УДК 519.2

А. Левченко
Академія сухопутних військ ім. гетьмана П. Сагайдачного

СТРУКТУРА МАТЕМАТИЧНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ СИСТЕМ ПІДТРИМКИ ПРИЙНЯТТЯ ГАРАНТОВАНИХ РІШЕНЬ З ПРОГНОЗУВАННЯМ ДЛЯ РОЗВ'ЯЗАННЯ ЕКСПЛУАТАЦІЙНИХ ЗАДАЧ

Пропонується варіант структури математичного забезпечення систем підтримки прийняття гарантованих рішень з прогнозуванням для розв'язання експлуатаційних задач. Для забезпечення гарантованості розв'язання задачі прогнозу вперше впроваджено новий підхід до функціонування інформаційного процесу реалізації числових методів теорії наближення функцій в ПЕОМ. Цей підхід забезпечує спрощення критеріїв відбору в процедурах самоорганізації структури моделей, підвищення точності розв'язків задач апроксимації та інтерполяції, виключення виродження задачі з накопиченням похибок розрахунків у шістнадцятеричній системі обчислення з плаваючою комою.

Ключові слова: математичне забезпечення, підтримка прийняття гарантованих рішень, випадковий процес, шістнадцятирична система обчислення з плаваючою комою.

In the article the variant of structure of the mathematical providing of the systems of support of ensured decisions is offered with prognostication for the decision of operating tasks. In order to provide ensured task solution of prognosis new approach is first inculcated to functioning of informative process of realization of numeral methods of theory of functions approach in PC. This approach provides simplification of selection criteria in procedures of self-organization of models structure, increase of exactness of approximation tasks solution and interpolation, exception of degeneration of task with the accumulation of errors of calculations at of hexadecimal system of calculation with a floating comma.

Key worlds: mathematical providing, systems of support of ensured decisions, hexadecimal system of calculation with a floating comma.

Постановка проблеми. Аналіз останніх досліджень та публікацій

Реалізація принципу гарантованості оцінки достовірності і адекватності моделей реальним процесам [1, 2] уможливлює подальше розроблення й впровадження технологій для систем підтримки прийняття гарантованих рішень (СППР) з прогнозуванням стану на основі сучасних ПЕОМ для вирішення проблем прогнозу експлуатаційної готовності складних технічних систем (СТС) у конкретній системі експлуатації, вибору заходів експлуатації, за яких забезпечується необхідний рівень стану СТС, а також спільний вибір технічних рішень побудови зразків СТС і сукупності заходів експлуатації за обмежень на шляхи їх реалізації, умови експлуатації й рівень експлуатаційної готовності.

В [2] отримано аналітичні співвідношення узагальненого підходу та побудови алгоритмів та аналітичних процедур ММК для перевірки гіпотези неоднорідності статистичних відомостей. Розв'язання цієї задачі, в зв'язку з вразливістю алгоритмів ММЕК до структурних змін в початковій виборці, вперше надало можливість будувати повністю автоматизовані СППР з прогнозуванням стану на основі сучасних ПЕОМ.

В [3] обґрунтовано функції основних складових інформаційної технології для СППР з прогнозуванням стану СТС. Як ефективний математичний апарат розв’язання задач аналізу даних за відсутності достовірної апріорної інформації про статистичні характеристики неконтрольованих факторів і обліку реальної статистичної стійкості апостеріорних моделей експлуатаційних процесів використано метод максимуму компактності моделей (ММК). У [1, 4] вперше такі задачі запропоновано називати початковими задачами математичної статистики. Особливість початкових задач математичної статистики полягає в повній відсутності апріорної інформації про імовірнісні характеристики випадкових чинників і в принциповій необхідності перевірки передумов можливості застосування ймовірнісно-статистичних методів їх розв’язання як зворотних, і, в загальному випадку, некоректних завдань [3], які доповнюють класифікацію [4] найвагомішим і обов'язковим компонентом будь-якого суворого статистичного дослідження.

Отже, обґрунтовано постановку питання про завершення формування сукупності методів дослідження, що застосовуються для розв’язання задач організації керування технологічним процесом експлуатації складних технічних систем в адаптивних системах управління технологічними процесами забезпечення експлуатації за гарантуючими статистичними критеріями. Варто вважати актуальною постановку задачі про організацію керування технічним станом СТС із застосуванням СППР із прогнозуванням стану, в якій як математичне забезпечення використовуються алгоритми ММК.

Формулювання цілі статті

Зокрема, в роботі [5] показано, що якісний опис реальних процесів в умовах недостатньої апріорної інформації про механізм функціонування складної системи дають моделі оптимальної за структурою складності, що, власне, підтверджується, наприклад, у [5–8]. Ці моделі, як правило, будують із застосуванням процедур перехресного іспиту на основі обмеженої вибірки спостережень. Такі моделі запропоновано називати „нефізичними”, оскільки вони можуть охоплювати не всі чинники щодо уявлення про природу модельованих процесів і систем (об'єктів) [5].

Отже, будь-які математичні моделі необхідно розглядати як наближений опис реального процесу. Якість таких моделей залежить не стільки від ступеня відповідності структури моделі і реального процесу або системи (об'єкта), але передусім від рівня точності і повноти експериментальних даних. Тому за порівняно невеликих, апріорно невідомих похибок експериментальних даних реалізується тенденція спрощення складних моделей, первинно правильних за структурою [5, 6, 9, 10].

Метою статті визначено обґрунтування варіанта структури математичного забезпечення систем підтримки прийняття гарантованих рішень з прогнозуванням для розв’язання експлуатаційних задач.

Умовами виконання роботи є принципова необхідність перевірки наявності структурних змін статистичних даних й розв’язання задачі їх кластеризації на статистично однорідні групи та організація інформаційного процесу у такий спосіб, що виключає виродження задачі наближення функції з підвищенням складності апроксимуючої аналітичної моделі.

Встановлено, що виродження задачі при побудові алгоритмів та програм для сучасних ПЕОМ з використанням числових методів зумовлене впливом похибок подання чисел в шістнадцятеричній системі обчислення з плаваючою комою. Аналогом похибки представлення чисел в інформаційних системах та ПЕОМ є внутрішній шум радіотехнічних систем.

Виклад основного матеріалу

Статистична стійкість є властивістю моделі, а не експериментальних даних. Кількісний ступінь статистичної стійкості моделі можна оцінити компактністю розподілу щодо цієї моделі, даних на інтервалах навчання моделі в процедурах перехресного іспиту [4, 5, 11, 12]. В [1, 4, 10–13] таку оцінку запропоновано називати функцією компактності. Значенням функції компактності як показника якості апроксимації випадкової функції вигляду

$$y = f(Q, Z, x),$$

де y – дійсне (реальне) значення параметра, що отримується в умовах дії безлічі зовнішніх чинників Q; Q – безліч параметрів системи; Z – безліч зовнішніх чинників; x – очікуване значення параметра, що визначає якість функціонування об'єкта слугує розподіл помилок апроксимації, яка обчислюється за співвідношенням

$$c(\hat{X}, x) = w\left\{X \in \left[x - \hat{X}, x - \hat{X} + dx\right]\right\}$$

де $X[x] = f(Q, Z, x) - y(x)$ – помилки апроксимації; $\hat{X}\left[x_j\right] = \hat{y}_j(x_j) - y(x_j)$ – помилки апроксимації на дискретній множині виміряних числових значень параметрів $\hat{y}_j(x_j)$; w – відносна частота виконання умови $\left\{X \in \left[x - \hat{X}, x - \hat{X} + dx\right]\right\}$.

Для безпосереднього розгляду основної процедури перевірки моделей необхідно кількісно охарактеризувати міру відтворюваності розподілів.

$$\hat{K}_{S2} = \int_{-\infty}^{+\infty} min\left\{\hat{f}_{x1}(x), f_{x2}(x)\right\} dx \equiv 1 - \sum_{i=1}^{m} (-1)^{i+1} \hat{D}(x_i),$$

де $\hat{D}(x) = F_{x_2}(x) - F_{x_2}(x) + E_{f_1}(x) - E_{f_2}(x)$.

У загальному випадку значення цього показника відтворюваності розподілів пропорційне до відстані по варіації [12] і суворо дорівнює геометричній мірі перетину відповідної щільності. Ця обставина дає змогу за допомогою максимізації каппа-статистики на класах ядерних або безперервних моделей розподілів вірогідності охарактеризувати якість екстраполяційної схеми в класичній формі.

Відмінністю ММК-процедури від інших варіантів використання схеми перехресного вибору [1, 9, 11] є повне використання апостеріорної інформації згідно з імовірнісним підходом до побудови інтерпретуючих моделей, відсутність штучного врахування їх складності в критеріях ідентифікації і урахування специфіки визначення структури апостеріорних прогнозувальних моделей [14, 15].

Головним джерелом методичної складової помилок прогнозу значень параметрів є невиключені систематичні похибки інформаційної моделі дрейфу параметра, які характеризуються СМНЕФ функціонала, розрахованим у відповідному часовому перетині прогнозу. Додатковим джерелом похибки прогнозу є помилки екстраполяції, що виникають при цьому.

Розподіл ймовірностей прогнозованих значень параметра у вигляді суміші розподілів можна моделювати в усіх випадках, завдання трансформується до оцінювання невідомого розподілу ймовірностей НСП прогнозу [16]. Для випадку їх розподілу за законом Гаусса для обчислення помилок 1-го і 2-го роду була застосована методика, вперше детально розроблена та впроваджена в [17, 18].

Інтервал можливих значень НСП у задачах ідентифікації алгоритмами ММК відповідає інтервалам невизначеності характеристик положення і масштабу в часовому перетині прогнозу $t_{пр}$ та визначається методом варіації початкових наближень, суть якого полягає в тому, що за допомогою варіювання початкових наближень моделі для прогнозу у межах інтервалу невизначеності НСП характеристики положення визначається варіацією параметрів моделі [19].

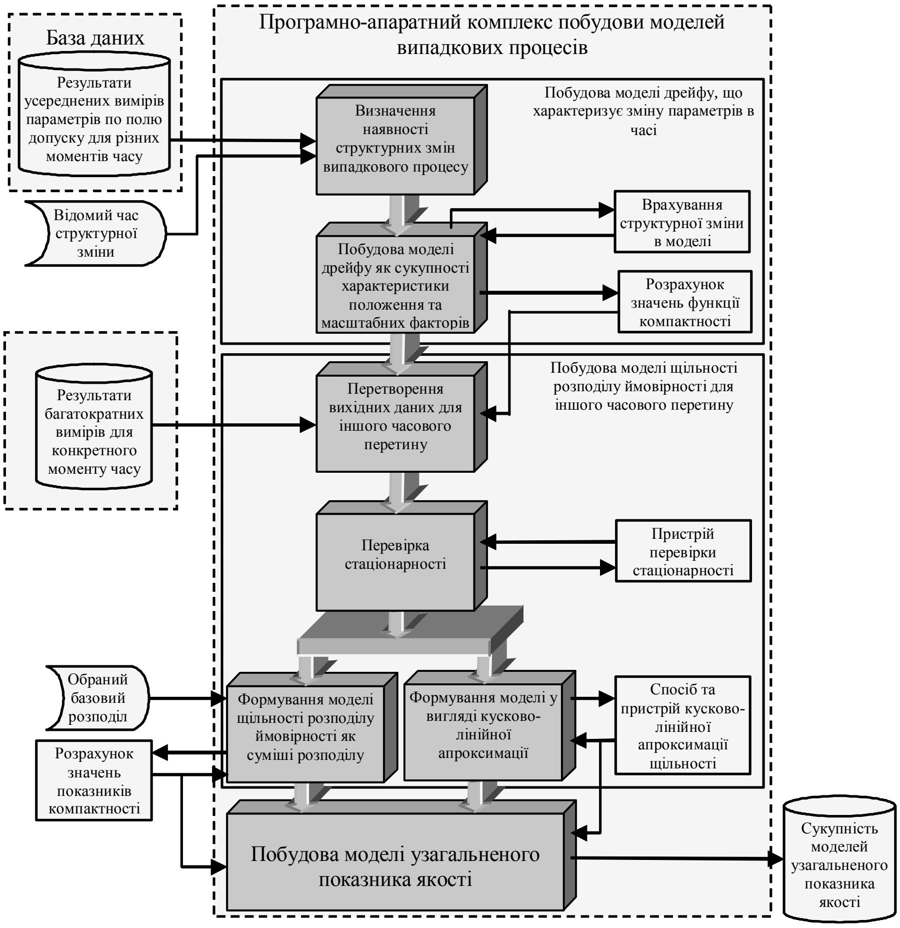
Розв'язання рівняння [19] дає можливість отримати мінімаксну оцінку похибок екстраполяції в перетині прогнозу [17, 20]:

$$\left|\sigma_{э}\left(t_{прогн}\right)\right| \leq \sum_{к=0}^{к} \sigma\left(a_k\right) t_{прогн}^{k} I_k(E) + \frac{\Delta_{прогн}}{2}.$$

Відповідно до принципу гарантованості синтез стратегії керування станом озброєння й військової техніки припускає кластеризацію й прогнозування динаміки показників технічного стану об'єктів експлуатації. Збільшення точності прогнозування параметрів за допомогою моделей, що будуються за алгоритмами ММК, забезпечує значну економію ресурсу і видаткових матеріалів.

Однак у відомих випадках принцип гарантованості керування реалізується частково – у формі програмного керування за результатом прогнозу. Тільки після виконання завдання кластеризації [10, 17, 18, 21, 22] можливо реалізовувати, переваги принципу керування експлуатацією з використанням стратегії обслуговування за станом.

Структуру інформаційної технології гарантованого прогнозу динаміки узагальненого показника якості для систем підтримки прийняття рішень про стан складних технічних систем наведено на рис. 1.



Структура інформаційної технології гарантованого прогнозу динаміки узагальненого показника якості

Оскільки процедури ММК використовують критерій, що чутливий до структурних змін у початковій вибірці, попередньо передбачено етап виявлення структурних змін у статистичних даних. Опрацювання вихідних даних з використанням алгоритмів ММК починається з процедури перевірки гіпотези про наявність структурних змін, яка передбачає такі кроки:

- побудова й визначення значень функціонала компактності моделі, які відповідають початковій гіпотезі й рівномірній сегментації даних;
- виділення методом ковзної межі за критерієм відтворюваності максимально неоднорідних сегментів, приведених до моделі нульової гіпотези.

Як початкова гіпотеза використовується припущення про відсутність структурних змін у статистичних відомостях [18, 21, 22].

У задачах пошуку структурних змін у вихідних даних побудова традиційних інтервальних оцінок вимагає прийняття невизначених гіпотез. Водночас на множині моделей, що задається моделлю максимальної складності зі скінченною кількістю параметрів, завжди існує оптимальне за критерієм відтворюваності моделлю експериментальних даних у схемі перехресного іспиту й послідовне з погляду принципу повторення результату розв'язків відповідної ідентифікаційної задачі [4, 11, 15, 20].

На основі алгоритмів ММК пропонується загальна процедура перевірки гіпотези про неоднорідність в умовах апріорної невизначеності, що передбачає такі етапи, повторювані в циклі:

- побудова й визначення характеристик компактності моделі, отриманої за допомогою алгоритмів ММК і відповідної нульової гіпотези й рівномірній сегментації даних;
- виділення методом ковзної границі за критерієм відтворюваності максимально неоднорідних сегментів, приведених до моделі нульової гіпотези у вихідних даних;
- побудова на виділених сегментах і визначення характеристик компактності кусково-безперервної моделі з подальшим порівнянням модульних функцій компактності, що відповідають альтернативній гіпотезі;
- ускладнення початкової гіпотези, приведення й сегментація даних, побудова моделей відповідній ускладненій гіпотезі.

Для фіксованого часу функція розподілу ймовірностей є найповнішою характеристикою випадкового процесу, оскільки вона дає змогу пов'язати значення випадкового процесу з ймовірністю його появи [1, 11]. Її оцінка для процесу дрейфу параметрів дає змогу визначити ймовірність виходу параметра за межі допуску в заданому перетині.

Побудова моделей характеристик положення і масштабу є завданнями структурної, параметричної і композиційної ідентифікації, яке в формалізованій постановці зводиться до такого: для відомої дискретної, нерівноточної початкової статистики значень визначного параметра $\hat{x}(t_i) = \hat{x}_i, i = \overline{1,n}$ для деякого класу функцій $F = \{F_m(\Theta,t), 1 \le m \le M\}$ за критерієм оптимальності у вигляді норми помилки $\hat{x}(t_i) - F_m(\Theta,t)$, де Θ – множина параметрів моделі максимальної складності, необхідно визначити структуру моделі та значення її параметрів так, щоб у сенсі мінімуму норми помилки модель найточніше відтворювала статистичні дані.

Розв'язання цього завдання поширеними методами статистики за обмежених статистично неоднорідних виборок робить некоректною класичну частотну інтерпретацію імовірнісних оцінок. Найефективнішими є інтерполяційні методи обробки даних, сутність яких полягає в заміні аналогів статистичних характеристик моделями у вигляді інтерполяційних поліномів. Оцінку ступеня статистичної стійкості моделі виконують за розподілом щодо неї даних початкової статистики на інтервалах прогнозування, в схемі перехресного іспиту завдання структурної ідентифікації відповідає розв'язку системи рівнянь:

$$F_m(\hat{x}_j, \Theta_1, \mathbf{K}, \Theta_n) = \hat{Y}_j, \; j = \overline{1, m+1} \quad (1)$$

де j – номер вузла інтерполяції; m – кількість параметрів моделі; $\hat{x}_j$ ^{3} $\hat{Y}_j$ – емпіричні значення відповідних координат у j-му вузлі; $\Theta_1, \mathbf{K}, \Theta_n$ – параметри моделі.

Як критерій при ідентифікації використовується максимум статистичної стійкості моделей за відносною частотою виконання умови мінімуму різниці між оцінкою помилки моделі та реальними значеннями помилки моделі. За кількісну міру статистичної стійкості прийнято критерій еквівалентності моделей, побудованих на пробній та контрольній вибірках.

Задача ідентифікації моделі дрейфу для прогнозу в математичних процедурах інформаційної технології зведена до процедур побудови сукупності характеристик положення і масштабних факторів у класі степеневих рядів. За характеристику положення і масштабних факторів вибрано медіану процесу дрейфу $\Theta_i(t)$ та медіани відхилень $\varepsilon_i^+(t)$, $\varepsilon_i^+(t)$ від характеристики положення. Їх будують за одним алгоритмом на різних частинах вихідної вибірки.

Розраховане значення оцінки ймовірності справного стану екстраполюється на інтервал моделей дрейфу $\overset{0}{Y}(t)$ й масштабу $\mu_\Xi + (t)$, $\mu_\Xi - (t)$ – медіан інтерквантильного розмаху помилок моделі тренду

$$\xi_{ij} = \hat{Y}_{ij} - \overset{0}{Y}(t_{ij}),$$

причому $\xi_{ij}+$ при $\xi_{ij} \geq 0$, $\xi_{ij}-$ при $\xi_{ij} \leq 0$. На інтервалі екстраполяції необхідне виконання умови відтворюваності статистичних характеристик зміни параметрів.

Ідентифікацію моделей трендів виконують за алгоритмами ММК відповідно до [39] при виявленні структурних змін моделей характеристик інтервантильного розмаху в класі статистичних рядів циклічними процедурами ММК при послідовному ускладненні моделі.

Вимога забезпечення максимуму $\hat{P}_{ми}(t)$ диктує необхідність об'єднання обмірюваних значень параметрів СТС у статистично однорідні групи за мінімумом об'єднаного показника компактності

$$K_{\theta_k} = \frac{1}{N_\Sigma} \sum_{k=1}^{k} \sum_{i=1}^{\varsigma_k} \sum_{j=1}^{N_{ki}} \left| \hat{Y}_{kij} - \overset{0}{Y}_{k(t_{kij})} \right| = \min_k , \tag{2}$$

де К – кількість статистично однорідних груп; ς_k – кількість СТС, що утворюють k-*му* групу.

Зазначимо, що:

$$N_\Sigma = \sum_{i=1}^{s} N_i .$$

За початкову приймають гіпотезу про об'єднання наявної вибірки об'єму N_Σ в одну статистично однорідну групу, а за альтернативні – поділ даних на групи, що забезпечує розв’язання умови (2). Ця процедура поділу даних на статистично однорідні групи приводить до формування алгоритмів ММК, що статистично гарантують виконання умови (1).

Відносна простота розв’язання задач сегментації даних за допомогою алгоритмів ММК і їхнього поділу на статистично однорідні групи із застосуванням схем перехресного вибору моделей дає змогу реалізувати системи підтримки прийняття рішень про стан СТС.

Результати апробації загального підходу під час розв’язання задач прогнозування значень параметрів засобів вимірювання при зіставленні результатів прогнозу з результатами останніх перевірок засобів вимірювання показало високу відтворюваність розрахункових значень прогнозу параметра за допомогою алгоритмів ММК (0,87...0,99). Як зазначено в [1], в шістьох випадках вдалось запобігти експлуатації несправних засобів вимірів. Як контрольні використано результати останньої перевірки на загальній вибірці в 156 зразків за 2 типами засобів вимірювання.

Висока вірогідність прогнозу повинна забезпечуватися й при прогнозуванні технічного стану СТС, справний стан яких визначається вимірюванням значення параметрів у момент обслуговування.

Як клас моделей використовуємо інтерполяційні поліноми, які в найпростішому випадку подаються степеневим рядом

$$\overset{0}{Y}_0(t) = \sum_{i=1}^{n} \Theta_i \cdot t'^{ni} .$$

Його структуру визначаємо з умови мінімуму (за Θі) модульного функціонала

$$K_\theta = \int_0^\infty \Omega\left\{ \left| \hat{\Xi}(t) \right| \geq \varepsilon \right\} = \min_\theta ; \ \hat{\Xi}(t) = \hat{Y}(t) - \overset{0}{Y}_0(t) ,$$

де $\Omega\{\cdot\}$ – відносна частота виконання умови $\{\cdot\}$ включно; у разі виконання умови статистичної стійкості за максимумом показника

$$\chi_s(\tau) \overset{\Delta}{=} \int_{-\infty}^{\infty} \min_\chi = \left\{ \chi_{\Xi 1}(\hat{\Xi}, \xi), \chi_{\Xi 2}(\hat{\Xi}, \xi) \right\} d\xi = \max_{n, m_i} , \tag{3}$$

де $\chi_{\Xi 1}(\hat{\Xi}, \xi) = \omega_1 \left\{ \Xi \in \left[\xi - \hat{\Xi}, \xi - \hat{\Xi} + d\xi \right] \right\}$ – відносна частота виконання умови $\{\cdot\}$ на множині даних інтервалу [0, τ], що використовуються для пробної ідентифікації моделі $\overset{0}{Y}_0(t)$; $\chi_{\Xi 2}(\hat{\Xi}, \xi)$ відносна частота виконання умови $\{\cdot\}$ на множині даних інтервалу [τ,T], що використовуються для формування контрольної вибірки.

Мінімізація показника K_θ забезпечується вибором як вузлів інтерполяції медіанних центрів рівних частин відповідної вибірки. Скорочення обсягу перебору варіантів по n та mi відповідно до [34] здійснюється методом послідовного ускладнення моделі по негативному приросту показника $\chi_s(\tau)$.

У цій процедурі побудови моделі при варіюванні межі τ можна одержати ряд моделей $\overset{0}{Y}_0(t)$ за умовою (1). Очевидно, для кожної з них існує свій найкращий поділ множини даних, за якого ця модель найстійкіша по $\chi_s(\tau)$. Тому природно зажадати визначення такого вигляду моделі $\overset{0}{Y}(t)$, що

$$\overline{\chi}_s \overset{\Delta}{=} \int_0^1 \chi_s \cdot w_{\chi s}(\chi_s(\tau)) d\chi_s = \max_{Y(t)},$$

де $w_{\chi s}(\chi_s(\tau))$ – щільність розподілу ймовірностей $\chi_s(\tau)$ при варіюванні межі $\tau \in [0, T]$.

Тепер, якщо як початкова гіпотеза – µ0 прийнято припущення про відсутність структурних змін моделі $\overset{0}{Y}_0(t)$, побудованої при рівномірному поділі вибірки на n+1 частин, то достовірність альтернативної гіпотези µl про порушення структури моделі попереднього наближення варто перевіряти за нерівністю виду

$$\overline{\chi}_{s,l-1} < \overline{\chi}_{s,l}. \tag{4}$$

При цьому µl відповідає межа τl, яка задовольняє вимогу $\min_\tau \chi_s(\tau)$, $\tau \in [0, T]$. У кожному з утворених у такий спосіб сегментів [τy, τy+1] ідентифікація моделі $\overset{0}{Y}_\nu(t), \nu = \overline{1, l}$ відповідає гіпотезі µ0 за виконання умови безперервності моделі $\overset{0}{Y}(t)$.

Висновки

Найактуальнішим для продовження роботи з вказаної проблеми є аналіз можливостей, обмежень та необхідних припущень для застосування математичних методів моделювання технологічних процедур систем експлуатації, що існують. Актуальною є робота з розвитку ММК та дослідження властивостей його алгоритмів як методу, що уможливлює синтез моделей експлуатаційних процесів в умовах статистичної невизначеності вихідних даних. Як часткове завдання необхідно визначити синтез та перевірку працездатності алгоритмів підтвердження достовірності та адекватності моделей, що будуються, реальним процесам.

1. Блинов А.П. Научно-методическое обеспечение гарантированности решения метрологических задач вероятностно-статистическими методами / А.П. Блинов, С.Ф. Левин // Измерительная техника. – 1988. – № 12. – С. 8–10. 2. Левченко А.О. Шляхи реалізації принципу гарантованості при створенні інформаційних технологій автоматизованого рішення експлуатаційних задач / А.О. Левченко // Збірник наукових праць АВМС. – № 1 (1), Севастополь, 2010. – С. 151–159. 3. Левченко А.О. Структура інформаційної технології гарантованого розв'язання задачі прогнозу стану системи озброєння / А.О. Левченко // Спеціальні інформаційні системи військового призначення. ЖВІ НАУ. – 2010. – № 1. – Житомир, 2010. – С. 54–62. 4. Левин С.Ф. Теория обеспечения эксплуатации технических объектов и вероятностно-статистические методы / С.Ф. Левин, С.А. Зверев // Вопросы кибернетики – 1982. – Вып. 94. – С. 3–27. 5. Ивахненко А.Г. Особенности применения МГУА в задачах прогнозирования / А.Г. Ивахненко, В.С. Степашко // Автоматика. – 1986. – № 5. – С. 84–94. 6. Левченко А.О. Побудова моделей щільностей розподілу ймовірностей шляхом кусочно-лінійної апроксимації / А.О. Левченко // Військово-технічний збірник АСВ. – № 1(3). – Львів, 2009. – С. 53–57. 7. Алимов Ю.И. О практической ценности теории оценок / Алимов Ю.И. // Автоматика. – 1981. – № 2. – С. 84–94. 8. Ивахненко А.Г. Численное исследование помехоустойчивости многокритериальной селекции моделей / А.Г. Ивахненко, В.С. Степашко //

Автоматика. – 1982. – № 4. – С. 26–36. 9. Левченко А.О. Закономірності формування суміші моделі розподілу об'єктів розвідки з використанням процедур методу максимуму компактності / А.О. Левченко, В.А. Багінський // Системи навігації управління та зв’язку. – 2009. – № 3(11). – С. 115–120. 10. Блинов А.П. Построение градуировочных характеристик средств измерений методом максимума компактности / А.П. Блинов // Измерительная техника. – 1987. – № 7. – С. 15–16. 11. Левин С.Ф. Гарантированность программ обеспечения эксплуатации техники / С.Ф. Левин. – Киев: Знание. 1989. – 23 с. 12. Левин С.Ф. Основы теории контроля / С.Ф.Левин – МО СССР, 1983. – 51 с. 13. Левин С.Ф. Воспроизводимость или робастность в статистике. Подход на основе интерполяционной концепции вероятностей / С.Ф. Левин // Статистическая идентификация, прогнозирование и контроль РЭА: Методические рекомендации. – Одесса: ОВВКИУ ПВО, 1991. – С. 11–17. 14. Левин С.Ф. Статистический анализ и синтез систем технического обеспечения эксплуатации / С.Ф. Левин. – Одесса: ОВВКИУ ПВО, 1984. – 450 с. 15. Левченко А.О. Теоретические вопросы моделирования и оценки качества систем обеспечения эксплуатации сложных технических комплексов / А.О. Левченко // Системи озброєння та військової техніки. – 2007. – Вип. 3(11). – С. 119–124. 16. Левченко А.О. Закономірності формування суміші моделі розподілу об'єктів розвідки з використанням процедур методу максимуму компактності / А.О. Левченко, В.А. Багінський // Системи навігації управління та зв’язку. – 2009. – № 3(11). – С. 115–120. 17. Левченко А.О. Визначення характеристик достовірності індивідуального прогнозу параметрів, оцінювання робастності та стійкості прогнозуючих ММК-алгоритмів / А.О. Левченко // Вісник Харківського державного політехнічного університету. – Вип. 104. Х., – 2000. – С. 93–97. 18. Левченко А.О. Алгоритм прогнозуючого контролю для технологічної системи керування параметрами технічних засобів / А.О. Левченко // Труди Одеського національного політехнічного університету. – Вип. 2(11). Одеса, – 2000. – С. 133–136. 19. Левин С.Ф. Верификация экспертных и использующих экспертные оценки систем, ориентированных на вероятностно-статистические методы в программах обеспечения эксплуатации аэрокосмической техники / Проблема разработки и внедрения экспертных систем. – М.: ВНИИМС, 1989. – С. 144–145. 20. Левин С.Ф. Методы теории идентификации в задачах измерительной техники и метрологии. – Новосибирск: Госстандарт СССР, 1989. – С. 34–62. 21. Левченко А.О. Процедура синтезу моделі параметру потоку відмов радіоелектронних засобів під час однорежимного утримання для інформаційно-довідкової автоматизованої системи визначення стану об’єктів експлуатації / А.О. Левченко, О.І. Кравчук // Інформаційні системи та мережі: вісник Національного університету “Львівська політехніка”. – № 621. – Львів, 2008. – С. 239–250. 22. Блинов А.П. Обнаружение структурних изменений моделей в методе максимума компактности / Блинов А.П., Левин С.Ф. // Статистическая идентификация, прогнозирование и контроль РЭА: Методические рекомендации. – Одесса: ОВВКИУ ПВО, 1991. – С. 19–22.