

УДК 381.6

М.Ю. Яковлев

Науковий центр Сухопутних військ Львівського інституту Сухопутних військ, Львів

ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ МЕТРОЛОГІЧНОЇ НАДІЙНОСТІ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ АВІАЦІЙНИХ РАДІОТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ НА ЕТАПІ ЕКСПЛУАТАЦІЇ

У статті розроблено комплекс методів забезпечення метрологічної надійності засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем на етапі експлуатації з урахуванням контрольних допусків на метрологічні характеристики засобів вимірювальної техніки. Наведено економічний спосіб перевірки, що полягає в перевірці всіх засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем на відповідність контрольним допускам і градуюванню екземплярів засобів вимірювальної техніки, забракованих за цим критерієм. Запропоновано метод оптимізації міжповірчих інтервалів засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем.

метрологічна надійність, засоби вимірювальної техніки, авіаційні радіотехнічні системи, контрольний допуск, міжповірчий інтервал, показники метрологічної надійності

Вступ

Постановка проблеми. Надійність засобів вимірювальної техніки (ЗВТ) істотно впливає на надійність авіаційних радіотехнічних систем (АРТС), для визначення технічного стану яких вони використовуються [1, 2]. Тому проблема забезпечення надійності ЗВТ АРТС є актуальною. Одним з найважливіших завдань цієї проблеми являється встановлення міжповірчих інтервалів (МПІ) з урахуванням контрольних допусків ЗВТ АРТС та подальша їх оптимізація [3].

Аналіз літератури. Питанням забезпечення метрологічної надійності (МН) ЗВТ при їх експлуа-

тації присвячено велике число публікацій. Найзначнішими серед них є роботи С.Р. Гродніцького, В.Д. Кудріцького, А.В. Єкімова, Б.М. Беляєва, П.В. Новіцького, В.С. Свінцева, В.П. Полетаєва, Г.К. Ленюка, О.А. Казакова, С.Ф. Льовіна, А.Е. Фрідмана, Т.І. Чернишової, В.М. Чинкова. Велика кількість робіт, найпомітнішими з яких є [4 – 9], опублікована і за кордоном. В той же час це певною мірою і дезорієнтувало практиків. Залишилося неясним, який же метод з багатьох опублікованих вибрати для застосування в повірочній практиці. Крім того, оскільки забезпечення МН ЗВТ пов'язано з досягненням компромісу між повірочачами, економічно

зацікавленими в збільшенні суми зборів за перевірку і, отже, скороченні МПЗ ЗВТ, і власниками ЗВТ, часто зацікавленими в протилежному, то допустимо практичне застосування тільки методів, затверджених компетентними метрологічними організаціями. Отже, необхідна уніфікація методів забезпечення МН ЗВТ. Оскільки тільки при цій умові можливо практичне рішення проблеми управління МН ЗВТ (у тому числі і ЗВТ АРТС). Проте, останнє можливо тільки на основі універсальної методології, поперше, вільної від припущень, що обмежують спільність даних моделей, і, по-друге, що враховує всі основні варіанти вирішуваних вимірювальних задач і стратегій експлуатації ЗВТ.

Мета статті. Розробити комплекс методів забезпечення МН ЗВТ АРТС на етапі експлуатації з урахуванням контрольних допусків на їх метрологічні характеристики (МХ). Навести економічний спосіб перевірки, що полягає в перевірці всіх ЗВТ АРТС на відповідність контрольним допускам і градуюванню екземплярів ЗВТ АРТС, забракованих за цим критерієм. Розробити метод оптимізації МПЗ ЗВТ АРТС.

Виклад основного матеріалу

Відомо, що забезпечення МН ЗВТ включає наступні складові [10 – 12]: встановлення (визначення) МПЗ, а також подальші оптимізацію і коректування МПЗ. Далі в статті буде розглянуто перші дві складові процесу забезпечення МН ЗВТ (застосовно до ЗВТ АРТС): встановлення (або визначення) і оптимізація МПЗ ЗВТ АРТС.

1. Встановлення міжповірчих інтервалів з урахуванням контрольних допусків засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем. Для подальшого викладу скористаємося порядком округлення МПЗ ЗВТ АРТС до значень, зручних для складання графіків перевірки, запропонованим в [13]. У відповідності з [13] рекомендується вибирати значення МПЗ ЗВТ АРТС в місяцях з ряду: 0,25; 0,5; 1; 2; 3; 4; 5; 6; 7; 8; 9; 10; 11; 12; 15; 18; 21; 24; 30 і далі через 6 міс. При визначенні МПЗ ЗВТ АРТС в інших одиницях (годинах, добах та ін.) рекомендується користуватися цим же рядом. При дискретному ряді значень МПЗ ЗВТ АРТС алгоритм рішення рівняння:

$$P(T) = P^*, \quad (1)$$

полягає в послідовному переборі значень МПЗ з приведенного вище ряду до знаходження двох сусідніх значень T_i і T_{i+1} , задовольняючих умовам:

$$P(T_i) \geq P^*; P(T_{i+1}) < P^*, \quad (2)$$

де P^* – встановлений гранично припустимий рівень показника МН ЗВТ АРТС; $P(T)$ – вірогідність безвідмовної роботи ЗВТ АРТС.

Встановлено, що значення T_i є рішенням рівняння (1), закругленим в меншу сторону.

При першому способі перевірки (калібрування всіх ЗВТ АРТС, що поступили на перевірку) визначення МПЗ ЗВТ АРТС проведемо в такому порядку.

Вибираємо значення T_1 і обчислюємо величину

$v_P(T_1)$ по формулі:

$$v_P(T_1) = \max\{|v_{P1}(T_1)|; |v_{P2}(T_1)|\}, \quad (3)$$

де $v_{P1}(T_1)$, $v_{P2}(T_1)$ – функції, залежні від параметра T_i , визначаються із співвідношень:

$$v_{P1}(T_1) = m(T_1) + \frac{\lambda_P - U(T_1)}{1 - \lambda_P U(T_1)} \sigma(T_1) e^{-R(T_1)}; \quad (4)$$

$$v_{P2}(T_1) = m(T_1) - \frac{\lambda_P + U(T_1)}{1 + \lambda_P U(T_1)} \sigma(T_1) e^{-R(T_1)}, \quad (5)$$

де λ_P – квантіль нормального розподілу при довірчій вірогідності P ; $m(T_i)$, $\sigma(T_i)$, $R(T_i)$ і $U(T_i)$ – характеристики нестабільності ЗВТ АРТС.

Вибираємо з ряду значень МПЗ ЗВТ АРТС значення, найближче до T_1 . Якщо виконується умова:

$$v_P(T_1) > v_P^*, \quad (6)$$

то одержуємо, що $T_2 < T_1$, а якщо виконується умова:

$$v_P(T_1) < v_P^*, \quad (7)$$

то маємо $T_2 > T_1$. Обчислюємо функцію $v_P(T_2)$ і вибираємо значення T_3 , і так далі, до тих пір, поки не отримаємо, що $v_P \in [v_P(T_{n-1}), v_P(T_n)]$. Після цього як МПЗ ЗВТ АРТС приймаємо значення $\min(T_{n-1}, T_n)$.

При перевірці другим способом (визначення придатності до застосування по нормах стабільності всіх ЗВТ АРТС, що поступили на перевірку, забракування нестабільних ЗВТ АРТС та калібрування інших) і нормуванні вірогідності P_{mc}^* для значень $T_i = 1, 2, 3, \dots$ обчислюємо:

$$P_{mc}(T_i) = 1/2 \{ \text{Erf}[Z_1] - \text{Erf}[Z_2] \}, \quad (8)$$

де Z_1 , Z_2 – допоміжні функції, що визначаються як:

$$Z_1 = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{\Delta - m(T_i) + \sigma(T_i) e^{-R(T_i)} U(T_i)}{[\Delta - m(T_i)] U(T_i) + \sigma(T_i) e^{-R(T_i)}}; \quad (9)$$

$$Z_2 = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{\Delta + m(T_i) - \sigma(T_i) e^{-R(T_i)} U(T_i)}{[\Delta + m(T_i)] U(T_i) - \sigma(T_i) e^{-R(T_i)}}, \quad (10)$$

де Δ – межа нестабільності МХ ЗВТ АРТС, що допускається; $\text{Erf}(y)$ – стандартна функція програмного забезпечення ЕОМ (наприклад, в математичному пакеті Matlab) визначається з формули:

$$\text{Erf}(y) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^y e^{-t^2} dt. \quad (11)$$

де y – аргумент функції $\text{Erf}(\dots)$ (в нашому випадку в якості x приймаються Z_1 і Z_2).

Як МПЗ приймаємо $\min(T_{n-1}, T_n)$, що задовольняє наступній умові:

$$P_{mc}^* \in [P_{mc}(T_{n-1}), P_{mc}(T_n)]. \quad (12)$$

Якщо при перевірці другим способом нормується показник K_{mc}^* , значення T_i розділимо на 100 рівних відрізків. Для кожного $t_k 0,01kT_i$, обчислимо ймовірність $P_{mc}(t_k)$ за формулою (8), а потім визначимо значення коефіцієнта метрологічної справності:

$$K_{mc}(T_i) = \frac{1}{100} \left[0,5P_{mc}(0) + \sum_{i=1}^{99} P_{mc}(t_k) + 0,5P_{mc}(T) \right]. \quad (13)$$

Як МПШ ЗВТ АРТС приймемо $\min(T_{n-1}, T_n)$, що задовольняє умові:

$$K_{mc}^* \in [K_{mc}(T_{n-1}), K_{mc}(T_n)]. \quad (14)$$

При третьому способі перевірки (визначення придатності до застосування по нормах точності всіх ЗВТ АРТС, що надійшли на перевірку) і нормуванні показника P_{mc}^* для значень T_i , при $i = 1, 2, 3, \dots$ вірогідність $P_{mc}(T_i)$ обчислюємо за формулою:

$$P_{mc}(T_i) = \frac{\sum_{j=1}^{\infty} e^{-j\lambda T_i} S_j(T_i)}{\left(e^{-\lambda T_i} \left[1 + \sum_{j=1}^{\infty} e^{-j\lambda T_i} G_j(T_i) \right] \right)}, \quad (15)$$

де λ – інтенсивність явних відмов ЗВТ АРТС, що вимагають ремонту; $G_j(T_i), S_j(T_i)$ – функції, які обчислюються з виразів:

$$G_j(T_i) = \max \left\{ \begin{array}{l} 0,5[\text{Erf}(B_j(T_i)) - \\ - \text{Erf}(-A_j(T_i))]; 0 \end{array} \right\}; \quad (16)$$

$$S_j(T_i) = \max \left\{ \begin{array}{l} 0,5[\text{Erf}(D_j(T_i)) - \\ - \text{Erf}(-C_j(T_i))]; 0 \end{array} \right\}. \quad (17)$$

Функції розраховуються послідовно для $j = 1, 2, 3, \dots$ із співвідношень:

$$A_1(T_i) = \frac{\Delta_k + m(T_i)}{\sqrt{2} \sigma(T_i)}; B_1(T_i) = \frac{\Delta_k - m(T_i)}{\sqrt{2} \sigma(T_i)}; \quad (18)$$

$$C_1(T_i) = \frac{\Delta + m(T_i)}{\sqrt{2} \sigma(T_i)}; D_1(T_i) = \frac{\Delta - m(T_i)}{\sqrt{2} \sigma(T_i)}; \quad (19)$$

$$A_j(T_i) = \min \left[\frac{\Delta_k + m(jT_i)}{\sqrt{2} \sigma(jT_i)}; A_{j-1}(T_i) \right]; \quad (20)$$

$$B_j(T_i) = \min \left[\frac{\Delta_k - m(jT_i)}{\sqrt{2} \sigma(jT_i)}; B_{j-1}(T_i) \right]; \quad (21)$$

$$C_j(T_i) = \min \left[\frac{\Delta + m(jT_i)}{\sqrt{2} \sigma(jT_i)}; A_{j-1}(T_i) \right]; \quad (22)$$

$$D_j(T_i) = \min \left[\frac{\Delta - m(jT_i)}{\sqrt{2} \sigma(jT_i)}; B_{j-1}(T_i) \right], \quad (23)$$

де Δ_k – значення контрольного допуску при повірці ЗВТ АРТС.

Якщо при третьому способі перевірки нормується показник K_{mc}^* , то для кожного значення T_i визначимо $K_{mc}(T_i)$, для цього у формулу (13) підставимо значення $P_{mc}(T_i)$, що дорівнюють:

$$P_{mc}(t_k) = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} e^{-j\lambda T_i} H_j(T_i, t_k)}{\left(1 + \sum_{j=0}^{\infty} e^{-j\lambda T_i} G_j(T_i) \right)}, \quad (24)$$

де $H_j(T_i, t_k)$ – допоміжна функція, яка визначається з виразу:

$$H_j(T_i, t_k) = \max \left\{ \begin{array}{l} 0,5[\text{Erf}(L_j(T_i, t_k)) - \\ - \text{Erf}(-E_j(T_i, t_k))]; 0 \end{array} \right\}, \quad (25)$$

функції $E_j(T_i, t_k), L_j(T_i, t_k)$ обчислюємо послідовно для значень $j = 0, 1, 2, 3, \dots$ по формулах:

$$E_0(T_i, t_k) = \frac{\Delta + m(t_k)}{\sqrt{2} \sigma(t_k)}; \quad (26)$$

$$L_0(T_i, t_k) = \frac{\Delta - m(t_k)}{\sqrt{2} \sigma(t_k)}; \quad (27)$$

$$E_j(T_i, t_k) = \min \left[\frac{\Delta + m(jT_i + t_k)}{\sqrt{2} \sigma(jT_i + t_k)}; A_j(T_i) \right]; \quad (28)$$

$$L_j(T_i, t_k) = \min \left[\frac{\Delta - m(jT_i + t_k)}{\sqrt{2} \sigma(jT_i + t_k)}; B_j(T_i) \right]. \quad (29)$$

Легко бачити, що співвідношення (15) і (24) дозволяють оцінити показник $P_{mc}(t)$ за відсутності обмежень на термін служби ЗВТ АРТС і при першому варіанті первинної перевірки ЗВТ АРТС (на місці його виготовлення або ремонту). При необхідності вони можуть бути скоректовані.

Аналіз виразів (15) і (24) дозволяє зробити наступний важливий для подальшого викладу висновок, що на МН ЗВТ АРТС робить вплив не тільки МПШ, але і конкретний допуск Δ_k , який може приймати будь-які значення від 0 до Δ . Зменшення значень допуску Δ_k істотно підвищує МН ЗВТ АРТС і може бути більш ефективною мірою, ніж скорочення МПШ. Тому при третьому способі перевірки ЗВТ АРТС доцільно здійснювати пошук оптимальних поєднань T і Δ_k , що забезпечують заданий рівень показника МН ЗВТ АРТС (P_{mc}^* або K_{mc}^*). Негативним результатом скорочення контрольного допуску є збільшення числа ЗВТ АРТС, забракованих при повірці, за рахунок ЗВТ АРТС, фактично справних, але не задовольняючих контрольному нормативу Δ_k (помилковий брак). Вірогідність забракування ЗВТ АРТС при повірці (без урахування помилкового браку, обумовленого похибкою вимірювань) дорівнює:

$$P_B(T, \Delta_k) = 1 - \frac{\sum_{j=0}^{\infty} e^{-j\lambda T_i} G_j(T)}{\left(e^{-\lambda T_i} \left[1 + \sum_{j=0}^{\infty} e^{-j\lambda T_i} G_j(T_i) \right] \right)}, \quad (30)$$

при цьому вірогідність помилкового браку перевірки ЗВТ АРТС визначимо із співвідношення:

$$P_{LB}(T, \Delta_k) = P_{mc}(T, \Delta_k) + P_B(T, \Delta_k) - 1. \quad (31)$$

Оскільки скорочення значень МПШ T і контрольного допуску Δ_k приводить до підвищення МН ЗВТ АРТС і збільшення обсягів повірочних і ремонтних робіт, то оптимальне поєднання МПШ T і контрольного допуску Δ_k , що забезпечує заданий рівень прийнятого показника МН ($P_{mc}(T/\Delta_k)$ або $K_{mc}(T/\Delta_k)$) знаходимо з умови мінімуму річних витрат на повірку одного ЗВТ АРТС:

$$Z(T, \Delta_k) = \frac{1}{T} [C_{\Pi} + C_P P_B(T, \Delta_k)], \quad (32)$$

де C_{Π} і C_P – витрати відповідно на повірку і ремонт одного ЗВТ АРТС.

Підставимо у вирази (15) і (30) значення допуску $\Delta_k = 0$, і отримаємо наступні значення $G_j(T_i) = 0$ при $j=1,2,\dots$, $S_j(T_i) = 0$ при $j=2,3,\dots$ і $P_B(T_i, 0) = 1$, $P_{MC}(T_i, 0) = S_1(T_i)$, тобто значенню вірогідності $P_{MC}(T_i)$, що визначається відповідно до співвідношення (8). Це показує, що перший спосіб повірки ЗВТ АРТС можна розглядати як частковий випадок третього способу при $\Delta_k = 0$, якщо ремонт ЗВТ АРТС полягає тільки в їх градуванні. Це узагальнення дозволяє запропонувати новий, четвертий спосіб повірки для тих типів ЗВТ АРТС, градування яких може бути проведено метрологічною лабораторією. Він полягає в контролі всіх ЗВТ АРТС, що поступають на повірку, на відповідність наперед певному оптимальному допуску і градуванню ЗВТ АРТС, що не задовольняють цій вимозі. При цьому всі екземпляри ЗВТ АРТС, що не мають дефектів, що не усуваються в метрологічній лабораторії, будуть за наслідками повірки визнані придатними, тільки частина з них – після допускового контролю, а інші – після градування. Оптимальне поєднання МПТ і контрольного допуску Δ_k , що забезпечує заданий рівень прийнятого показника МН (P_{MC}^* або K_{MC}^*) визначається як:

$$P_{MC}(T, \Delta_k) \geq P_{MC}^*; (K_{MC}(T, \Delta_k) = K_{MC}^*); \quad (33)$$

$$Z(T, \Delta_k) = \frac{1}{T} [C_{\Pi} + C_P P_B(T, \Delta_k)] = \min, \quad (34)$$

де C_P – додаткові витрати на градування одного ЗВТ АРТС.

2. Оптимізація міжповірчих інтервалів засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем. Для знаходження рівняння оптимальності розкриємо вираз:

$$W(T) = \min, \quad (35)$$

де $W(T)$ – сумарні втрати в одиницю часу, залежні від значення T .

Витрати на повірку і ремонт ЗВТ АРТС, забрakovаних при повірці, що віднесені до одиниці часу, визначаються із співвідношення (32). Середні втрати в одиницю часу через нестабільність МХ ЗВТ АРТС, в загальному випадку, виражаються таким чином:

$$P(T) = \frac{1}{T} \int_0^{\infty} C(x) \varphi_t(x) dx dt, \quad (36)$$

де $\varphi_t(x)$ – щільність розподілу похибки ЗВТ АРТС у момент часу t , вважаючи з початку МПТ; $C(x)$ – середні втрати в одиницю часу, внаслідок експлуатації ЗВТ АРТС з похибкою, що дорівнює x .

Рівняння оптимальності МПТ ЗВТ АРТС в загальному вигляді буде наступним:

$$W(T) = \frac{1}{T} \left[\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} C(x) \varphi_t(x) dx dt \right] + \frac{1}{T} [C_{\Pi} + C_P P_B(T)] = \min. \quad (37)$$

Значення вірогідності $P_B(T, \Delta_k)$ у виразі (37) залежить від способу повірки ЗВТ АРТС. При повірці ЗВТ АРТС першим способом $P_B(T) = 0$ (за умови, що величина C_{Π} включає і витрати на градування ЗВТ АРТС); при повірці ЗВТ АРТС другим способом вірогідність $P_B(T)$ визначимо як:

$$P_B(T) = 1 - P_{MC}(T), \quad (38)$$

при повірці ЗВТ АРТС третім способом вірогідність $P_B(T, \Delta_k)$ визначимо із співвідношення (30), але в окремому випадку, при $\Delta_k = \Delta$, вірогідність дорівнює:

$$P_B(T) = 1 - P_{MC}(T). \quad (39)$$

Величина $C(x)$ залежить від вимірювальної задачі, що вирішують ЗВТ АРТС. В [13] розглянуті наступні види цієї функції:

$$C(x) = C |x|^s, \quad (40)$$

така залежність типова для ЗВТ, що застосовуються в системах автоматичного управління, наукових дослідженнях, торгівлі, для обліку матеріальних ресурсів, повірки ЗВТ першим способом, рішення інших задач, ефективність виконання яких зростає із зменшенням похибки вимірювань. Найбільш часто вона застосовується з показником ступеня $s = 1$.

Наступна залежність характерна для ЗВТ, що застосовуються в системах сигналізації, аварійного захисту, для вирішення задач, виконання яких в повному обсязі гарантується при метрологічній справності ЗВТ:

$$C(x) = \begin{cases} 0, & -\Delta \leq x \leq \Delta, \\ C, & |x| > \Delta. \end{cases} \quad (41)$$

Для ЗВТ, що використовуються при контролі якості продукції або при повірці ЗВТ другим або третім способом функція $C(x)$ має вигляд:

$$C(x) = q_{\Pi B} P_{\Pi B}(x) + q_{\text{ЛБ}} P_{\text{ЛБ}}(x), \quad (42)$$

де $q_{\Pi B}, q_{\text{ЛБ}}$ – середній економічний збиток за рік через пропущений брак (визнання годними бракованих структурних елементів або несправних ЗВТ) і помилковий брак, відповідно; $P_{\Pi B}, P_{\text{ЛБ}}$ – умовна вірогідність пропущеного і помилкового браків, відповідно, за умови, що МХ ЗВТ дорівнює x .

Можливі і інші види функції $C(x)$. Так, наприклад в [14] пропонується залежність (40) при $s = 1$:

$$C(x) = \begin{cases} C_1, & x > \Delta; \\ 0, & -\Delta \leq x \leq \Delta; \\ C_2, & x < -\Delta, \end{cases} \quad (43)$$

є узагальненням формули (41), а також залежність

$$C(x) = \begin{cases} C(x - \Delta), & x > \Delta; \\ 0, & -\Delta \leq x \leq \Delta; \\ -C(x + \Delta), & x < -\Delta, \end{cases} \quad (44)$$

характерна для деяких засобів регулювання технологічних процесів в автоматизованих системах управління технологічними процесами.

Підставимо вирази (40) – (42) у формулу (37), остаточно отримаємо рівняння оптимальності МПІ ЗВТ (у тому числі і для ЗВТ АРТС):

$$W(T) = \frac{1}{T} [C_{B1}(T) + C_{П} + C_{P}P_B(T)] = \min, \quad (45)$$

де функціонал вигляду:

$$B_1(T) = \frac{1}{T} \int_0^T \int_{-\infty}^{\infty} |x| \varphi_t(x) dx dt, \quad (46)$$

за умови, що функція $C(x)$ підкоряється виразу (40).

$$W(T) = C[1 - K_{mc}(T)] + \frac{1}{T} [C_{П} + C_{P}P_B(T)] = \min, \quad (47)$$

за умови, що функція $C(x)$ підкоряється виразу (41).

Якщо функція $C(x)$ підкоряється виразу (42), то:

$$W(T) = \frac{1}{T} [q_{ПБ}P_{ПБ}(T)] + \frac{1}{T} [q_{ЛБ}P_{ЛБ}(T) + C_{П} + C_{P}P_B(T)] = \min. \quad (48)$$

У формулі (48) вірогідності $P_{ПБ}(T)$ і $P_{ЛБ}(T)$ визначимо із співвідношень:

$$P_{ПБ}(T) = \frac{1}{2} \int_0^T \left\{ \int_{-\infty}^0 \varphi_t[-L_3] dx + \int_{-\infty}^0 \varphi_t[-L_4] dx \right\} dt; \quad (49)$$

$$P_{ЛБ}(T) = \frac{1}{2} \int_0^T \left\{ \int_{-\infty}^0 \varphi_t[L_4] dx + \int_{-\infty}^0 \varphi_t[L_3] dx \right\} dt, \quad (50)$$

де Δ_{∂} – межа значень контрольованого параметра, технологічного процесу, що допускаються; m_{∂} , σ_{∂} – середнє значення і СКВ значень контрольованого параметра ЗВТ АРТС; L_1 , L_2 , L_3 і L_4 – допоміжні функції, що введені для компактного представлення співвідношень (49) і (50), визначаються виразами:

$$L_1 = \frac{\Delta_{\partial} + m_{\partial}}{\sqrt{2}\sigma_{\partial}}; \quad (51) \quad L_2 = \frac{\Delta_{\partial} - m_{\partial}}{\sqrt{2}\sigma_{\partial}}; \quad (52)$$

$$L_3 = \text{Erf}(L_2) - \text{Erf}\left(L_2 - \frac{x}{\sqrt{2}\sigma_{\partial}}\right); \quad (53)$$

$$L_4 = \text{Erf}(L_1) - \text{Erf}\left(L_1 + \frac{x}{\sqrt{2}\sigma_{\partial}}\right). \quad (54)$$

Рішення рівнянь (45), (47) і (48) здійснюється методом послідовного перебору значень МПІ ЗВТ АРТС з вище вказаного ряду. Вибирають два сусідні значення T_1 і T_2 з цього ряду ($T_1 < T_2$) і визначають значення функцій $W(T_1)$ і $W(T_2)$. Якщо виконується умова $W(T_1) < W(T_2)$, то вибирають найближче до T_1 значення T_2 таке, що $T_1 < T_2$; якщо виконується умова $W(T_1) > W(T_2)$, то вибирають найближче до T_2 значення T_3 , для якого справедливо нерівність $T_3 > T_2$. Якщо після цього виявить-

ся, що $W(T_3) < W(T_1)$ і $W(T_3) < W(T_2)$, то значення T_3 є оптимальним МПІ ЗВТ АРТС. Якщо ж ця умова не виконується, продовжують перебір значень МПІ ЗВТ АРТС до знаходження оптимального значення, що задовольняє умові:

$$W(T_n) = \min[W(T_{n-2}); W(T_{n-1}); W(T_n)]. \quad (55)$$

Оптимальне значення МПІ ЗВТ АРТС дорівнює T_n , отримане з умови (55).

Висновки

Таким чином, в статті розроблено комплекс методів обґрунтування МПІ ЗВТ АРТС, що охоплює всі типові способи застосування ЗВТ АРТС, і що враховує: метрологічне призначення ЗВТ АРТС (вторинні і початкові еталони, ЗВТ АРТС); критерії призначення ЗВТ АРТС; типи вимірювальних задач, вирішуваних за допомогою ЗВТ АРТС, що повіряються; три способи проведення періодичної перевірки ЗВТ АРТС. Показано, що при третьому способі перевірки ЗВТ АРТС (контроль ЗВТ АРТС по нормах точності) підвищення їх МН забезпечується скороченням як МПІ, так і контрольованого допуску на МХ ЗВТ АРТС. У зв'язку з цим запропонований метод визначення оптимального поєднання МПІ і контрольованого допуску ЗВТ АРТС, що забезпечує мінімум витрат на перевірку і ремонт ЗВТ АРТС при дотриманні встановлених вимог до їх МН. Аналіз взаємозв'язку МПІ і контрольованого допуску дозволив запропонувати для ЗВТ АРТС, градування яких може бути проведено в метрологічній лабораторії економічний спосіб перевірки ЗВТ АРТС. Його сутність полягає в контролі ЗВТ АРТС на відповідність встановленому контрольованому допуску і градуванню ЗВТ АРТС, забракованих по цій ознаці. Розглянуто метод оптимізації ЗВТ АРТС.

Список літератури

1. Volobuyev A.P., Yakovlev M.Yu. Evaluation of the metrological reliability of the means of measuring techniques of the aircraft radio systems // Proc. of the International conference "Modern problems of radio engineering, telecommunications and computer science. – L.: NU "LP" – P. 591-592.
2. Яковлев М.Ю., Волобуєв А.П. Оцінка метрологічної надійності засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем на етапі проектування // Системи озброєння і військова техніка. – 2007. – № 3 (11). – С. 51-54.
3. Яковлев М.Ю., Волобуєв А.П. Обґрунтування міжповірочних інтервалів засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем // Збірник наукових праць ІХ Всеукр. НПК "Молодь, освіта, наука, культура і національна самосвідомість". – К.: Європейський ун-т, 2006. – С. 106-109.
4. Eagle A. A Method for Handling Errors in Testing and Measuring // Industrial Quality Control. – March 1954. – P. 10-15.
5. Ferling I. The Role of Accuracy Ratios in Test and Measurements Processes // Measurement Science Conference. – Long Beach. – January 1984.
6. Perling I. Calibration Intervals for Multi-Function Test Instruments, Proposed Policy // Measurement Science Conference. – Irvine. – January 1987.
7. Jaros F., Skakala L. Optimalizace doby trvani kalibracniho intervaly mericich prostredku // 10 medzinarodne sympozium metrologie "INSYMET-90". – Bratislava, 1990. – P. 69-71.

8. Larsen I. *The Navy's New Manufacturer Initial Calibration Interval System* // *NCSL 1988 Workshop & Symposium*. – Washington, D.C. August. P 14-18.

9. Leonard Ch. *MIL-HDBK-217: its time to rethink it* // *Electronic Design*. – 1991. – № 20. – P. 79-82.

10. Яковлев М.Ю. *Дескриптивная классификация методов корректирования межповерочных интервалов средств измерительной техники* // *Зб. наук. пр. НТУ "ХПИ"*. – Х.: НТУ "ХПИ". – 2005. – Вип. 2. – С. 451-456.

11. Яковлев М.Ю. *Дескриптивная классификация методов оптимизации межповерочных интервалов средств измерительной техники* // *Восточно-Европейский журнал передовых технологий*. – Х.: Технологический центр. – 2005. – Вып. 4/2 (16). – С. 42-44.

12. Яковлев М.Ю. *Дескриптивная классификация методов определения межповерочных интервалов средств измерительной техники* // *Зб. наук. пр. НТУ "ХПИ"*. – Х.: НТУ "ХПИ". – 2005. – Вип. 23. – С. 214-219.

13. МИ 2187-91. *Рекомендация. ГСИ. Методы определения межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерений*. – С.-П.: НПО "ВНИИМ им. Д.И. Менделеева", 1992. – 31 с.

14. Екимов А.В., Ревяков М.И. *Надежность средств электроизмерительной техники*. – Л.: Энергоатомиздат, 1986. – 207 с.

Надійшла до редколегії 23.10.2007

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Г.В. Худов, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.