

МЕТОДИКА ВИЗНАЧЕННЯ ТЕРМІНІВ ПОВІРКИ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАННЯ ЗА ЇХ ТЕХНІЧНИМ СТАНОМ

© В. Кулик, І. Катеринчук, А. Батутіна, 2013

Хмельницький кооперативний торговельно-економічний інститут
Національна академія Державної прикордонної служби України

В статті запропонована методика для визначення термінів повірки засобів вимірювань по прогнозованому рівню стабільності (метрологічній надійності), що визначається по результатам попередніх і поточної повірок (атестацій) шляхом їх статистичного аналізу. У даній методиці в якості моделі для апроксимації моментних функцій випадкового процесу дрейфу MX пропонується застосування оригінальних структурованих поліномів з вкладеними поліномами Чебишева, що задовольняють відомим умовам ортогональності. Виконання даних умов забезпечить достовірне визначення прогнозованого терміну чергової повірки досліджуваних ЗВ по їх технічному стану.

Ключові слова: засоби вимірювань, повірка, методика, метрологічні характеристики, імовірнісна оцінка, міжповірочний інтервал, апроксимація.

МЕТОДИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПОВЕРКИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЯ ПО ИХ ТЕХНИЧЕСКОМУ СОСТОЯНИЮ

© Кулик В.М., 2013

© Катеринчук И.С., 2013

В статье предложена методика для определения сроков поверки средств измерений по прогнозируемому уровню стабильности (метрологической надежности), который определяется по результатам предыдущих и текущей поверок (аттестаций) путем их статистического анализа. В данной методике в качестве модели для аппроксимации моментных функций случайного процесса дрейфа MX предлагается применение оригинальных структурированных полиномов с вложенными полиномами Чебышева, удовлетворяющие известным условиям ортогональности. Выполнение данных условий обеспечит достоверное определение прогнозируемого срока очередной поверки исследуемых ЗВ по их техническому состоянию.

Ключевые слова: средства измерений, поверка, методика, метрологические характеристики, вероятностная оценка, между поверочный интервал, аппроксимация.

METHODOLOGY OF DEFINITIONS OF CHECK OF MEASURING FACILITIES IS ON THEIR TECHNICAL STATE

© Kulik V., 2013

©Katerintchuk I., 2013

In the article the offered methodology is for definitions of check of facilities of measuring on the forecast level of stability (to metrology reliability) that is determined for to the results of previous and current checks (attestations) by away them statistical analysis. In this methodology as a model for approximation of moment functions of casual process of drift of MX application of the original structured polynomials is offered with the inlaid polynomials of Tchebushev, that satisfy to the known terms of ortogonal. Implementation of these terms will provide reliable determination of the forecast term of duty check of investigated ЗВ on their technical state.

Key words: facilities of measuring, check, methodology, metrology descriptions, probabilistic estimation, calibration interval, approximation.

Постановка проблеми. Сьогодні актуальним завданням забезпечення метрологічної надійності засобів вимірювань (ЗВ) є встановлення оптимального значення міжповірочного інтервалу (МПІ). При цьому виникає проблема, яка обумовлена тим, що застосування основних положень теорії надійності про існування тільки

працездатного та непрацездатного стану технічних засобів вимірювання з властивостями пуассонівського потоку відмов постійної в часі інтенсивності, призводить до суттєвих помилок визначення оптимального міжповірного інтервалу [1].

Відповідно до [3] для вирішення завдання визначення МПІ та забезпечення метрологічної надійності доцільним є застосування спеціальних моделей прогнозування нестабільності метрологічних характеристик (МХ) засобів вимірювальної техніки, заснованих на теорії харківських випадкових процесів [4].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Питанням забезпечення метрологічної надійності та встановлення оптимального значення МПІ присвячені роботи багатьох вітчизняних та зарубіжних учених, зокрема, С.С. Федіна, О.С. Гончарова, А.В. Скімова, А.Е. Фрідмана, П.В. Новіцького, В.Т. Кондратова. У цих дослідженнях використовувалися різні методи аналізу даних, що мали науково-технічне та економічне походження і засновані на теорії метрологічної надійності на основі загальнонаукової методології системного підходу та теорії марківських випадкових процесів [5-6]. Методичні прийоми більшості публікацій передбачали застосування і обробку даних по метрологічній справності засобів вимірювання, за наявності безлічі працездатних станів, одним із найбільш ефективним методів – марківських імовірнісних моделей прогнозування нестабільності МХ засобів вимірювальної техніки [7]. В той же час, розвиток інформаційних технологій та телекомунікацій значно розширює сьогодні можливості отримання критерію оцінки нормованого значення імовірності метрологічної справності ЗВ.

Ознайомлення з роботами цих та інших авторів дозволило визначити ряд питань, які потребують нагального вирішення. В першу чергу, це розробка методики для визначення термінів повірки (атестації) ЗВ за їх технічним станом та імовірнісної оцінки та прогнозування оптимального МПІ.

Постанова задачі. Метою дослідження є розробка моделі імовірнісної оцінки та прогнозування оптимального МПІ (атестації) засобів вимірювання по прогнозованому рівню стабільності (метрологічній надійності), що визначається по результатам попередніх і поточної повірок (атестацій) шляхом їх статистичного аналізу.

Виклад основного матеріалу дослідження. Методика містить постановку задачі статистичного аналізу даних і алгоритм для визначення ймовірних коефіцієнтів за допомогою ПЕОМ.

1. Постановка задачі визначення термінів повірки (атестації) засобів вимірювання

1.1. Вихідні дані для розрахунків. Періодичній повірці підлягають S засобів вимірювання даного типу, для кожного з яких визначаються значення $y(t)$ метрологічної характеристики (МХ) в момент часу t (згідно нормативно-технічної документації). Кожний зразок із S повірений (атестований) i -ту кількість разів ($i = 1, \dots, n$). На кожен МХ заданий двосторонній допуск: $y_n \leq y(t) \leq y_e$, де y_n, y_e – нижня та верхня границі допустимих змін МХ відповідно.

Результати повірки (атестації) кожної МХ утворюють часові ряди реалізацій: $\hat{Y} = \{y_{ij}(t_{ij}), i = 1, \dots, n; j = 1, 2, \dots, s\}$

В окремому випадку допускається $S = 1$. Тоді для застосування методики одинична реалізація МХ розбивається на L реалізацій по часовому інтервалу і формуються моделі $y_n^M(t)$ та $y_e^M(t)$ допустимих значень, в межах яких знаходяться значення МХ засобів вимірювання з заданою довірчою ймовірністю.

1.2. Екстраполяція параметрів моделей здійснюється до порушення вимоги $y_n \leq y_n^M(t); y_e^M(t) \leq y_e$. Момент часу t_p , в який відбувається порушення умови (1.2), визначає термін чергової періодичної повірки (атестації) засобів вимірювання даного типу.

1.3. Визначення подальших термінів повірки (атестації) засобів вимірювання здійснюється шляхом повторенням процедури побудови прогнозованих моделей $y_n^M(t)$ та $y_e^M(t)$, їх аналізу і рішення задачі (1.2) щодо досягнення заданої границі дрейфу значень модульованих МХ.

Алгоритм статистичного аналізу результатів повірки (атестації) засобів вимірювань наведено на рис. 1.

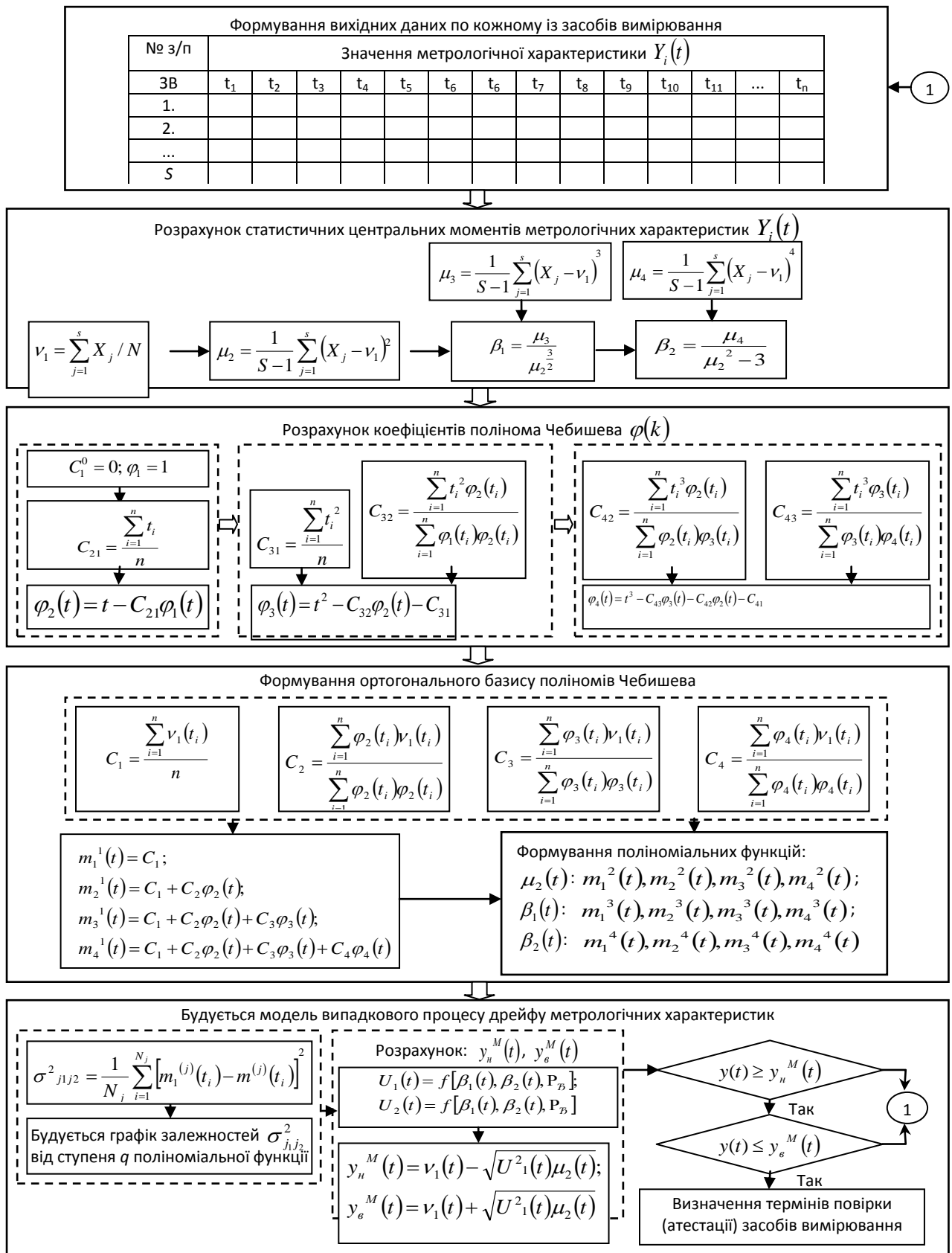


Рис. 1 – Алгоритм статистичного аналізу результатів повірки (атестації) засобів вимірювань

Опис алгоритму статистичного аналізу результатів повірки (атестації) засобів вимірювань

2.1. Вихідні дані, що визначають результати повірки (атестації) засобів вимірювання, заносяться в табл. 2.1.

2.2. Розраховуються моменти $\nu_1, \mu_2, \beta_1, \beta_2$, що характеризують щільність розподілу дрейфу метрологічних характеристик $Y_i(t)$ в розрізах часу t , $\nu_1, \mu_2, \beta_1, \beta_2$, де ν_1 – перший центральний момент; μ_2 – другий центральний момент; β_1 – третій центральний приведенний момент; β_2 – четвертий центральний приведенний момент.

Таблиця 2.1

№ з/п	Значення метрологічної характеристики $Y_i(t)$													
	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_6	t_7	t_8	t_9	t_{10}	t_{11}	...	t_n
ЗВ														
1.														
2.														
...														
s														

Статичні оцінки моментів розраховуються по наступним співвідношенням:

$$\nu_1 = \sum_{j=1}^s X_j / N; \mu_2 = \frac{1}{S-1} \sum_{j=1}^s (X_j - \nu_1)^2$$

$$\beta_1 = \frac{\mu_3}{\mu_2^{\frac{3}{2}}}; \beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2 - 3},$$
(1.1)

де $\mu_3 = \frac{1}{S-1} \sum_{j=1}^s (X_j - \nu_1)^3, \mu_4 = \frac{1}{S-1} \sum_{j=1}^s (X_j - \nu_1)^4.$

2.3. У якості моделі випадкового процесу дрейфу метрологічних характеристик обираються l поліномів виду:

$$m^l(t) = \sum_{k=1}^q C_k^{(l)} \varphi(k); \quad l = 1, \dots, 4,$$
(1.2)

де $\varphi(k)$ – поліноми Чебишева, що задовольняють умовам ортогональності; $C_k^{(l)}$ – коефіцієнти полінома l -ої моментної функції; q – ступінь полінома; l – номер моментних функцій ($l = 1, \dots, 4$).

2.4. Формується ортогональний базис поліномів Чебишева:

$$\Phi = \begin{pmatrix} \varphi_1(t_1), \varphi_2(t_2), \dots, \varphi_q(t_1) \\ \dots \\ \varphi_1(t_n), \varphi_2(t_n), \dots, \varphi_q(t_n) \end{pmatrix},$$
(1.3)

за початкових умов: $\varphi_1(t) = 1; \varphi_2(t) = t - C_{21}\varphi_1(t);$ де $C_{21} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i}{n}.$

2.4.1. Формується $\varphi_3(t)$:

$$\varphi_3(t) = t^2 - C_{32}\varphi_2(t) - C_{31},$$
(1.4)

де $C_{31} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i^2}{n}, \quad C_{32} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i^2 \varphi_2(t_i)}{\sum_{i=1}^n \varphi_2(t_i) \varphi_2(t_i)}.$

2.4.2. Формується $\varphi_4(t)$:

$$\varphi_4(t) = t^3 - C_{43}\varphi_3(t) - C_{42}\varphi_2(t) - C_{41};$$
(1.5)

$$\text{де } C_{42} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i^3 \varphi_2(t_i)}{\sum_{i=1}^n \varphi_1(t_i) \varphi_2(t_i)}; C_{43} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i^3 \varphi_3(t_i)}{\sum_{i=1}^n \varphi_2(t_i) \varphi_3(t_i)}.$$

2.5. Формуються поліноміальні функції $m_1^1(t), m_2^1(t), m_3^1(t), m_4^1(t)$ для першого початкового моменту щільності розподілу дрейфу метрологічних характеристик $v_1(t)$:

$$\begin{aligned} m_1^1(t) &= C_1; \\ m_2^1(t) &= C_1 + C_2 \varphi_2(t); \\ m_3^1(t) &= C_1 + C_2 \varphi_2(t) + C_3 \varphi_3(t); \\ m_4^1(t) &= C_1 + C_2 \varphi_2(t) + C_3 \varphi_3(t) + C_4 \varphi_4(t); \end{aligned} \quad (1.6)$$

$$\text{де } C_1 = \frac{\sum_{i=1}^n v_1(t_i)}{n}; C_2 = \frac{\sum_{i=1}^n \varphi_2(t_i) v_1(t_i)}{\sum_{i=1}^n \varphi_1(t_i) \varphi_2(t_i)}; C_3 = \frac{\sum_{i=1}^n \varphi_3(t_i) v_1(t_i)}{\sum_{i=1}^n \varphi_2(t_i) \varphi_3(t_i)}; C_4 = \frac{\sum_{i=1}^n \varphi_4(t_i) v_1(t_i)}{\sum_{i=1}^n \varphi_3(t_i) \varphi_4(t_i)}.$$

2.6. Формуються поліноміальні функції $m_1^2(t), m_2^2(t), m_3^2(t), m_4^2(t)$ для другого центрального моменту $\mu_2(t)$.

2.7. Формуються поліноміальні функції $m_1^3(t), m_2^3(t), m_3^3(t), m_4^3(t)$ для третього центрального приведеного моменту $\beta_1(t)$.

2.8. Формуються поліноміальні функції $m_1^4(t), m_2^4(t), m_3^4(t), m_4^4(t)$ для четвертого центрального приведеного моменту $\beta_2(t)$.

Шляхом аналізу сформованих поліноміальних функцій будується модель випадкового процесу дрейфу метрологічних характеристик, що володіє найкращими прогностичними властивостями.

2.9.1. Досліджувана вибірка, що складається з n часових перерізів, розбивається на дві підвибірки: парну J_2 і непарну J_1 .

2.9.2. Моментні функції $v_1, \mu_2, \beta_1, \beta_2$, що відповідають парній вибірці J_2 , апроксимуються поліноміальними функціями відповідно алгоритмам п.п. 2.3, 2.4, 2.5, 2.6, 2.7, 2.8.

2.9.3. Розраховується $\sigma_{j_1 j_2}^2$:

$$\sigma_{j_1 j_2}^2 = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} [m_1^{(j)}(t_i) - m^{(j)}(t_i)]^2, \quad j = 1, 2. \quad (1.7)$$

2.9.4. Будується графік залежностей $\sigma_{j_1 j_2}^2$ від ступеня q поліноміальної функції, що апроксимується.

Для побудови моделі випадкового процесу дрейфу метрологічної характеристики вибираються поліноміальні функції $m^{(j)}(t)$ ступеня q , що забезпечують $\min \sigma_{j_1 j_2}^2$.

2.10. Розраховуються значення $v_1, \mu_2, \beta_1, \beta_2$ для довільного моменту часу.

2.11. Формуються функції, $y_n^M(t)$ і $y_6^M(t)$, що характеризують допустимі границі, в межах яких гарантуються значення метрологічних характеристик з заданою ймовірністю P_d .

$$\begin{aligned} y_n^M(t) &= v_1(t) - \sqrt{U^2_1(t)\mu_2(t)}; \\ y_e^M(t) &= v_1(t) + \sqrt{U^2_1(t)\mu_2(t)}, \end{aligned} \quad (1.8)$$

де $U_1(t), U_2(t)$ – коефіцієнти щільності розподілу випадкових процесів дрейфу МХ, значення яких відповідно дорівнюють:

$$\begin{aligned} U_1(t) &= f[\beta_1(t), \beta_2(t), P_d] \\ U_2(t) &= f[\beta_1(t), \beta_2(t), P_d] \end{aligned} \quad (1.9)$$

і оцінюються на ПЕОМ, за допомогою комп'ютерної програми розробленої у відповідності до алгоритму для визначення ймовірних коефіцієнтів дрейфу МХ.

2.12. Визначаються значення y_n, y_e на момент прогнозу t_p .

2.13. Порівнюються оцінки y_n^M та y_e^M з двостороннім допуском (1.2), що встановлюється на метрологічну характеристику.

Висновки. Таким чином, у даній методиці в якості моделі для апроксимації моментних функцій випадкового процесу дрейфу МХ пропонується застосування оригінальних структурованих поліномів з вкладеними поліномами Чебишева, що задовольняють відомим умовам ортогональності. Застосування запропонованої моделі дозволить виконати ряд суттєвих вимог, що пред'являються до такого роду задач, у тому числі:

забезпечення найкращих прогнозованих властивостей за відомими критеріями;

адекватне відображення реального процесу дрейфу МХ;

некритичне відношення до виду імовірної деформації законів розподілу дрейфу значень МХ учасі.

Виконання даних умов забезпечить достовірне визначення прогнозованого терміну чергової перевірки досліджуваних засобів вимірювання за їх технічним станом.

Застосування даної методики надасть можливість визначити раціональний міжповірочний інтервал для найбільш розповсюдженої номенклатури засобів вимірювання і зменшити витрати на їх експлуатацію.

Вданий час, враховуючи насуцтє необхідність наявності такої методики, розрахунок складних обчислювальних процедур проводиться на ПЕОМ в діалоговому режимі, що надає можливість використання даної методики фахівцями середньої кваліфікації.

Перелік посилань

1. Федін С.С., Зубрецька Н.А., Гончаров О.С. Імовірнісна оцінка оптимального міжповірочного інтервалу високоточних засобів вимірювань. // *Технології та дизайн №1 (2) 2012 р. с. 44-49.*
2. *Методы определения межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерений. РМГ 74-2004. – Взамен МИ 2197-92. – [Введ. 2005-01-03.] – М: Госстандарт России, 2004. – 22 с.*
3. Тихонов В.И. *Марковские процессы / В.И. Тихонов, М.А. Миронов. – М: Сов. Радио, 1977. – 200 с.*
4. Кондратов В.Т. *Проблемы теории метрологической надежности и их пути решения. // Комп'ютерні засоби, мережі та системи. 2009, 38. С. 138-148.*
5. Екимов А.В. *надежность средств измерений. / А.В. Екимов, М.И. Ревяков. – Л: Энергоатомиздат, 1986. – 206 с.*
6. Фридман А.Э. *Теория метрологической надежности средств измерений. / А.Э. Фридман. // Измерительная техника. – 1991. - №11. – с.3-10.*
7. Федін С.С. *Прогнозирование и вероятностная оценка метрологической надежности прецизионных средств измерений. / С.С. Федін, Н.А. Зубрецькая, Г.И. Войтенко // Вісник Сумського державного університету. – 2009. - №4. – с. 201-210.*