

УДК 389.14

Л.М. Віткін¹, В.У. Ігнаткін², В.А. Литвиненко²¹Держспоживстандарт України, Київ²Дніпродзержинський державний технічний університет

КОМП'ЮТЕРНЕ КОРИГУВАННЯ МІЖПЕРЕВІРОЧНИХ ІНТЕРВАЛІВ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ ЗА КРИТЕРІЄМ МІНІМУМУ ВИТРАТ

Запропоновано підхід, який дозволяє за допомогою ПЕОМ визначати та досліджувати вплив параметрів системи метрологічного обслуговування засобів вимірювальної техніки на показники їхньої надійності, а також автоматизувати процес коригування міжперевірочного інтервалу за критерієм мінімуму витрат на метрологічне обслуговування ЗВТ.

Ключові слова: міжперевірочний інтервал, критерій мінімуму витрат.

Вступ

Задача оптимізації функціонування і організації структури системи метрологічного обслуговування засобів вимірювальної техніки (СМО ЗВТ) розпадається на дві відносно самостійні задачі: дослідження й аналіз самої системи МО ЗВТ; вивчення й аналіз впливу вибору структури й правил функціонування МО ЗВТ на витрати виробництва [1].

Основне коло питань для вирішення першої задачі, як правило, складається із задач вибору показників експлуатаційної надійності ЗВТ й вивчення їхнього поведіння за умови варіації параметрів МО ЗВТ в межах обраної структури [2 – 4].

Основний матеріал

Розглянемо моделі, які можуть бути використані для аналізу залежностей показників надійності від параметрів СМО ЗВТ, з урахуванням цілей моделювання СМО ЗВТ. Цих цілей може бути, принаймні, дві. Перша – моделювання СМО ЗВТ для визначення її характеристик або в рамках того підприємства, на якому вона організована (замкнута СМО ЗВТ), або самостійної одиниці (розімкнута СМО ЗВТ). І друга – моделювання СМО ЗВТ для підприємства, що використовує ЗВТ, щоб виявити надійнісні характеристики ЗВТ і їхній вплив на кінцевий результат підприємства і ефективність його функціонування [5 – 7]. Для підприємства у сьогоднішніх умовах доцільною постановкою задачі моделювання є другий підхід, який і розглянемо більш детально.

Оскільки основним об'єктом СМО ЗВТ є саме ЗВТ, покажемо основні стани, у яких воно може перебувати. Зупинимося на моделі яка розглядає п'ять станів ЗВТ:

- 1 – ЗВТ працездатне й застосовується за призначенням;
- 2 – ЗВТ непрацездатне, але застосовується за призначенням (прихована відмова);
- 3 – ЗВТ працездатне й перевіряється;
- 4 – ЗВТ непрацездатне й перевіряється;
- 5 – ЗВТ в ремонті.

Для конкретного ЗВТ ці події утворюють повну групу: вони є взаємовиключними, і ймовірність знайти ЗВТ, хоча б в одному з них, дорівнює 1 (інших станів для ЗВТ не існує).

Перехід зі стану 1 у стан 2 викликається виникненням в ЗВТ прихованої відмови.

Переходи 1 – 3 і 2 – 4 здійснюються планово, за графіком проведення періодичних перевірок з періодом $T_n = T_{\text{мпи}} + \tau_n$, де $T_{\text{мпи}}$ – міжперевірочний інтервал; τ_n – тривалість перевірки.

На рис. 1: $T_{\text{мр}}$ – математичне очікування міжремонтного інтервалу; $T_{\text{ц}}$ – математичне очікування циклу ЗВТ між двома послідовними ремонтами; $\tau_{\text{ож}}$ – математичне очікування часу відновлення ЗВТ в черзі на ремонт; $\tau_{\text{в}} = \tau_{\text{ож}} + \tau_{\text{р}}$ – математичне очікування часу відновлення ЗВТ в ремонті; N_n – математичне очікування номера останньої перевірки, що починається до закінчення інтервалу $T_{\text{мр}}$; t' – математичне очікування інтервалу часу від моменту завершення останньої перевірки до закінчення інтервалу $T_{\text{мр}}$; K – номер перевірки від початку циклу ЗВТ.

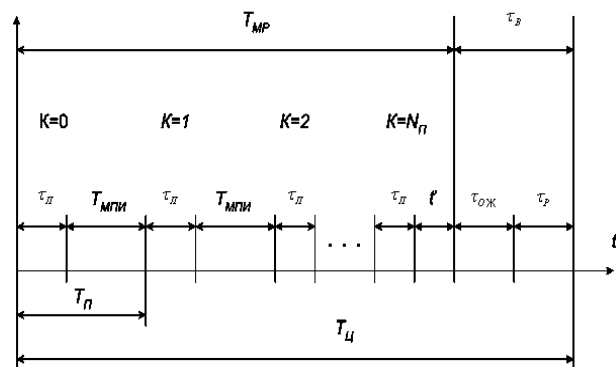


Рис. 1. Часова діаграма функціонування ЗВТ (спрощена)

Перехід 3 – 4 аналогічний переходу 1 – 2. Перехід 3 – 4 здійснюється по завершенню перевірки за умови, що не було прийнято помилкове рішення про наявність у ЗВТ прихованої відмови. В іншому випадку спостерігається перехід 3 – 5. Аналогічно перехід 4 – 2 здійснюється, якщо через помилку (невиявлення відмови) користувачеві повертається ЗВТ

з прихованою відмовою, в іншому випадку – перехід 4 – 5 – прийняте вірне рішення. Крім цього, можуть відбуватися переходи 1 – 5, 2 – 5, 3 – 5, 4 – 5, якщо в ЗВТ виникає явна відмова. Явна відмова – це, як правило, раптова відмова, появу якої може встановити сам користувач ЗВТ. Перехід 5 – 3 – ідеальне відновлення, перехід 5 – 4 – відновлення з прихованою відмовою, яку не усунуто через помилки, допущені під час виконання ремонту.

Як параметри СМО ЗВТ використовуються: T_n – період повторення перевірочних робіт; τ_n – час виконання перевірки; τ_v – час відновлення ЗВТ в ремонті; α_n – ймовірність помилкової діагностики прихованої відмови при перевірці; β_n – ймовірність пропуску (не виявлення) прихованої відмови при перевірці; β_p – ймовірність повернення ЗВТ з ремонту з прихованою відмовою (передбачається, що явна відмова при ремонті усувається безумовно).

Як характеристики відмов використовуються: T_a – середнє напрацювання на явну відмову; T_c – середнє напрацювання на приховану відмову. Зазначені величини виступають як параметри розподілу ймовірностей виникнення відмов.

Розглянемо замкнуту СМО ЗВТ докладніше.

При аналізуванні експлуатації ЗВТ за допомогою моделі станів дуже часто для зведення рішення до аналітичного використовують марковську модель, яка описується марковським випадковим процесом з безперервним часом. При цьому вважають, що всі потоки подій, що переводять процес зі стану в стан, є пуасонівськими. Це означає що ймовірність часу перебування ЗВТ в кожному з його станів відповідає експоненціальному закону розподілу ймовірностей.

Нехай інтенсивність потоку ймовірності покинути стан i є λ_{ii} . Вона повинна в замкнутій системі, якою є марковська модель експлуатації ЗВТ, дорівнювати сумарній інтенсивності потоків в інші стани:

$$-\lambda_{ii} = \sum_{k=1, k \neq i} \lambda_{ki}, \quad (1)$$

де λ_{ki} – інтенсивність потоку ймовірності переходу ЗВТ з i -го стану в k -й. Величина λ_{ii} є не що інше як інтенсивність вхідного потоку переходів ЗВТ в i -й стан. Інтенсивність всіх потоків зручно представити у вигляді \wedge - матриці інтенсивностей:

$$\wedge = \begin{pmatrix} -\left(\frac{1}{T_c} + \frac{1}{T_a} + \frac{1}{T_n}\right) & 0 & \frac{1-\alpha_n}{\tau_n} & 0 & 0 \\ \frac{1}{T_c} & -\left(\frac{1}{T_a} + \frac{1}{T_n}\right) & 0 & \frac{\beta_n}{\tau_n} & 0 \\ \frac{1}{T_n} & 0 & -\left(\frac{1}{T_a} + \frac{1}{\tau_n}\right) & 0 & \frac{1-\beta_p}{\tau_v} \\ 0 & \frac{1}{T_n} & 0 & -\left(\frac{1}{T_a} + \frac{1}{\tau_n}\right) & \frac{\beta_p}{\tau_v} \\ \frac{1}{T_a} & \frac{1}{T_a} & \frac{1+\alpha_n}{T_a + \tau_n} & \left(\frac{1}{T_a} + \frac{1-\beta_n}{\tau_n}\right) & \frac{1}{\tau_v} \end{pmatrix}. \quad (2)$$

Тут по діагоналі розташовуються елементи λ_{ii} , які визначають інтенсивність вхідних потоків в i -й стан. Недіагональні елементи λ_{ki} визначають інтенсивність потоку з λ_{ki} -го стану в k -й. Їхня сума у стовпчику зі зворотним знаком дорівнює діагональному елементу в цьому ж стовпчику, що відповідає рівності (1).

Щоб визначити значення ймовірностей перебування ЗВТ в кожному з станів марковської моделі експлуатації ЗВТ, тобто вектор $P(t) = (P_1(t), \dots, P_5(t))^T$, знаходиться при розв'язанні рівняння:

$$\frac{dP(t)}{dt} = \wedge P(t), \quad (3)$$

яке в сталому режимі ($t \rightarrow \infty, P_i(t) = \text{const}, i = 1, \dots, 5$) зводиться до однорідної системи лінійних рівнянь.

Однак, застосування марковської моделі обмежене допущеннями, що ймовірність для ЗВТ вийти з поточного стану відповідає експоненціальному закону розподілу в будь-якому стані. Альтернативною моделлю марковській моделі експлуатації ЗВТ є дискретно-безперервна модель [2]. Тут враховано істотну різницю між суто випадковими подіями виникнення відмов і суто детермінованими подіями вилучення ЗВТ на періодичну перевірку.

Нехай початок відліку циклу ЗВТ (див. часову діаграму на рис. 2) збігається з початком перевірки, що виникає безпосередньо за ремонтом. Номер цієї перевірки приймається рівним нулю. Номер останньої, що завершилася до моменту часу t , перевірки визначається виразом:

$$k = \left[(t - \tau_n) / T_n \right], \quad (4)$$

де [...] – округлення до меншого цілого (ціла частина числа). Таким чином, k є дискретною функцією від часу t .

Позначимо $P_{1,k}$ і $P_{2,k}$ – ймовірності виявити ЗВТ відразу після k -ої перевірки відповідно в станах 1 або 2. Тоді можна виразити ймовірність $P_{1c,k}(t)$ того, що в інтервалі часу $\tau_n + kT_n \leq t < \tau_n + (k+1)T_n$ ЗВТ буде працювати без відмов, і ймовірність $P_{c,k}(t)$ того, що у тому ж інтервалі часу в ЗВТ виникає прихована відмова:

$$P_{1c,k}(t) = P_{1,k} \frac{1 - P_c(t)}{1 - P_c(\tau_n + kT_n)} \cdot \frac{1 - P_a(t)}{1 - P_a(\tau_n + kT_n)};$$

$$P_{c,k}(t) = \left\{ P_{2,k} + P_{1,k} \left(1 - \frac{1 - P_c(t)}{1 - P_c(\tau_n + kT_n)} \right) \right\} \cdot \frac{1 - P_a(t)}{1 - P_a(\tau_n + kT_n)}. \quad (5)$$

де $P_c(\dots)$ і $P_a(\dots)$ – ймовірності виникнення в ЗВТ прихованих і явних відмов відповідно до моменту часу, наведеному в дужках.

Функція $P_{1c,k}(t)$ є не що інше, як ймовірність залишитися ЗВТ в стані 1 у момент часу t , а функція $P_{c,k}(t)$ – ймовірність залишитися ЗВТ у стані 2 до моменту часу t . Обидві ймовірності падають із часом через наростання ймовірності виникнення явної відмови – множник $(1 - P_a(t)) / (1 - P_a(\tau_n + kT_n))$.

Цей множник являє собою ймовірність того, що в інтервалі часу $\tau_n + kT_n \leq t < T_n + kT_n$ в ЗВТ не наступить явна відмова, якщо вона не наступила до моменту часу $\tau_n + kT_n$. Функція $P_{1,c,k}(t)$ убуває також ще й через виникнення прихованих відмов – множник $(1 - P_c(t)) / (1 - P_c(\tau_n + kT_n))$, обумовлений аналогічно попередньому. У той же час спостерігається відповідне зростання функції $P_{c,k}(t)$ на величину $P_{1,c} \left(1 - \frac{1 - P_c(t)}{1 - P_c(\tau_n + kT_n)} \right)$, ЗВТ із часом як би переходить із стану 1 у стан 2.

Можна помітити, що вирази (5) побудовані так, що вони не залежать від вибору закону розподілу ймовірностей виникнення відмов. Це також є перевагою в порівнянні з марківської моделлю. Математичне сподівання часу знаходження ЗВТ в деякому t_j в деякому стані j записується у вигляді:

$$t_j = \int_0^\infty \xi \frac{dP_j(\xi)}{d\xi} d\xi = - \int_0^\infty \xi \frac{dP_j(\xi)}{d\xi} d\xi, \quad (6)$$

де $P_j(\xi)$ – ймовірність залишитися СІ в j -му стані до моменту часу ξ .

Якщо ймовірність $P_j(\xi)$ належить до класу функцій, таких що

$$\lim_{\xi \rightarrow \infty} (\xi \cdot P_j(\xi)) = \lim_{\xi \rightarrow 0} (\xi \cdot P_j(\xi)) = 0,$$

то справедливо таке співвідношення:

$$\int_0^\infty \frac{d}{d\xi} (\xi P_j(\xi)) d\xi = \int_0^\infty P_j(\xi) d\xi + \int_0^\infty \frac{dP_j(\xi)}{d\xi} d\xi = 0. \quad (7)$$

Приналежність функцій $P_j(\xi)$ до зазначеного класу означає, що ЗВТ не може нескінченно довго перебувати в одному стані. Саме цей випадок ми й розглядаємо в моделі станів, маючи на увазі що ЗВТ постійно міняє свої стани. Але тоді вираз (6) можна замінити більш простим:

$$t_j = \int_0^\infty P_j(\xi) d\xi. \quad (8)$$

Визначення (8) представляє зручний спосіб визначення величин $\xi_1, \xi_1 + \xi_2, T_{mp}$, де ξ_1, ξ_2 – математичні очікування сумарного часу перебування ЗВТ в станах 1 і 2 відповідно протягом циклу $T_{п}$. Останні величини потрібні для визначення показників надійності: коефіцієнтів готовності, вірогідності й технічного використання, які відповідно з приведеним описом моделі станів ЗВТ запишуться в такому вигляді:

$$K_{Г} = \xi_1 / (\xi_1 + \xi_2 + \tau_{в}); \quad K_{В} = \xi_1 / (\xi_1 + \xi_2); \quad (9)$$

$$K_{ТВ} = (\xi_1 + \xi_2) / T_{п}.$$

Припустимо, що закони $P_c(\xi)$ і $P_{я}(\xi)$ розподілу ймовірностей виникнення прихованих і явних відмов експоненціальні:

$$P_c(\xi) = 1 - e^{-\xi/T_c} \quad \text{і} \quad P_{я}(\xi) = 1 - e^{-\xi/T_{я}}. \quad (10)$$

Щоб приведені нижче конкретні числові результати мали б у той же час певну спільність, використаємо такий підхід. Напрацювання ЗВТ на явну відмову $T_{я}$ – показник, що має цілком прозорий зміст. Показники надійності ЗВТ визначаються не стільки абсолютними значеннями параметрів МО ЗВТ, скільки їхнім відношенням до $T_{я}$, а також залежать від відношення величини $T_c/T_{я}$. Підхід полягає в тому, щоб всі величини, що мають розмірність часу, виразити в одиницях $T_{я}$.

Це досягається наведеними нижче перетвореннями:

$$\theta_c = \frac{T_c}{T_{я}}; \quad \theta_{п} = \frac{T_{п}}{T_{я}}; \quad \xi = \frac{t}{T_{я}}; \quad (11)$$

$$\phi_{п} = \frac{\tau_{п}}{T_{я}}; \quad \phi_{в} = \frac{\tau_{в}}{T_{я}}; \quad \theta_{mp} = \frac{T_{mp}}{T_{я}};$$

відповідно одержимо:

$$\xi_1 = \frac{\theta_c}{1 + \theta_c} \left(1 - e^{-\frac{(\theta_{п} - \phi_{п})(1 + \theta_c)}{\theta_c}} \right) \sum_{k=0}^{\infty} P_{1,k}; \quad (12)$$

$$\xi_1 + \xi_2 = \left(1 - e^{-(\theta_{п} - \phi_{п})} \right) \sum_{k=0}^{\infty} (P_{1,k} + P_{2,k}); \quad (13)$$

$$\theta_{mp} = \left(\left(1 - e^{-\phi_{п}} \right) + \left(1 - e^{-\theta_{п}} \right) \sum_{k=0}^{\infty} (P_{1,k} + P_{2,k}) \right). \quad (14)$$

Принциповими труднощами застосування дискретно-безперервної моделі є наявність рядів. Їхня збіжність гарантується властивістю функцій розподілів ймовірностей, але число членів, яке треба взяти для забезпечення необхідної точності, може бути досить великим для ручних розрахунків (більше 10...20). Тому для одержання рішення необхідно використовувати ПЕОМ. При цьому рекомендується наступний порядок організації обчислень: а) задати параметри МО ЗВТ в абсолютному (для звичайного користувача) або відносному (для аналітика) вигляді: а) $\tau_{п}, T_{п}, \tau_{в}, \alpha_{п}, \beta_{п}, \beta_{р}$ або відповідно $\phi_{п}, \theta_{п}, \phi_{в}, \alpha_{п}, \beta_{п}, \beta_{р}$; б) задати характеристики відмов: T_c і $T_{я}$; в) використовуючи вирази $\xi_1, \xi_1 + \xi_2, \theta_{mp}$ відповідно розрахувати значення величин $K_{Г}, K_{В}, K_{ТВ}$.

Якщо в СМО ЗВТ на підприємстві налагоджений механізм збору й аналізу статистичних даних про надійність ЗВТ, на цій основі можна вирішити коригування показників надійності ЗВТ у часі. Характерним прикладом такої задачі є вибір (зміна) значення періоду проведення перевірочних робіт (міжперіодичного інтервалу) для ЗВТ певного типу [8, що перебувають в однакових умовах експлуатації. Вибір може здійснюватися виходячи з обмежень задачі, накладених на показники надійності ЗВТ $K_{Г}, K_{В}, K_{ТВ}$, або за критерієм мінімуму наведених витрат випуску одиниці продукції, а також за іншими тех-

ніко-економічними критеріями. В даному випадку визначення величини $T_{\text{мпн}}$ проводиться шляхом оптимізації цільової функції, якої слугує сума витрат на метрологічне обслуговування і втрат від застосування неприцездатного ЗВТ за призначенням:

$$Z_{\text{ЗВ}} = \frac{1}{K_{\text{ТВ}}} (C_{\text{ЗВ}} + (C_{\text{п}} t_{34} + C_{\text{р}} \tau_{\text{р}} + C_{\text{ш}} t_2) / T_{\text{ц}}), \quad (15)$$

де $C_{\text{ЗВ}}$ – вартість 1 години експлуатації ЗВТ у користувача без обліку витрат на МО ЗВТ, грн/г; $C_{\text{п}}$ – вартість 1 години перевірочних робіт, грн/г; $C_{\text{р}}$ – вартість 1 години ремонтних робіт, грн/г; $C_{\text{ш}}$ – середньостатистичний збиток від використання за призначенням ЗВТ з прихованою відмовою, грн/г; t_{34} – середній час перебування ЗВТ на перевірці за час циклу; $t_2(\xi_2)$ – середній час за час циклу використання ЗВТ з прихованою відмовою.

Для аналізу й визначення залежностей $K_{\text{Г}}$, $K_{\text{В}}$, $K_{\text{ТВ}}$ за допомогою дискретно-безперервної моделі було розроблено пакетну програму MOSIN мовою Delphi 7.

Відповідність ідентифікаторів цієї програми умовним позначкам змінних, прийнятих у цій роботі, наведено у табл. 1

Таблиця 1

Відповідність ідентифікаторів програми MOSIN змінним величинам

$K_{\text{Г}} - G$	$K_{\text{В}} - D$	$K_{\text{ТВ}} - TI$
$\alpha_{\text{п}} - \text{ALP}$	$\beta_{\text{п}} - \text{BP}$	$\beta_{\text{р}} - \text{BR}$
$t_1 - T_1$	$t_1 + t_2 - T_{12}$	$t_2 - T_2$
$t_{34} = t_3 + t_4 - T_{34}$	$T_{\text{ц}} - \text{TC}$	$T_{\text{мр}} - \text{TMR}$
$\tau_{\text{ож}} - \text{TOV}$	$\tau_{\text{р}} - \text{TR}$	$\tau_{\text{п}} - \text{TAP}$
$T_{\text{п}} - \text{TP}$	$T_{\text{пн}} - \text{TPX}$	$Z_{\text{ЗВ}} - \text{ZSI}$
$T_{\text{я}} - \text{TQ}$	$T_{\text{с}} - \text{TS}$	$C_{\text{ЗВ}} - \text{CSI}$
$C_{\text{р}} - \text{CR}$	$C_{\text{ш}} - \text{CSH}$	$C_{\text{п}} - \text{CP}$

Програма MOSIN розрахована на побудову шести графіків (рис. 2 – 6). У масивах структури програми зберігається символічне подання значення аргументу $\theta_{\text{п}}$ (вираженному в логарифмічному масштабі), та відповідне цьому значенню значення функцій $K_{\text{Г}}$, $K_{\text{В}}$, $K_{\text{ТВ}}$, $T_{\text{мр}}$ і $Z_{\text{ЗВ}}$, при різних значеннях $T_{\text{с}}$. Значення цих функцій зберігаються в графічній інтерпретації, тобто в готовому для аналізу вигляді.

Перед початком розрахунків здійснюється введення вихідних даних й присвоєння значень змінним CSI , CP , CR , CSH , ALP , BP , BR , TR , TOV , TPX , TAP , TQ , TSM . Розрахунки було проведено для випадку $C_{\text{ЗВ}} = 0,025$; $C_{\text{п}} = 1,400$; $C_{\text{р}} = 3,000$; $C_{\text{ш}} = 1,000$; $\alpha_{\text{п}} = 0,050$; $\beta_{\text{п}} = 0,050$; $\beta_{\text{р}} = 0,250$; $\tau_{\text{р}} = 8$ год; $\tau_{\text{ож}} = 40$ год; $T_{\text{пн}} = 10$ год – початкове значення $T_{\text{п}}$; $\tau_{\text{п}} = 2$ год; $T_{\text{я}} = 10000$ год; $T_{\text{с}}$ – всього дев'ять елементів масиву, що відповідає дев'яти кривим: 100,0; 215,443; 464,158; 1000,0; 2154,43; 4641,48; 10000,0; 21544,3; 46415,8.

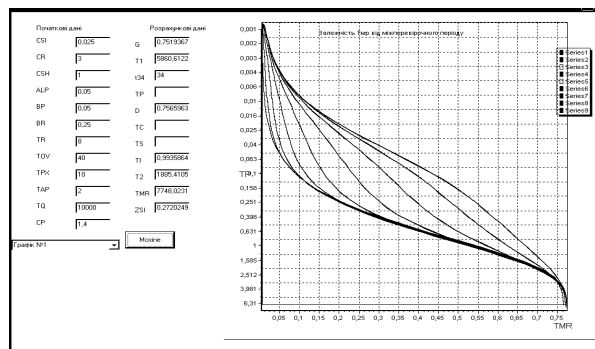


Рис. 2. Графік залежності математичного очікування часу напрацювання на ремонт ($T_{\text{мр}}$) від міжперевірочного інтервалу ($T_{\text{п}}$) при різних значеннях математичного очікування прихованих відмов ($T_{\text{с}}$); (масштаб логарифмічний)

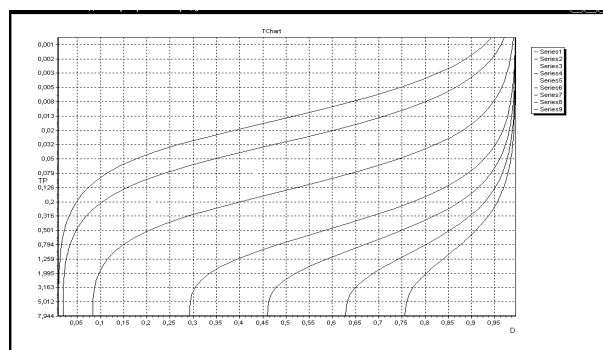


Рис. 3. Залежність коефіцієнта вірогідності ($K_{\text{В}}$) від міжперевірочного інтервалу ($T_{\text{п}}$) при різних значеннях математичного очікування прихованих відмов ($T_{\text{с}}$); (масштаб логарифмічний)

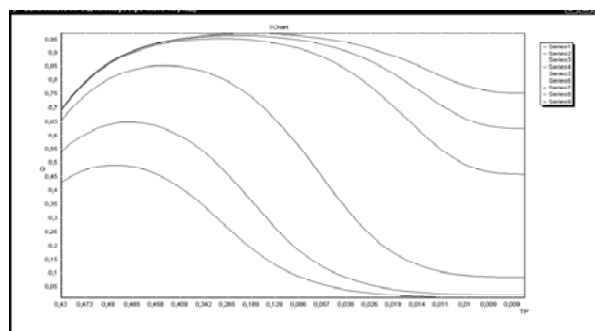


Рис. 4. Залежність коефіцієнта готовності ($K_{\text{Г}}$) від міжперевірочного інтервалу ($T_{\text{п}}$) при різних значеннях математичного очікування прихованих відмов ($T_{\text{с}}$); (масштаб логарифмічний)

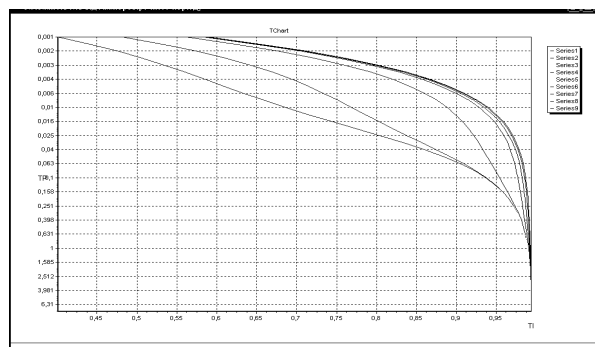


Рис. 5. Залежність коефіцієнта технічного використання ($K_{\text{ТВ}}$) від міжперевірочного інтервалу ($T_{\text{п}}$) при різних значеннях математичного очікування прихованих відмов ($T_{\text{с}}$); (масштаб логарифмічний)

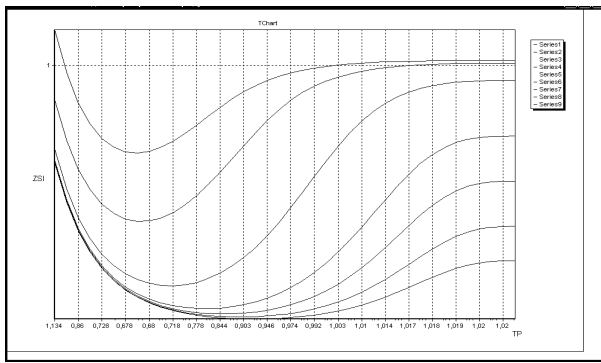


Рис. 6. Графік залежності суми витрат на МО і втрат від застосування несправного ЗВТ за призначенням ($Z_{в}$) від міжперевірочного інтервалу ($T_{п}$) при різних значеннях математичного очікування прихованих відмов ($T_{с}$); (масштаб логарифмічний)

Висновки

1. Результати дослідження свідчать про можливість оцінювання й контролювання показників надійності ЗВТ в автоматизованому режимі з застосуванням розробленої для ПЕОМ програми MOSIN мовою Delphi 7.
2. Програма дозволяє визначати оптимальне значення міжперевірочного інтервалу, за якого досягається екстремум цільової функції при обмеженнях на показники надійності у разі введення підприємствами в автоматизованому виді збирання і аналізування статистичних даних про надійність ЗВТ і параметрах МО ЗВТ.
3. Визначено закони розподілу ймовірностей виникнення прихованих і явних відмов.
4. При використанні зазначеного піходу слід звернути увагу на те, що локальний мінімум цільової функції не завжди може слугувати підставою для вибору міжперевірочного інтервалу. За наявності обмежень на коефіцієнти готовності і вірогідності оптимум може зсуватись на границю області допустимих значень. Зміна параметрів СМО ЗВТ для ЗВТ одного типу відобразиться на показниках надійності ЗВТ інших типів.

КОМПЬЮТЕРНОЕ КОРРЕКТИРОВАНИЕ МЕЖПОВЕРОЧНЫХ ИНТЕРВАЛОВ СРЕДСТВ ВЫЧИСЛИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ ПО КРИТЕРИЮ МИНИМУМА ЗАТРАТ

Л.М. Виткин, В.У. Игнаткин, В.А. Литвиненко

Предложен подход, который позволяет с помощью ПЭВМ определять и исследовать влияние параметров системы метрологического обслуживания средств вычислительной техники на показатели их надежности, а также автоматизировать процесс корректирования межповерочного интервала по критерию минимума затрат на метрологическое обслуживание СВТ.

Ключевые слова: межповерочный интервал, критерий минимума затрат.

COMPUTER ADJUSTMENT OF INTERVALS OF INTERTESTS OF FACILITIES OF COMPUTATIONAL TECHNIQUE ON THE CRITERION OF A MINIMUM OF EXPENSES

L.M. Vitkin, V.U. Ignatkin, V.A. Litvinenko

Approach which allows by computer to determine and explore influence of parameters of the system of metrological maintenance of facilities of the computing engineering on their reliability indexes is offered, and also to automatize the process of adjustment of intertest interval on the criterion of a minimum of expenses on metrological maintenance of FCT.

Keywords: intertest interval, criterion of a minimum of expenses.

Тому кожного разу після прийняття рішення необхідно переглядати залежності показників надійності для всіх типів ЗВТ підприємства. Цього можна не робити, якщо відомо що такий взаємодія незначний.

5. Вибір конкретного значення міжперевірочного інтервалу перш за все, визначається вимогами виробничої системи, можливостями СМО ЗВТ, фінансовими ресурсами і вибором законів розподілу ймовірностей виникнення відмов ЗВТ.

Список літератури

1. Игнаткин В.У. Автоматизация метрологического обслуживания средств измерений промышленного предприятия. – М.: Изд-во стандартов, 1988. – 208 с.
2. Игнаткин В.У. Определение и анализ зависимостей показателей надежности средств измерений // Измерительная техника. – 1988. – № 7. – С. 11-13.
3. Игнаткин В.У. Оценка, контроль и прогнозирование метрологической надежности средств измерений. – М.: Изд-во стандартов, 1991. – 190 с.
4. ГОСТ 27.002-89. Надежность в технике. Термины и определения.
5. Виткин Л.М., Игнаткин В.У. Модель оптимизации метрологических характеристик средств измерительной техники предприятия // Украинський метрологічний журнал. – 2007. – № 4. – С. 3-6.
6. Виткин Л.М., Игнаткин В.У. Модель оптимизации затрат на систему метрологического обеспечения средств измерительной техники // Украинський метрологічний журнал. – 2008. – № 1. – С. 3-7.
7. Виткин Л.М., Игнаткин В.У. Метрологічна надійність засобів вимірювальної техніки // Міжвідомчий науково-технічний збірник "Вимірювальна техніка та метрологія" – 2008. – № 69. – 11-15.
8. Фридман А.С. Метрологическая надежность и межповерочные интервалы // Приборы и автоматизация. – 2002. – № 7. – С. 37-41.

Надійшла до редколегії 4.08.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. І.П. Захаров, Харківський національний університет внутрішніх справ, Харків.