Аулин В.В.,
Гриньків А.В.
Кировоградский национальный технический университет
г. Кропивницкий, Украина
E-mail: aulin52@mail.ru

ТЕОРЕТИЧНЕ ОБҐРУНТУВАННЯ МОМЕНТІВ КОНТРОЛЮ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ СИСТЕМ І АГРЕГАТІВ ЗАСОБІВ ТРАНСПОРТУ

УДК 629.083

В роботі для прогнозування залишкового ресурсу систем і агрегатів засобів транспорту за їх фактичним технічним станом запропоновано ймовірнісно-фізичний підхід. На основі цього підходу, а також ймовірнісно-статистичного розроблено алгоритми оцінки між діагностичних інтервалів при незначному числі діагностик та визначення оптимального значення першого інтервалу діагностики, а також розроблена методика оцінки параметрів ряду законів розподілу напрацювання по значеннях числових характеристик бази діагностичних даних.

Ключові слова: *ймовірнісно-фізичний підхід, закон розподілу, технічний стан, контроль, діагностика, параметр, напрацювання, експлуатаційні витрати.*

Вступ

Основний принцип системи керування технічним станом є його моніторинг, який включає в себе контроль, аналітичну діагностику, прогноз та формування рішень по підвищенню експлуатаційної надійності засобів транспорту (ЗТ). Важливим завданням моніторингу технічного стану є контроль та терміни його встановлення. Значна кількість контрольних дій є дорогою за вартістю та не завжди техніко-економічно обґрунтованою, і в більшості випадків просто зменшує коефіцієнт технічної готовності ЗТ. Вирішення даних питань займалися І.І.Зубріцкас [1], який використовував статистичну інформацію для аналізу технічного стану гальмівних систем. В.П.Махитько і В.Г.Засканов [2] розробляли методи оцінки показників надійності авіаційної техніки під час їх випробувань та експлуатації. А.В.Бажинов [3,4] здійснював прогноз технічного стану систем та агрегатів автомобілів на основі експериментальних досліджень спряжень їх деталей. Проте зазначене завдання потребує теоретичного обґрунтування зміни технічного стану та його контролю.

Метою даної роботи є - формування математичного апарату для визначення контрольних пробігів, який враховуватиме закони розподілу напрацювання та статистичну базу діагностичних параметрів технічного стану систем і агрегатів засобів транспорту.

Виклад основного матеріалу

Алгоритм оцінки міждіагностичних інтервалів при незначному числі діагностик

Для прогнозування залишкового ресурсу елементів систем і агрегатів ЗТ за їх фактичним технічним станом при незначному числі діагностик рекомендується ймовірнісно-фізичний підхід, коли береться до уваги процес зміни контрольованого діагностичного параметра. Зазначимо, що, коли береться до уваги сама функція розподілу діагностичного параметру при певному напрацюванні, то враховується ймовірнісно-статистичний підхід. Більше того, обидва підходи вимагають оцінки параметрів функції розподілу і перевірки її за критеріями згоди. Виявлено, що дану перевірку краще проводити виходячи з послідовності процесу зміни діагностичного параметру, наприклад, враховуючи властивість монотонності або його відсутності [5-7].

Нехай маємо закон розподілу напрацювання $F(L)$, то квантиль для ймовірності q визначається з рівняння:

$$F(L) = q \tag{1}$$

де $q = 1 - \gamma$, де γ - ймовірність, що визначає такий показник надійності можна визначити з рівняння (1) "гамма-відсотковий ресурс".

Для оцінки залишкового ресурсу систем та агрегатів ЗТ використовується підхід зазначений в роботах [5,6]. При цьому його можна визначити по формулі:

$$L = \frac{D_{гр} - D_0}{v_{ср}^D}, \tag{2}$$

де $D_{гр}, D_0$ - граничне і початкове значення діагностичного параметра; $v_{ср}^D$ - середня швидкість зміни параметру.

Якщо зміна ресурсовизначальних діагностичних параметрів має нелінійний характер, то опис процесів зміни однією, хоча і середньою швидкістю, є не завжди обґрунтованим і доцільним.

Для використання виразу (2) необхідність визначення залишкового ресурсу виникає при подовженні терміну служби систем і агрегатів ЗТ за межі нормативного терміну, а також при плануванні періодичності контролю їх технічного стану. При цьому забезпечується максимальний термін експлуатації. Додатково підкреслимо, що залишковий ресурс і міждіагностичний інтервал є близькими поняттями.

Також необхідно враховувати коефіцієнт h_D, що враховує нерівномірність зміни швидкості діагностичного параметра, на (і+1)-й між контрольний період до наступної діагностики:

$$L_{i+1} = h_D \left[D_{гр} - D_i \right] / v_{i+1}^D \tag{3}$$

де $D_{гр}$ - передвідмовне значення контрольованого параметра; D_i - останнє контрольоване значення параметра; h_D - коефіцієнт, що враховує нерівномірність зміни швидкості параметра.

Виходячи з розрахункового і фактичного значення параметра D_i в і-й діагностиці і середньої фактичної швидкості на минулому інтервалі, прогнозувати середню швидкість на наступний інтервал діагностики можливо за допомогою формули (3). З формули (3) випливає, що час першої діагностики L_1 може бути визначено чотирма способами: а) за формулою $L_1 = h_D \left[D_{гр} - D_0 \right] / v_{ср}^D$, де $v_{ср}^D$ - задана середня швидкість зміни параметру, коефіцієнт $h_D = 0,5$; б) знаючи параметри закону для напрацювання $F(L)$ вирішити рівняння (1), де рекомендоване значення $\gamma = 0,9...0,95 (q = 0,05...0,1)$; в) L_1 просто призначається, виходячи з попереднього досвіду експлуатації; г) визначити оптимальне значення за критерієм інтенсивності експлуатаційних витрат.

Доцільним є розгляд двох практично важливих випадків: монотонна зміна діагностичного параметру, коли параметр в часі не зменшується (або не зростає), і його немонотонна зміна, коли можливі зростання і спадання зі збереженням тенденції (тренду). Досвід свідчить, що при монотонній зміні діагностичного параметру необхідно віддати перевагу розподілу Бірнбаума-Саундерса, а при немонотонному - зворотному Гауссівському закону.

При ймовірнісно-фізичному підході і незначному числі діагностик прогнозування залишкового ресурсу систем і агрегатів ЗТ пропонується здійснювати за наступною послідовністю:

1. Визначається гамма-відсотковий ресурс L_1 для ймовірності $q = 1 - \gamma$ за рівнянням (2). При цьому передбачається, що відоме значення параметра закону розподілу $F(L)$. Якщо оцінки параметрів ще незнайдені, то значення L_1 може бути визначене наближено, виходячи з досвіду експлуатації, можливо через середню швидкість зміни діагностичного параметру.

2. У момент напрацювання L_1 здійснюється перша діагностика визначального параметра, тобто визначається його фактичне значення D_1 і розраховується уточнена середня швидкість зміни на першому відрізку часу $[0; L_1] : v_1^D = [D_1 - D_0]/L_1$ де D_0 - початкове значення. Для наступного напрацювання маємо інтервал $L_2 = h_D [D_{гр} - D_1]/v_2^D$, де $D_{гр}$ - передвідмовне значення контрольованого параметра; h_D - коефіцієнт, що враховує нерівномірність зміни швидкості параметра. Його значення рекомендується: 0,6…0,8.

3. Для кожного наступного моменту діагностики при пробігу ЗТ L_i прогнозується середня швидкість зміни параметра - v_{i+1}^D. $L_i = \sum L_k, k = \overline{1,i}$ сумарне напрацювання у момент і-ї діагностики. В якості прогнозованої швидкості зміни діагностичного параметру рекомендується наступне його значення:

$$v_{i-1}^D = D_i v_i^p / D_i^p, \tag{4}$$

де D_i - останнє контрольне значення діагностичного параметра в момент пробігу L_i ; $v_i^D = [D_i - D_{i-1}]/L_i$ - уточнене значення швидкості на попередньому інтервалі; $\widetilde{D}_i = D_{i+1} + v_i^D L_i$ - розрахункове значення параметра в момент пробігу L_i ; L_{i-1} - попередній інтервал пробігу.

4. Значення (4) прогнозним, оскільки якщо $\widetilde{D}_i > D_i$, то v_{i+1}^D буде менше v_i^D, а якщо $\widetilde{D}_i < D_i$, то v_{i+1}^D буде більше v_i^D.

5. Визначається $(i+1)$-й міжконтрольний період до наступної діагностики згідно рівняння (3). Якщо значення L_{i+1} виявиться менше заданого значення L_i то (i+1)-й період експлуатації не проводиться і по цьому елементу потрібний ремонт.

6. Для напрацювання L_{i+1} оцінюється ймовірність безвідмовної роботи за формулою:

$$P(L_{i+1}) = 1 - F(L_{i+1}). \tag{5}$$

Слід додатково оцінити ймовірність безвідмовної роботи для залишкового ресурсу. При цьому ймовірність того, що параметр не зміниться до передвідмовного значення в момент L_{i+1} за умови $D_i < D_{гр}$ у момент напрацювання L_i дорівнює:

$$P_0\left(L_{i+1} / D_i < D_{гр}\right) = \left[1 - F\left(L_{i+1}\right)\right] / \left[1 - F\left(L_i\right)\right]. \tag{6}$$

З практики випливає, що ця ймовірність не була меншою 0,8-0,9.

7. Пункти 3-6 повторюються до тих пір, поки на і-*м* кроці не буде виконуватися нерівність $D_i < D_{гр}$, що свідчить про необхідність даному елементу системи і агрегату ЗТ потрібного ремонту. Вихід з даного циклу можливий при умові $L_{i+1} < L_{гр}$. Сумарне напрацювання (залишковий ресурс) при цьому можливо оцінити за виразами:

$$L = \begin{cases} \sum_{k=1}^{i} L_k + L_{i+1} / h, \text{якщо}\, L_{i+1} < L_{гр}; \\ \sum_{k=1}^{i-1} L_k + \dfrac{L_i \,|\, D_{гр} - D_{i-1} \,|}{|\, D_i - D_{i-1} \,|}, \text{якщо}\, D_i > D_{гр}. \end{cases} \tag{7}$$

Формула (3) може використовуватися при визначенні міжконтрольних інтервалів, а формула (7) - для створення вибірок, необхідних при визначенні оцінок математичного очікування і дисперсії зазначимо, що величина *L* має бути збільшеною з урахуванням попереджуючих допусків на діагностичні параметри. Оцінки параметрів здійснюються для розподілів Бірнбаума-Саундерса і зворотного Гауссівського.

Перевага запропонованого підходу полягає в тому, що закон розподілу функції $F(L)$ впливає лише на час першої діагностики L_i і на оцінки ймовірності (5,6), а чутливість зміни параметра (3) залежить від багатьох факторів і є прогнозною. Все це дає можливість підвищити точність і достовірність оцінки (прогнозу) міжконтрольних інтервалів (3) і залишкового ресурсу (7).

Алгоритм визначення оптимального значення першого інтервалу діагностики

Час першої діагностики є важливим при визначенні періодичності проведення технічного обслуговування (ТО) систем і агрегатів ЗТ, тому визначення оптимального інтервалу обслуговування є важливим завданням і його розв'язанню приділяється належна увага [5-9]. В той час завдання остаточно не розв'язане і в даній роботі пропонується один з варіантів його розв'язання.

Стратегію ТО будемо розглядати наступним чином: перший інтервал діагностичного параметру рівний L_1^* і потім проводиться профілактика з середніми витратами $\overline{B}_П$. При цьому, якщо технічний стан дозволяє, то ремонт не проводиться, або якщо при $L < L^*$ можлива відмова, тоді відбувається аварійне відновлення з середніми витратами $\overline{B}_B$, а інтенсивність експлуатаційних витрат дорівнює $k_B = \overline{B}_П / \overline{B}_B$. Припускаємо, що напрацювання має функцію розподілу $F(L)$ і ймовірність безвідмовної роботи дорівнює $P(L) = 1 - F(L)$.

Якщо вважати, що оптимальний перший інтервал L_1^*, то при цьому мінімізується інтенсивність експлуатаційних витрат [1-3, 7-9]. Мінімальне нормування інтенсивності експлуатаційних витрат визначається рівнянням:

$$R(L) = \left[\overline{B}_B F(L) + \overline{B}_П P(L)\right] / \int_0^L P(d_L)\, d(d_L), \tag{8}$$

де d_L - випадкова величина діагностичного параметра на пробігу *L*. З цього рівняння можливо отримати вираз:

$$\lambda(L) \int_0^L P(d_L)\, d(d_L) - F(L) = k_B / (1 - k_B), 0 < k_B < 1, \tag{9}$$

де $\lambda(L)$ інтенсивність відмов систем або агрегатів ЗТ:

$$\lambda\left(L\right)=f\left(L\right)/P\left(L\right), \quad f\left(L\right)=dF\left(L\right)/dL. \tag{10}$$

Якщо функція $\lambda(L)$ монотонно-зростає і її максимум більший за величину $1/(1-k_B)$, то рівняння (9) має єдиний розв'язок з аналітичної точки зору [5,6] ця умова записується у вигляді:

$$\max\lambda\left(L\right)>1/\left(1-k_B\right). \tag{11}$$

Можна бачити, що при кінцевому $\max\lambda(L)$ єдиний розв'язок рівняння (9) існує при певному співвідношенні профілактичних і аварійних середніх витратах $k_B=\overline{B}_П/\overline{B}_A$, що задовольняють умову:

$$k_B<1-1/\max\lambda\left(L\right) \tag{12}$$

У випадку оптимального інтервалу, який випливає з рівняння (8), мінімальне нормування інтенсивності експлуатаційних витрат [5], становить:

$$R\left(L_1^*\right)/\overline{B}_П=\left(1-k_B\right)\lambda\left(L_1^*\right). \tag{13}$$

Для зрізаного нормального закону і для розподілу Вейбулла-Гнеденка, при $\alpha>1$, маємо $\max\lambda(L)\to\infty$, а для гамма-розподілу, при $\alpha>1$ – $\max\lambda(L)=\beta(\beta>1/(1-k_B))$. Це обумовлює, що для цих законів розподілу, розв'язок рівняння (9) і визначення мінімальної нормованої інтенсивності експлуатаційних витрат з умови (12), є розрахунковим завданням.

Попередня обґрунтованість законів розподілу Бірнбаума-Саундерса (ЗБС) і зворотного Гауссівського закону (ЗГЗ) свідчить, що вони не є розподілами зі зростаючими функціями інтенсивності (ЗФІ), а тому для них розв'язок рівняння (9) є не простим завданням.

Позначимо ліву частину рівняння (9) через $g(L)$, а праву - через dk_B, тоді $g_m=g(\infty)=\lambda(\infty)L_m-1$, де L_m - середній пробіг між відмовами. Для ЗГЗ $g_m>0$, при $\alpha\beta>2$, маємо $g_m=(\alpha\beta-2)/2$, а для ЗБС – $g_m>0$, при $\alpha\beta>1{,}5$, отримуємо $g_m=(2\alpha\beta-3)/4$. Рівняння (9) для цих законів розподілу має єдиний розв'язок:

$$0<d\left(k_B\right)<g_m. \tag{14}$$

Щоб визначити область зміни параметрів α і β, коли виконується умова (14), введемо розподіли, що мають практично ЗФІ (ПЗФІ). Визначимо для них нижню межу $\beta_q(\alpha)$ з рівняння:

$$L_q=L_0, \tag{15}$$

де L_0 - значення часу, при якому функція $g(L)$ має максимум; L_q - розв'язок рівняння $P(L)=q$; q - ймовірність практично не можливої події ($q=0{,}001$). При виконанні (14) з ймовірністю $1-q$, близької до одиниці, відмова відбудеться раніше, ніж функція $g\left(L\right)$ досягне максимуму.

Для ЗГЗ і ЗБС в області зміни параметрів α і β, що задовольняють властивості ПЗФІ (область А (α,β) на рис.1.), маємо:

$$\alpha > 0;\quad \beta > \beta_q(\alpha) \tag{16}$$

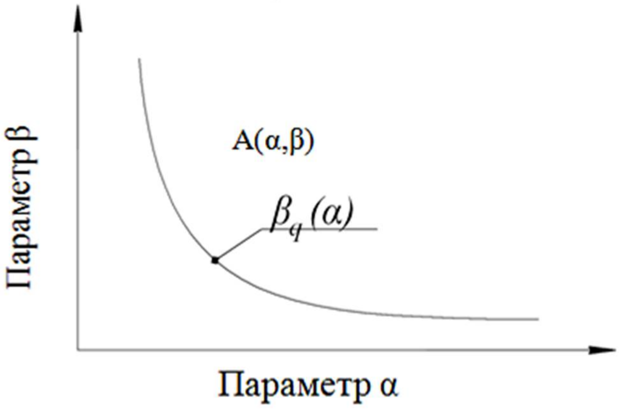

Рис.1 - Графічна інтерпретація А – області залежності параметрів *β* від *α* для випадку, коли ЗГЗ і БСЗ, які є ПЗФІ - розподілами

В області А (α, β) виконується умова (11) і можна стверджувати, що

$$\lambda\left(L_q\right) \to \lambda\left(L_0\right) \to \beta^2 / 2. \tag{17}$$

Нормована інтенсивність експлуатаційних витрат $R\left(L, k_B, \alpha, \beta\right)/\overline{B}_B$ для області ПЗФІ спостерігається при умові:

$$0 < k_B < B_0,\ B_0 = g_m / \left(1 + g_m\right), \tag{18}$$

Графічна інтерпретація умови представлена на рис. 2. При цьому $R_0 = 1/L_m$ де L_m - середній час між відмовами.

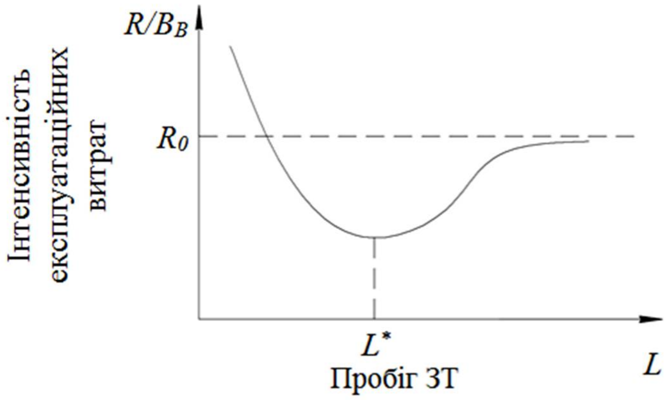

Рис.2 - Зміна нормованої інтенсивності експлуатаційних витрат

З графічного відображення випливає, якщо пробіг між відмовами має ЗБС або ЗГЗ, параметри α і β цих законів належать області розподілу А (α, β) ПЗФІ, а величина $k_B = \overline{B}_П / \overline{B}_B$ задовольняє умові (15), то доцільно вводити оптимальні перші інтервали діагностики L_1^*, що задовольняють рівнянню (9).

Методика оцінки параметрів закону розподілу пробігу по значеннях числових характеристик бази діагностичних даних

Проаналізуємо базу експериментальних даних дослідження технічного стану систем і агрегатів ЗТ для першого інтервалу діагностики, використовуючи наступні закони розподілу: Вейбулла-Гнеденка, гамма, зрізаного нормального, Бірнбаума-Саундерса, зворотного Гауссівського. Розглянемо передусім механізм визначення параметрів цих законів. Для цього використаємо наступні припущення:

- відома оцінка математичного очікування напрацювання $M_L = \bar{L}$;

- значення коефіцієнта варіації знаходиться в інтервалі $0,15 \le V_L \le 0,5$ і середньоквадратичне відхилення дорівнює $\sigma_L = V_L \cdot M_L = V_L \cdot \bar{L}$.

Для гамма-розподілу при цих припущеннях оцінки параметрів знаходяться по формулі:

$$\tilde{\alpha} = \tilde{L}^2 / \tilde{D}_L; \quad \tilde{\beta} = \tilde{L} / \tilde{D}_L. \tag{19}$$

На основі властивостей розподілу ЗФІ, маємо $\alpha = 1/V_1^2$. В той час необхідно додатково переконатися у виконанні умови (11): $\beta > 1/(1-k_B), \left(k_B < 1 - \tilde{L}v_1^2\right)$.

Для законів розподілів Бірнбаума-Саундерса і зворотного Гауссівського, враховуючи зазначення припущення, оцінки параметрів знаходяться по формулах:

$$\tilde{\beta} = \left(\frac{\tilde{L} + \left(\tilde{L}^2 + 3\tilde{D}_L\right)^{\frac{1}{2}}}{2\tilde{D}_L} \right)^{\frac{1}{2}}; \quad \tilde{\alpha} = \tilde{\beta}\tilde{L} - 0,5 / \tilde{\beta}, \tag{20}$$

$$\text{або } \tilde{\beta} = \left(\frac{\tilde{t}}{\tilde{D}_L} \right)^{\frac{1}{2}}, \quad \tilde{\alpha} = \tilde{\beta}\tilde{L}. \tag{21}$$

Після відповідних обчислень необхідно переконатися, що отримані параметри задовольняють властивості ПЗФІ (18) і умові (11): $\beta^2 / 2 > 1 / \left(1 - k_B\right)$, або (12) $k_B < 1 - 2/\beta^2$. Підкреслимо, що для того щоб мала місце умова (15), при $k_B < 0,5\left(d\left(k_B\right) < 1\right)$, для ЗГЗ повинно $V_L < 0,51$, а для ЗБС – $V_L < 0,55$, тобто для вибраного діапазону значень коефіцієнта варіації V_L ці умови виконуються.

Для закону розподілу Вейбулла-Гнеденка побудована залежність V_L:

$$V_L = [\Gamma\left(2/\alpha + 1\right) - \Gamma^2\left(2/\alpha + 1\right)]^{\frac{1}{2}} / \Gamma\left(2/\alpha + 1\right), \tag{22}$$

Графічна інтерпретація цієї залежності представлена на рис.3

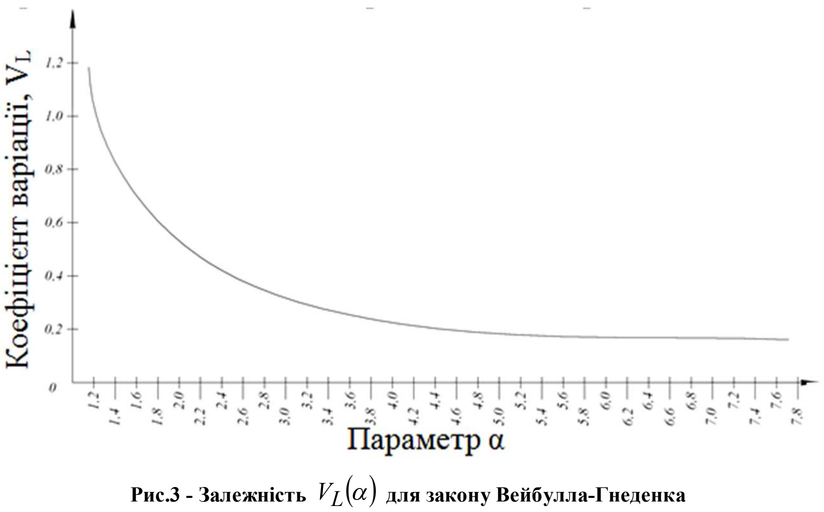

Рис.3 - Залежність $V_L(\alpha)$ для закону Вейбулла-Гнеденка

Можна бачити, що при $V_L = 0,4$, $\alpha = 2,8$. Для вибраного діапазону коефіцієнта варіації $V_L \le 0{,}5$ умова ЗФІ, при $\alpha > 1$ виконується. Математичне очікування і дисперсія, при цьому оцінюється по формулах:

$$\overline{L} = \beta \Gamma\left(1/\alpha + 1\right); \quad (23)$$

$$D_L = \beta^2 [\Gamma\left(2/\alpha + 1\right) - \Gamma^2\left(1/\alpha + 1\right)]. \quad (24)$$

Зауважимо, що параметр β визначається по формулі: $\beta = \overline{L} / \Gamma\left(1/\alpha + 1\right)$.

Для зрізаного нормального закону UN(α,β) математичне очікування і дисперсія дорівнюють:

$$M_L = \overline{L} = \alpha + \left(k\beta / \sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\alpha^2 / 2\beta^2\right); \quad (25)$$

$$D_L = \beta^2 - \left(k\beta / \sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-\alpha^2 / 2\beta^2\right)\overline{L}, \quad (26)$$

де k - константа зрізання, яка подається через параметри α і β:

$$k = \left(1 - \phi\left(-\alpha / \beta\right)\right)^{-1}. \quad (27)$$

При розв'язанні системи рівнянь (25, 26) існує проблема ізоляції початкового розв'язку параметрів α_0, β_0. Оскільки це відбувається на початковому етапі, то $-\infty < \alpha_0 < \infty$, а $\beta_0 > 0$. Тому передусім здійснимо пошук методу їх ізоляції. З цією метою зробимо деякі перетворення рівняння (25):

$$A\left(\alpha, \beta\right) = \alpha + \left(k\beta / \sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-a^2 / 2\beta^2\right) - \overline{L} = 0,$$

то при $\alpha=0$, $\beta \to \beta_{0m}$, маємо:

$$A\left(0, \beta_{0m}\right) = 2\beta_{0m} / \sqrt{2\pi} - \overline{L}, \quad (28)$$

звідки

$$\beta_{0m} = \sqrt{\pi / 2\overline{L}} \quad (29)$$

Аналогічно здійснимо перетворення рівняння (26):

$$B\left(\alpha, \beta\right) = \beta^2 - \left(k\beta / \sqrt{2\pi}\right)\exp\left(-a^2 / 2\beta^2\right)\overline{L} - D_L = 0,$$

і при $\alpha=0$, $\beta \to \beta_{0d}$, маємо:

$$B\left(0, \beta_{0d}\right) = \left(1 - 2/\pi\right)\beta_{0d}^2 - D_L, \quad (30)$$

звідки

$$\beta_{0d} = \sqrt{\pi D_L} / \sqrt{\pi - 2}. \quad (31)$$

Графічні інтерпретації областей розв'язку рівнянь (27) і (28) наведено на рис.4.

Можна бачити, якщо $\beta_{0m} = \beta_{0d}$, то шуканий початковий розв'язок дорівнює: $\alpha_0 = 0$, $\beta_0 = \beta_{0m} = \beta_{0d}$. Якщо $\beta_{0d} < \beta_{0d}$, то маємо $\alpha_0 > 0, \sqrt{D_L} < \beta_0 < \beta_{0d}$. Якщо $\beta_{od} > \beta_{om}$, $\alpha_0 < 0$, то маємо $\beta_0 > \beta_{0d}$.

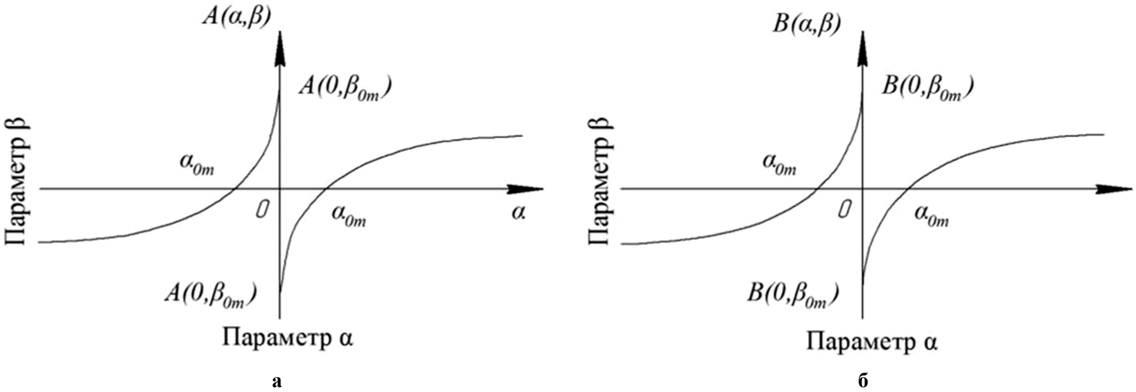

Рис.4 – Графік відображення областей розв'язків: $A(\alpha,\beta)$ – (а) і $B(\alpha,\beta)$ – (б)

Графічна ілюстрація алгоритму знаходження параметрів (α_0, β_0) наведено на рис.5:

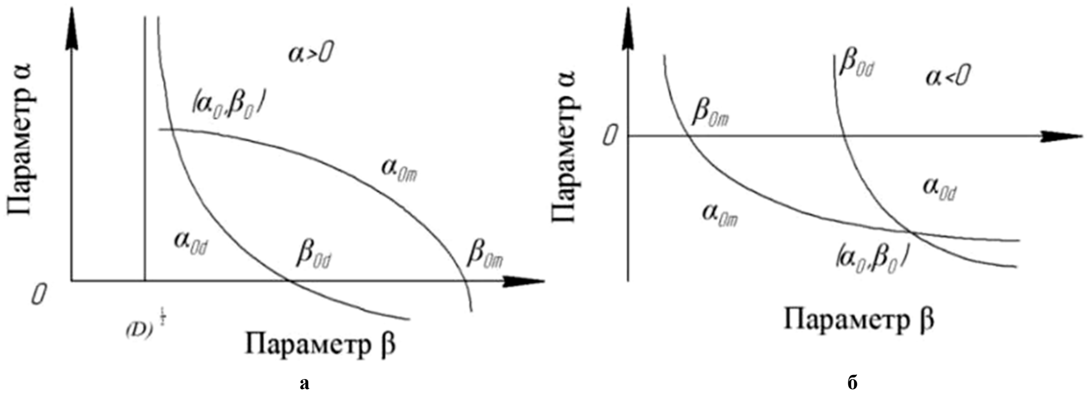

Рисунок 5 – Графічне відображення процедури знаходження параметрів (α_0,β_0) при: а) $\alpha > 0$, б) $\alpha < 0$

За заданих числових характеристик математичного очікування $\overline{L}$ і дисперсії D_L, проведені дослідження дозволили запропонувати наступний алгоритм обчислення параметрів (α_0, β_0):

- за формулами (28), (30) розраховуємо β_{0m} і β_{0d};
- якщо $|\beta_{0m} - \beta_{0d}| < \varepsilon_1$, то $\alpha_0 = 0, \beta_0 = (\beta_{0m} + \beta_{0d})/2$, де ε_1 - задана точність порівняння β_{0m} і β_{0d};
- якщо $\beta_{0d} < \beta_{0m}, \alpha_0 > 0$, то методом половинного ділення уточнюємо значение параметру β_0: $\beta_1 = \sqrt{D_L}, \beta_2 = \beta_{0d}$; $\beta_0 = (\beta_1 + \beta_2)/2$;
- розв'язуємо рівняння (2.42), при $\beta = \beta_0, \alpha_0 > 0$, отримуємо розв'язок α_{0m};
- розв'язуємо рівняння (2.44) при $\beta = \beta_0, \alpha_0 > 0$, отримуємо розв'язок α_{0d};
- якщо $\alpha_{0d} < \alpha_{0m}$, то $\beta_2 = \beta_0$, в іншому випадку $\beta_1 = \beta_0$, здійснюється перехід на (β_0) поки не виконається умова $|\alpha_{od} - \alpha_{om}| < \varepsilon_2$, після чого $\alpha_0 = (\alpha_{od} + \alpha_{0m})/2$, а для ізоляції розв'язків α_{0m} і α_{0d} рекомендується крок пропорційний $\overline{L}$, де ε_2 - задана точність порівняння;
- якщо $\beta_{0d} > \beta_{0m}(\alpha_0 < 0)$, то ізолюємо параметр β_0 з кроком, пропорційним $\sqrt{D_L}$: $\beta_0 = \beta_{0d}$, $\beta_0 = \beta_0 + a\sqrt{D}, a$ - коефіцієнт пропорційності;
- розв'язуємо рівняння (2.42), при $\beta = \beta_0, \alpha_0 < 0$ отримаємо розв'язок α_{0m};

- розв'язуємо рівняння (2.44), при $\beta = \beta_0, \alpha_0 < 0$ отримаємо розв'язок α_{0d};
- якщо $|\alpha_{0d}| < |\alpha_{0m}|$, то здійснюється перехід на β_0, в іншому випадку, при $|\alpha_{0d}| > |\alpha_{0m}|$, маємо $\beta_0 = \beta_0 - (a/2)\sqrt{D_L}$.

Після визначення параметрів (α_0, β_0) можна сформулювати алгоритм визначення оптимального значення першого інтервалу діагностики:

- знаючи оцінки числових характеристик функції розподілу напрацювання, визначаємо її параметри α і β;
- переконаємося, що ці значення параметрів належать області розподілу ЗФІ;
- переконаємося, що співвідношення профілактичних і аварійних середніх витрат $k_B = \overline{B}_П / \overline{B}_B$, задовольняє умову (12);
- розв'яжемо рівняння (9) і визначимо оптимальне значення першого інтервалу діагностики;
- за потребою, використовуючи формулу (13), визначимо мінімальне нормоване значення інтенсивності експлуатаційних витрат.

Висновки

1. Сформовано підходи визначення пробігів першого та наступних контролів технічного стану систем та агрегатів засобів транспорту під час експлуатації на основі вимірювання діагностичних параметрів та вартісних показників надійності.

2. Розроблено алгоритм визначення залишкового ресурсу при мінімальній кількості контрольних вимірів діагностичних параметрів.

3. Запропоновано використовувати критерії мінімальної інтенсивності експлуатаційних витрат для визначення першого інтервалу пробігу контролю технічного стану.

4. Розроблено методику теоретичного визначення параметрів законів розподілів напрацювання, виходячи з процедури ізоляції розв'язків параметрів α_0 і β_0 та врахування зростання функції інтенсивності експлуатаційних витрат.

Література

1. Зубрицкас И.И. Вопросы прогнозирования параметров диагностирования тормозных систем в рамках совершенствования системы управления техническим состояниям автомобилей: Монография. Издательство Lambert Acadeic Publishing LAP, 2013 – 176с.
2. Махитько В.П. Методы оценки показателей надежности изделий по результатам испытаний и эксплуатации / В.П.Махитько, В.Г.Засканов, М.В. Савин // Журнал Самарского научного центра РАН – 2013р. - №6 – С.293-299
3. Бажинов А.В. Прогнозирование остаточного ресурса автомобильного двигателя: Монография / А.В.Бажинов – Харьков: ХГАДГУ, 2001 – 95с.
4. Бажинов А.В. Программно-аппаратный комплекс оценки остаточного ресурса двигателя внутреннего сгорания / А.В.Бажинов, Е.А.Серикова // Весник ХНАДУ: Сборник научных трудов – Харьков: ХНАДУ – 2009 – Вып. 45 – С 79-84
5. Гайданова А.Г. – Проблема оптимального диагностирования с учетом приведенных затрат / А.Г.Гайданова // Контроль и диагностика – 1998 - №4 – С63 – 68
6. Надежность и эффективность в технике: Справочник в десяти томах, т.8 Эксплуатация и ремонт. М: Машиностроение, 1990. – 306с.
7. Гриньків А.В. Використання методів прогнозування в керуванні технічним станом агрегатів та систем транспортних засобів / А.В. Гриньків// Збірник наукових праць

Кіровоградського національного технічного університету, Техніка в сільськогосподарському виробництві, галузеве машинобудування, автоматизація - 2016. – 29. – С. 25-32

8. Аулін В.В. Методика вибору діагностичних параметрів технічного стану транспортних засобів транспортних засобів на основі теорії сенситивів / В.В. Аулін, А.В. Гриньків // Науковий журнал "Технічний сервіс агропромислового, лісового та транспортного комплексів", ХНТУСГ ім. П.Василенка. – 2016. - №5. – С.109-117
9. Аулін В.В. Прогнозування залишкового ресурсу агрегатів та систем транспортних засобів сільськогосподарського виробництва за їх технічним станом / В.В. Аулін, А.В. Гриньків, В.М. Каліч, Д.В.Голуб // Кіровоградський національний технічний університет – 2015. - №45 (Ч.2). – С 28 – 36

Summary

Aulin, V.V., Hrynkiv A.V. Theoretical basing of the technical condition control points of systems and units of means of transport

In this article for forecasting of a residual resource of elements of systems and units of means of transport for their actual technical condition is proposed probabilistic-physical approach. The essence of the approach is to use statistical information and an actual values resource defining diagnostic parameters. In the operation of means of transport two development options are considered: monotony when a parameter does not change through time, or the changes are minor and non-monotonic, when there are the increasing and decreasing of values of diagnostic parameters with preservation of tendencies of their development. The mathematical apparatus of determining the first interval control of technical condition and forecasting of runs until the next control using the ratio of the minimum intensity of operating costs, which takes into account the costs of restoration of the technical condition during unscheduled repairs and preventive costs during scheduled maintenance, is proposed. Based on the developed mathematical apparatus, a number of algorithms for its implementation are proposed. In predicting time to failure using the developed algorithms, we used the following distributions: inverse Gaussian, Weibull-Gnedenko, Birman-Saunders, truncated normal and generated for these methods of parameters estimation based on the procedure of isolation of decisions and parameters satisfying the property is almost an increasing function of the intensity of the operating costs. Features patterns between the parameters of the distribution laws, mathematical expectation of the run and its dispersion are shown. Determination of the parameters of the distribution laws allows to more accurately describe and identify the rational operating times for the first and subsequent intervals of control of technical condition of systems and and units of means of transport.

Key words: *probabilistic-physical approach, the distribution, maintenance, control, diagnostics, parameter, operating time and operating costs.*

References

1. Zubritskas I.I. Voprosyi prognozirovaniya parametrov diagnostirovaniya tormoznyih sistem v ramkah sovershenstvovaniya sistemyi upravleniya tehnicheskim sostoyaniyam avtomobiley: Monografiya. Izdatelstvo Lambert Acadeic Publishing LAP, 2013 – 176s.
2. Mahitko V.P. Metodyi otsenki pokazateley nadezhnosti izdeliy po rezultatam ispyitaniy i ekspluatatsii / V.P.Mahitko, V.G.Zaskanov, M.V. Savin // Zhurnal Samarskogo nauchnogo tsentra RAN – 2013r. - #6 – S.293-299.
3. Bazhinov A.V. Prognozirovanie ostatochnogo resursa avtomobilnogo dvigatelya:

Monografiya / A.V.Bazhinov – Harkov: HGADGU, 2001 – 95s.

4. Bazhinov A.V. Programmno-apparatniy kompleks otsenki ostatochnogo resursa dvigatelya vnutrennego sgoraniya / A.V.Bazhinov, E.A.Serikova // Vesnik HNADU: Sbornik nauchnih trudov – Harkov: HNADU – 2009 – Vyip. 45 – S 79-84.
5. Gaydanova A.G. – Problema optimalnogo diagnostuvannya s uchetom privedennyih zatrat / A.G.Gaydanova // Kontrol i diagnostika – 1998 - #4 – S63 – 68.
6. Nadezhnost i effektivnost v tehnike: Spravochnik v desyati tomah, t.8 Ekspluatatsiya i remont. M: Mashinostroenie, 1990. – 306s.
7. Grinkiv A.V. Vikoristannya metodIv prognozuvannya v keruvanni tehnichnim stanom agregatIv ta sistem transportnih zasobIv / A.V. Grinkiv// Zbirnik naukovih prats KIrovogradskogo natsIonalnogo tehnIchnogo unIversitetu, TehnIka v sIlskogospodarskomu virobnitstvi, galuzeve mashinobuduvannya, avtomatizatsIya - 2016. – 29. – S. 25-32.
8. Aulin V.V. Metodika viboru dIagnostichnih parametrIv tehnichnogo stanu transportnih zasobiv transportnih zasobiv na osnovi teoriyi sensitiviv / V.V. Aulin, A.V. Grinkiv // Naukoviy zhurnal "Tehnichniy servis agropromislovogo, lisovogo ta transportnogo kompleksiv", HNTUSG im. P.Vasilenka. – 2016. - №5. – S.109-117.
9. Aulin V.V. Prognozuvannya zalishkovogo resursu agregativ ta sistem transportnih zasobiv silskogospodarskogo virobnitstva za yih tehnichnim stanom / V.V. Aulin, A.V. Grinkiv, V.M. Kalich, D.V.Golub // Kirovogradskiy natsionalniy tehnichniy universitet – 2015. - №45 (Ch.2). – S 28 – 36.