УДК 330.46:338

Б.О. Дем'янчук, д.т.н., доц.
В.Ф. Обертас
Військова академія (м. Одеса), Україна

МЕТОДИЧНІ ОСНОВИ СТАТИСТИЧНОГО ПРОГНОЗУВАННЯ ДИНАМІКИ ЗМІН ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ПАРКА ВІЙСЬКОВИХ АВТОМОБІЛІВ

Розглядаються методичні основи статистичного прогнозування динаміки змін технічного стану парка військових автомобілів; аналіз і вибір закону розподілу для обробки випадкових відхилень щорічних дискретних рівнів коефіцієнтів готовності зразка від опорної функції процесу; застосування метода максимальної правдоподібності для одержання оцінок параметрів прогнозного тренда процесу змін коефіцієнту готовності зразка.

Ключові слова*: коефіцієнт технічної готовності, напрацювання на відмову, парк військових автомобілів, метод статистичного прогнозування.*

Актуальність теми. На теперішній час особлива увага приділяється на підтриманні технічного стану військової автомобільної техніки в стані постійної готовності до використання за призначенням. У статті розглядається особливості моделі, адекватної процесу змін за часом коефіцієнтів готовності зразків. Вирішення задачі об'єктивного прогнозування динаміки змін коефіцієнта технічної готовності зразка військової автомобільної техніки за наслідками спостереження фактичної зміни цього параметра в дискретні моменти ретроспективного інтервалу часу зазвичай пов'язане з відомими труднощами.

Невизначеності випадкового і антагоністичного характеру, що пов'язані з важко передбачуваним набором причин і чинників, які сприяють збереженню коефіцієнта готовності зразка транспортного засобу за часом експлуатації, і чинників, які перешкоджають збереженню цього показника, доцільним є застосування ймовірнісної моделі.

Експериментальні оцінки вказаної динаміки вважаються проблемними через недоцільність адекватного відтворення ситуації з оцінкою середнього часу напрацювання на відмову і середнього часу відновлення зразка, що відмовив, в ситуації, близькій до реальної.

Завдання даної статті. Визначення методичних основ та застосування методу статистичного прогнозування динаміки з метою визначення технічного стану парка військових автомобілів.

Відсутність перевірених реальним досвідом початкових даних про статистичний розподіл параметрів випадкових процесів, що стосуються варіантів відмов і відновлення зразку озброєння або військової техніки, направлених на збереження можливостей зразка в складній обстановці, – все це знижує цінність результатів такого моделювання.

Метод статистичного прогнозування динаміки зменшення коефіцієнта готовності (з часом експлуатації) зразка заснований, по-перше, на побудові імовірнісної конкурентної моделі, адекватно реальній ситуації, якщо діють узагальнені чинники, які сприяють, і чинники, які перешкоджають успішному збереженню параметра готовності зразка до бойового застосування.

По-друге, метод передбачає отримання експериментальних даних про фактичне значення коефіцієнта готовності зразка в дискретні моменти часу, наприклад, за наслідками річних звітів по експлуатації озброєння в частині, тобто на ретроспективному інтервалі часу. На цьому етапі виявляється експериментально закономірність зміни коефіцієнта технічної готовності зразка по обмеженій кількості реальних даних.

По-третє, метод містить обчислення точних оптимальних оцінок параметрів результуючого тренду залежності коефіцієнта готовності від часу експлуатації на перспективному інтервалі часу і обчислення дисперсії оптимальних оцінок параметрів цього тренду по сукупності всіх дискретних експериментальних даних, що взяті на ретроспективному інтервалі.

Таким чином, в якості функції, що апроксимує вказану сукупність експериментальних даних, доцільно обрати модель, яка, в порівняні з відомими моделями, адекватно враховує процес одночасного протиборства чинників. (див. формулу 3).

Ця модель адекватно відображає особливості процесу зміни коефіцієнта готовності зразка за часом v у вигляді

$$dB(v)/dv = yB(\nu)\cdot[1 - B(\nu)] \qquad (1)$$

Інтегруючи (1) за довільних початкових умов, наприклад, у вигляді

$B(v = v_{0,5}) = 0{,}5$, де $v_{0,5}$ – момент часу, при якому досягнутий рівень коефіцієнта готовності зразка досягає половини його максимально можливого значення, отримаємо на даному етапі імовірнісну модель (тренд) залежності ймовірності $B(v)$, тобто коефіцієнта готовності зразка, від часу v y вигляді (рис. 1)

$$B(v) = \{1 + \exp[\gamma(\nu_{0.5})]\}^{-1} \qquad (2)$$

Параметри γ й $\nu_{0,5}$ цієї кривої повинні далі оцінюватися для побудови результуючого тренду за даними спостережень, які відображені на рисунку 1 пунктиром.

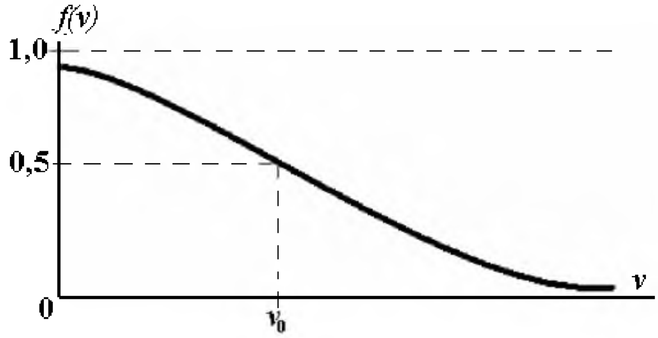

Рис. 1. Залежність ймовірності перевищення заданого рівня, який дорівнює *v*, випадковою величиною виграшу

Застосування метода максимальної правдоподібності для оцінок параметрів прогнозного тренду процесу змін коефіцієнту готовності.

Нехай далі завдання полягає в знаходженні оцінок з мінімальними помилками параметрів γ й $\nu_{0,5}$ та погрішностей цих оцінок по обмеженій сукупності m значень функції, спостережуваних на початковому інтервалі часу v, тобто за дискретними експериментальними даними, наприклад, через кожних $0{,}1v_{макс}$. Саме цей метод, як показує аналіз, забезпечує використання всієї інформації, що є отриманою на ретроспективному інтервалі спостереження змін коефіцієнту готовності зразка транспортного засобу протягом його експлуатації.

Вважаємо, що для тренда набуті експериментально його дискретні значення для аргументу $v = v_к$, $к = 1,\dots,m$.

Оптимальні оцінки параметрів $(v_{0,5})$ й γ з найменшими середньоквадратичними помилками їх оцінювання без вживання спеціальних заходів для лінеаризації тренда знайти не вдається. Тому шукатимемо оцінки у два етапи.

Перш за все, набудемо опорні значення $(v_{0,5})_0$ й γ_0 по двох значеннях функції, наприклад, для відомих і найбільш видалених (на ретроспективному інтервалі часу) значень аргументу $v = v_1$ та $v = v_m$.

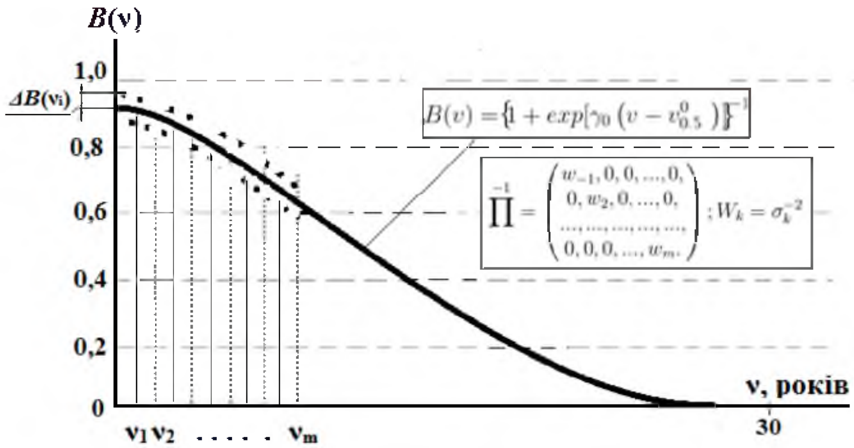

Рис. 2. Графік відхилень результатів практичного спостереження рівня коефіцієнта готовності ВАТ за даними експлуатації від опорної кривої тренду, *B*(v), з метою побудови матриці елементів, які є оберненими дисперсіям цих відхилень, для визначення прогнозного тренду коефіцієнта

Для визначення опорної кривої *B*(*t*) отримаємо систему двох рівнянь з двома невідомими у виді параметрів $v^0_{0,5}$, γ_0 майбутньої опорної кривої:

$$B_1 = \{1 + ex\rho[\gamma_0(v_1 - v_{0.5})]\}^{-1} \tag{3}$$

$$B_m = \{1 + ex\rho[\gamma_0(v_m - v_{0.5})]\}^{-1} \tag{4}$$

Розв’язання системи дає шукані на етапі лінеаризації функції опорні параметри:

$$\gamma_0 = [\ln(1/B_1 - 1) - \ln(1/B_m - 1)]/(v_1 - v_m);$$

$$(v_{0,5})_0 = [v_m \ln(1/B_1 - 1) - v_1 \ln(1/B_m - 1)]/[\ln(1/B_1 - 1) - \ln(1/B_m - 1)]. \tag{5}$$

Для знаходження оцінок параметрів ($v_{0,5}$) й γ_o методом максимальної правдоподібності, з урахуванням їх опорних значень (5) і всіх значень функції *B*(*v*) на інтервалі [$v = 0$, $v = v_m$], причому зміряних з погрішностями $\sigma_1, \sigma_2, ..., \sigma_m$ введемо позначення:

$$b_1 = (v_{0,5})_o + \Delta(v_{0,5}) = b_{01} + \Delta b_1; \quad b_2 = \gamma_o + \Delta\gamma = b_{02} + \Delta b_2 \tag{6}$$

Розкладемо *B*(*v*) у ряд Тейлора по параметрах b_1 і b_2 в оточенні вектора (b_{o1}, b_{o2}), обмежуючись першими членами розкладання. При цьому для $v = v_к$, $к = 1,...,m$ набудемо значення *k-й* дискрети у вигляді

$$B(v_k) = B_{0.0}(v_k) + \sum_1^2 [dB(v_k)/db_i)](b_i - b_{0i}) = B_{0.0}(v_k) + /\sum_1^2 B_1(v_k)(b_i - b_{0i}), \tag{7}$$

де: $B_{0,0}(v_k) = \{1 + \exp[-b_{02}(v_к - b_{01})]\} - 1;$

$$B_i(v_к) = -\{1 + \exp[-b_{02}(v_к - b_{01})]\}^{-2} \exp[-b_{02}(v_к - b_{01})] b_{02}, \tag{8}$$

$$B_2(v_k) = \{1 + \exp[-b_{02}(v_к - b_{01})]\}^{-2} \exp[-b_{02}(v_к - b_{01})](v_к - b_{01}).$$

Представимо для $t = t_к$, $к = 1,...,m$ вираз (7) системою вигляду

$$A^T \cdot \Delta b = C, \tag{9}$$

де: $A = \begin{pmatrix} B_1(v_1).....B_1(v_m) \\ \hline B_2(v_1).....B_2(v_m) \end{pmatrix}$; $\Delta b = \begin{pmatrix} \Delta b_1 \\ \hline \Delta b_2 \end{pmatrix}$

$$C = \begin{pmatrix} B(v_1) - B_{0.0}(v_1) \\ \hline B(v_m) - B_{0.0}(v_1 m) \end{pmatrix}$$

Перш ніж перейти до відшукання вектора оцінок Δb, знайдемо, використовуючи правило Саррюса, визначника інформаційної матриці Фішера, який згідно (9) дорівнює:

$$\left|A^T A\right| = \sum_{k=1}^{m} B_1^2(\nu_k) \sum_{k=1}^{m} B_2^2(\nu_k) - [\sum_{k=1}^{m} B_1^2(\nu_k) B_2(\nu_k)]^2 \tag{10}$$

Із (10), маючи на увазі (8), можна зробити висновок про те, що визначник матриці $\left|A^T A\right|$ не є рівним нулю, отже, при розв'язанні рівняння (9) можна отримати оцінки, що мають кінцеву дисперсію.

Врахуємо неточний опис процесу $B(\nu)$ на інтервалі експериментальних вимірювань. Значення проекцій вектора C містять помилку. Випадковий вектор має вигляд

$$y = C + \delta' . \tag{11}$$

Якщо помилки опису даного процесу розподілені нормально (це припущення не суперечить граничній теоремі Ляпунова, оскільки процес зміни коефіцієнта готовності зразка розвивається під впливом безлічі незалежних випадкових чинників з нульовим середнім значенням) то їх густина ймовірності має вигляд

$$\varphi(\delta') = (2\pi)^{-\frac{m}{2}} \left|\Pi\right|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}\delta'^T \cdot \Pi^{-1}\delta'\right\}, \tag{12}$$

де П – матриця коваріацій помилок опису процесу за допомогою опорної функції тренду.

Для практичного визначення елементів матриці коваріацій, наносимо реальні значення коефіцієнта готовності зразка транспортного конкретного засобу в ретроспективну частину графіка. Наносимо в оточенні досвідних (у військової частині) результатів спостережень цього коефіцієнта готовності криву моделі (2), яка описує типову зміну коефіцієнта готовності зразка за час, наприклад, протягом 30 років експлуатації. Точки на графіку кривої і дискретні рівні коефіцієнта готовності в реальної експлуатації практично не співпадають. Потім знаючи реальні точки и маючи графік кривої, віднімаємо ці значення спостережень і кривої та підносимо різниці до квадрату. Визначив дисперсії відхилень, вносимо їх у формулу для матриці коваріацій (12). За допомогою знайденого значення здійснимо розрахунки за формулами (13), (16) і (17). Із останній формулі знаходимо оцінки параметра γ – коефіцієнта інтенсивності протидії чинників, що сприяють і перешкоджають збільшенню величини коефіцієнта готовності зразка, а також параметра $\nu_{0,5}$, тому ще саме ці параметри повністю описують динаміку змін коефіцієнта готовності цього зразка.

Знаходимо, таким чином, спочатку функцію правдоподібності параметрів Δb, що підлягають оцінюванню. Ця функція, згідно до (11) і (12), дорівнює

$$\psi(\Delta b / y) = (2\pi)^{-\frac{m}{2}} \left|\Pi\right|^{\frac{1}{2}} \cdot \exp\{-\frac{1}{2}(y - A\cdot\Delta b)^T \cdot \Pi^{-1}(y - A\cdot\Delta b)\}, \tag{13}$$

де $A = A(b_0)$; $y = y(\Delta b_{\text{èñò.}}, \delta')$.

Для незалежних помилок нерівноточного опису процесу $B(\nu)$ матриця коваріацій і обернена їй є діагональними і мають види:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sigma_m^2 \end{pmatrix}; \; \Pi^{-1} = \begin{pmatrix} W_1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & W_2 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & W_m \end{pmatrix}; \; W_k = \sigma_k^{-2}. \tag{14}$$

де σ_k^2 – дисперсія помилки *k-го* відліку $B(\nu)$, що дорівнює $\sigma_k^2 = M\left[\delta^2\right]$.

Рівняння правдоподібності виходить із (4.13) після диференціювання логарифма ψ згідно з (4.14). Це рівняння правдоподібності має вид

$$(A^T\Pi^{-1}A)\cdot\Delta b = A^T\Pi^{-1}y. \tag{15}$$

Матриця $\left(A^T\Pi^{-1}A\right)^{-1}$ згідно з (4.10) і (4.15) дорівнює:

$$\left(A^T\Pi^{-1}A\right)^{-1} = \left[\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2\sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2 - \left(\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\right)^2\right]^{-1}\times$$
$$\times\begin{pmatrix}\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2 & -\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\\ -\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k} & \sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2\end{pmatrix}. \tag{16}$$

Відповідно до (4.5), (4.6), (4.8), (4.14), (4.16) в результаті отримаємо оптимальні оцінки параметрів ($v_{0,5}$) й γ очікуваної динаміки змін коефіцієнта готовності зразка транспортного засобу залежно від часу *v*.

Оцінки параметрів, а саме, γ – коефіцієнта інтенсивності протидії чинників, що сприяють і перешкоджають збільшенню величини ймовірності готового стану зразка, тобто коефіцієнта готовності зразка, повністю залежного *від* цих двох параметрів, отримаємо у вигляді:

$$\begin{pmatrix}\hat{\nu}_{0,5}\\ \hat{\gamma}\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}(\nu_{0,5})_0 + \dfrac{\sum_{l=1}^{m}\left[W_lB_{1l}\sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2 - W_lB_{2l}\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\right]y_l}{\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2\sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2 - \left(\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\right)^2}\\ \gamma_0 + \dfrac{\sum_{l=1}^{m}\left[W_lB_{2l}\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2 - W_lB_{1l}\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\right]y_l}{\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2\sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2 - \left(\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\right)^2}\end{pmatrix} \tag{17}$$

Визначення дисперсій оцінок параметрів тренда процесу зміни показника готовності зразка автомобільної техніки

Відповідно до (16), дисперсії оцінок шуканих параметрів тренда процесу зміни показника готовності зразка мають вид:

$$\sigma^{2}_{\nu} = \frac{\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2}{\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2\sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2 - \left(\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\right)^2};$$

$$\sigma^{2}_{\gamma} = \frac{\sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2}{\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}^2\sum_{k=1}^{m}W_kB_{2k}^2 - \left(\sum_{k=1}^{m}W_kB_{1k}B_{2k}\right)^2}; \tag{18}$$

Точність оцінок параметрів тренду (рис. 2) зростає при збільшенні числа дискретних даних етапу спостережень коефіцієнта готовності зразка, а також при збільшенні точності вимірювань відліків $B(\nu_k)$.

Підставляючи оцінки параметрів (17) у вираз (2) для тренду, отримаємо шукану результуючу функцію змін коефіцієнта готовності зразка за часом, що дозволяє прогнозувати очікувану закономірність динаміки змін цього коефіцієнта в залежності від часу його експлуатації зразка транспортного засобу на перспективному інтервалі часу експлуатації.

Зрозуміло, що прогнозне значення коефіцієнта готовності зразка, який, таким чином, досліджується, доцільно визначати по величині значення ординати результуючої функції часу для заданого моменту, тобто для абсциси отриманої результуючої функції.

Висновки. Прогнозування динаміки змін технічного стану парка військових автомобілів на сучасному етапі є пріоритетним напрямком з підтримання військової автомобільної техніки в стані постійної готовності до застосування.

Запропонований метод, що враховує об'єктивне протиборство чинників процесу, що сприяючих і перешкоджають реалізації ефекту збереження, коефіцієнта готовності зразка, заснований на застосуванні імовірнісної моделі, яка є більш адекватною, ніж відомі.

Розрахунки параметрів функції прогнозних значень коефіцієнта готовності зразка принципової складності не представляють, проте, є достатньо громіздкими. Тому розробка і застосування програмного продукту, реалізованого для цих розрахунків за допомогою персональній ЕОМ, дозволяє отримати шукані результати протягом декількох хвилин.

Список використаних джерел

1. *Дем'янчук Б.О. Основи технічного забезпечення. Обґрунтування рішень / Б.О. Дем'янчук, О.В. Малишкін. Навчальний посібник з грифом МОН. – Одеса: Військова академія. – 2014. – 240 с.*
2. *Основи автотехнічного забезпечення. Моделювання процесів: навчальний посібник / Б.О. Дем'янчук, С.М Верпівський, В.М Меленчук Навчальний посібник – Одеса: Видавництво Військова академія (м. Одеса), 2015. – 330 с.*
3. *Автотехнічне забезпечення. Управління ресурсом і оновленням парку автомобілів: навчальний посібник / Б.О. Дем'янчук, В.А. Маханьков, В.Ф. Обертас // – Одеса: Видавництво: Військова академія (м. Одеса), 2016. – 250 с.*
4. *Стратегічний оборонний бюлетень України на період до 2015 року (Біла книга України). – К.: Аванпост-прім, 2004. – 96 с.*

МЕТОДИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ СТАТИСТИЧЕСКОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ ИЗМЕНЕНИЯ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ПАРКА ВОЕННЫХ АВТОМОБИЛЕЙ

Б.А. Демьянчук, В.Ф. Обертас

Рассматриваются методические основы статистического прогнозирования динамики изменений технического состояния парка военных автомобилей; анализ и выбор закона распределения для обработки случайных отклонений ежегодных дискретных уровней коэффициентов готовности образца от опорной функции процесса; применение метода максимального правдоподобия для получения оценок параметров прогнозного тренда процесса изменений коэффициента готовности образца.

Ключевые слова: *коэффициент технической готовности, наработка на отказ, парк военных автомобилей, метод статистического прогнозирования.*

METHODICAL BASIS OF STATISTICAL FORGNOSIS OF DYNAMICS OF CHANGES IN THE TECHNICAL STATE OF THE PARK OF MILITARY AUTOMOBILES

B. Demianchuk, V. Obertas

The methodical bases of statistical forecasting of the dynamics of changes in the technical condition of the fleet of military vehicles are considered; analysis and choice of the distribution law for processing random variances of annual discrete levels of sample readiness coefficients from the reference process function; application of the maximum likelihood method for obtaining estimates of the parameters of the forecast trend of the process of changing the readiness of the sample.

Keywords: *technical readiness coefficient, refusal, fleet of military vehicles, method of statistical forecasting.*