdot K_t; \quad K_t = 1 + t_м^{\alpha}\left(\frac{u_k}{u_n t_k^{\alpha}} - \frac{1}{\sqrt{\alpha \cdot T_{cp}^{\alpha}}}\right)\sqrt{1 - \frac{u_k}{u_n}\left(4\delta\frac{\sigma_z}{u_n} - 0{,}5\right)}; \quad (33)$$

$$V_{зал} = \frac{3{,}3\sqrt[3]{\sigma_z^2}\cdot u_k}{\sqrt[4]{\alpha}\sqrt[3]{u_n^5}} \text{ при } t_k \le T_{cp}; \; V_{зал} = \frac{3{,}3\sqrt[3]{\sigma_z^2}\cdot u_k}{\sqrt[4]{\alpha}\sqrt[3]{u_n^5}}\cdot\sqrt{\frac{t_k}{T_{cp}}} \text{ при } t_k > T_{cp}; \quad (34)$$

$$C_{зал} = \left(a_2 - \sqrt{a_2^2 - a_1(u_n - u_k)^2}\right)a_1, \quad (35)$$

де $a_1 = \left[\frac{\alpha\left(u_k + 2{,}5\sigma_z\right)}{t_k} + 2{,}5\sigma_z\right]^2 + 6{,}25\sigma_z^2$

$$a_2 = \frac{\alpha\left(u_k + 2{,}5\sigma_z\right)}{t_k}\left(u_n - u_k\right) + 2{,}5\sigma_z\left(u_n - u_k + 2{,}5\sigma_z\right).$$

Порівняння розрахованих на основі цих формул значень функції розподілу Вейбулла з відповідними точними величинами, визначеними за формулою (30) за критерієм згоди χ^2 згідно [6] показало, що з довірчою вірогідністю β = 0,99 наближені формули (33,34,35) можуть бути використані замість точної. При цьому відносна погрішність не перевищує 2,5%.

Як видно, запропонована формула розрахунку середнього залишкового ресурсу (25) відрізняється від тієї, що існує (4) поправочним коефіцієнтом K_t, який дозволяє врахувати вплив середнього ресурсу $T_{ср}$ і середнього квадратичного відхилення σ_z. Зміна величини $\tau_{кор}$ від 0,8 $t_м$ до 1,6 $t_м$ (тобто для найбільш широко поширених значень) практично не впливає на середнє залишкове $t_{зал}^{ср}$ і середнє оптимальне $t_{зал}^{опт}$ значення. Наближені формули (25 і 26) отримані за умови, що $\tau_{кор} = t_м$ і коефіцієнт варіації ресурсу $V = 0{,}3$ - 0,7.Визначивши за цими формулами $t_{зал}^{ср}$, $V_{зал}$, $C_{зал}$, та відомими таблицями [5] можна легко знайти параметри форми і масштабу функції розподілу Вейбулла, а потім і самі значення цієї функції.

Висновки. 1. Шляхом статистичного аналізу великого числа ансамблів реалізацій ресурсних діагностичних параметрів встановлено, що існуючий метод прогнозування має велику погрішність визначення оптимального ресурсу порядку 350-430 мото-год. та високу вірогідність помилки середнього залишкового ресурсу – до 0,5 при довірчій ймовірності $\beta = 0{,}8$.

2. Дослідження багатьох реальних процесів зміни ресурсних параметрів дозволило побудувати їх математичну модель, яка описує ці процеси більш адекватно, ніж існуючі моделі за рахунок урахування автокореляційної функції $\rho_Z(\tau)$ процесу $z(t)$.

3. На основі теорії випадкових процесів побудований метод більш точного визначення умовної вірогідності відмови, середнього та оптимального залишкового ресурсу складових частин машин, який базується на даних про фактичний стан кожного об’єкту та на інформації про надійність сукупності однорідних об’єктів та отримані досить прості для практичного використання залежності характеристик залишкового ресурс $t_{зал}^{ср}$, $V_{зал}$, $C_{зал}$.

Література

1. *Посвятенко Е.К.* Аналіз методів індивідульного прогнозування технічногостану мобільної техніки/*Е.К. Посвятенко, О.В.Сушко*//Вісник національного транспортного університету:В 2-х частинах:Ч.2. – К.:НТУ, 2010.– Випуск 21. – С.423–426.

2.Особенности эксплуатации мобильной сельскохозяйственной техники при использовании биодизельного топлива / *В.А. Дидур, В.Т. Надыкто, Д.П. Журавель, В.Б.Юдовинський* // Тракторы и сельхозмашины. – Москва, 2009. Вып 3. – С. 3–6.

3. *Міхлін В.М.* Прогнозування технічного стану машин/ *В.М. Міхлін*. – М.: Колос, 1976. – 288 с.

4. *Міхлін В.М., Зуль М.Н.* Дослідження і розробка правил визначення ремонтних робіт за наслідками діагностування агрегатів машин / *В.М. Міхлін, М.Н. Зуль* // Праці ГОСНИТИ. – 1989. – Т.64.– С. 122–135.
5. Система технического ремонта и обслуживания техники. Методы определения допускаемого отклонения параметра технического состояния и прогнозирования остаточного ресурса составных частей агрегатов машин: ГОСТ 21571-92. – М.: Издательство стандартов, 1992. – 76 с.
6. Принципи формування системи технічного обслуговування машин: методичні рекомендації. – Новосибірськ: ВАСХНІЛ, 1987. – 99 с.
7. *Сельцер А.А.* Прогнозирование безотказности и определение допустимых изменений параметров состояния элементов тракторов (на примере подвески тракторов Т-74, ДТ-75): дис. канд. техн. наук./ *А.А. Сельцер.* – М.: 1979. – 204 с.

ОБОСНОВАНИЕ МЕТОДА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РЕСУРСА МОБИЛЬНОЙ ТЕХНИКИ ПРИ ЭКСПЛУАТАЦИИ ЕЕ НА БИОТОПЛИВЕ

Журавель Д. П.

Аннотация **– Работа посвящена обоснованию метода прогнозирования ресурса мобильной техники при эксплуатации ее на биотопливе.**

GROUND OF METHOD OF PROGNOSTICATION OF RESOURCE OF MOBILE TECHNIQUE DURING EXPLOITATION OF IT ON BIOPROPELLANT

D. Juravel

Summary

Work is devoted the ground of method of prognostication of resource of mobile technique during exploitation of it on a biopropellant researches.