

УДК 621.396.6. 519.2

А.О. Левченко, О.І. Кравчук

Львівський інститут Сухопутних військ ім. П. Сагайдачного Національного університету «Львівська політехніка», Львів

АНАЛІЗ ПРАЦЕЗДАТНОСТІ ПРОЦЕДУР ІНФОРМАЦІЙНО-ДОВІДКОВОЇ АВТОМАТИЗОВАНОЇ СИСТЕМИ ВИЗНАЧЕННЯ СТАНУ ОБ'ЄКТІВ ЕКСПЛУАТАЦІЇ ТА АДЕКВАТНОСТІ МОДЕЛЕЙ, ЩО БУДУЮТЬСЯ, РЕАЛЬНИМ ПРОЦЕСАМ ЗМІНИ СТАНУ РЕЗ

У статті проведено аналіз працездатності процедур інформаційно-довідкової автоматизованої системи визначення стану об'єктів експлуатації та адекватності моделей, що будуються, реальним процесам зміни стану радіоелектронних засобів. Проведено порівняльний аналіз розрахункових процедур інформаційних технологій, що використовують в якості базового методу синтезу алгоритмів метод групового урахування аргументів та метод максимуму компактності.

Ключові слова: інформаційно-довідкові автоматизовані системи.

Вступ

Актуальність теми. Одним з першочергових завдань в процесі будівництва Збройних Сил України стало створення сучасної високоефективної системи управління Збройними Силами України в межах Єдиної автоматизованої системи управління. За умов зростання вартості новітніх видів озброєння та військової техніки (ОВТ) досягти й підтримувати необхідний рівень бойової могутності вигідніше не нарощуванням кількісного складу військ та ОВТ, а забезпеченням структурної цілісності, високого ступеня автоматизації військами та бойовими засобами з використанням сучасних новітніх інформаційних технологій, а також розроблення програмного й математичного забезпечення. Крім того, необхідно передбачити заходи, які забезпечували б подальшу експлуатацію існуючих засобів і систем автоматизованого управління та зафіксувати фінансові, матеріальні та інші ресурси, необхідні для підтримання їх у боєздатному стані, подовження термінів експлуатації та доопрацювання (модернізації) з метою введення їх до Єдиної системи управління.

Для управління технологічними процесами зберігання, обслуговування та відновлення стану складних технічних засобів доцільним є впровадження інформаційно-довідкових автоматизованих систем (ІДАС)¹ підтримки прийняття рішень в межах Єдиної системи управління логістики, яка створюється відповідно до Державної програми розвитку Збройних сил України на період до 2011 року. Подальший розвиток та впровадження засобів синтезу складових інформаційно-довідкових систем про стан радіоелектронних засобів (РЕЗ) під час їх бага-

торежимного утримання є актуальною задачею для використання в автоматизованих робочих місцях осіб, що приймають рішення з організації заходів обслуговування.

Стаття розглядає процедуру синтезу моделі параметру потоку відмов РЕЗ під час однорежимного утримання як елемент інформаційної технології¹ забезпечення підтримки прийняття рішення про стан РЕЗ в різних режимах зберігання.

Об'єкт дослідження – засоби інформаційного моделювання параметру потоку відмов радіоелектронних засобів під час однорежимного утримання для інформаційно-довідкової автоматизованої системи визначення стану об'єктів експлуатації

Предмет дослідження – методи аналізу і синтезу алгоритмів та процедур інформаційно-довідкових систем підтримки прийняття рішень.

Метою дослідження є забезпечення можливості визначення стану РЕЗ за поступовими відмовами під час однорежимного утримання без застосування за призначенням для інформаційно-довідкової системи підтримки прийняття рішень про стан РЕЗ в складі технологічних систем керування станом.

Розгляд обраної тематики у попередніх дослідженнях. На сучасному етапі розвитку теорії забезпечення експлуатації вже добре відомо, що ті проблеми, за рішення яких береться теорія надійності з самого початку свого розвитку з'ясувалися більш глибоко, ніж тоді, при відсутності досвіду експлуатації складних технічних систем (СТС). Тому основну увагу приділялося підвищенню якості елементної бази СТС на етапах розробки та виробництва [1], тому що ускладнення технічних систем особливо помітно відображається на експлуатації радіотехнічних засобів і радіоелектронній апаратурі. З поширенням використання експлуатаційних задач при рішенні задач статистичними методами починає

¹ Термінологія згідно з [12]

створюватися математична теорія процесів відновлення об'єктів експлуатації (ОЕ) [2, 3]. Це були перші кроки в системному розумінні проблеми забезпечення експлуатації і початком теоретичного обґрунтування активного управління технічним станом та структурою СТС. Одночасно з розвитком математичної теорії відновлення в інженерну практику починають впроваджувати автоматизовані і автоматичні системи контролю та діагностики СТС [4]. З розвитком цієї теорії все більше увагу приділялося питанням оцінки ефективності і оптимізації характеристик систем контролю, підвищення ступеню їх автоматизації, не тільки з перевіркою працездатності, але і взаємодії з системою відновлення різних рівнів. Створення і ефективне застосування автоматизованих систем управління вимагають розробки відповідного математичного забезпечення, що і визначило питання моделювання процесів забезпечення експлуатації [1, 4]. Перелік літератури, який розглянуто, включають лише окремі видання, що не претендують на повноту охоплення експлуатаційної тематики, але можна стверджувати, що питання забезпечення експлуатації РЕЗ залишається актуальним. В той же час науково-методичний апарат розв'язання основної задачі теорії забезпечення експлуатації: сумісний синтез ОЕ і системи експлуатації при заданих обмеженнях на можливості реалізації, умови експлуатації та рівень готовності, потребує уточнення.

Виклад основного матеріалу

Відповідно до теорії надійності кожен зразок має запас надійності, величина якого (r) з часом (t) витрачається. У залежності від факторів, що впливають, має місце відповідна швидкість витрати запасу надійності, пропорційна інтенсивності відмов

$$\frac{dr(t)}{dt} \approx \lambda(t),$$

де $\lambda(t)$ – інтенсивність відмов.

З урахуванням впливу факторів і режимів роботи, описаних функцією $e(t)$ запишемо

$$\frac{dr(t)}{dt} \approx \lambda(t, e).$$

Очевидно, що $r(t) \rightarrow \min$, $t \rightarrow T_e$, де T_e – тривалість експлуатації зразку.

Швидкість зміни запасу надійності є функцією визначеного числа факторів

$$\frac{dr(t)}{dt} \approx \lambda(t, e(\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_n)),$$

де $\varphi_1, \dots, \varphi_n$ – символи, що представляють фактори, кількість яких n .

Припускаючи незалежність розглянутих впливів, процес нагромадження порушень працездатності також можна вважати незалежним.

Вплив комплексу факторів і робочого навантаження обумовлює приведення в дію механізму фізико-хімічних процесів, у результаті запас надійності РЕЗ з часом неухильно скорочується, незважаючи на проведення заходів щодо технічного обслуговування і ремонту.

Надійність є комплексна властивість виробу, яка залежно від призначення об'єкту і умов його застосування може включати безвідмовність, довговічність, ремонтпридатність та збережаність [5 – 7]. Перші дві властивості характеризуються тривалістю терміну зберігання працездатного стану при роботі і зберіганні відповідно, остання – тривалістю терміну до граничного стану. Показником безвідмовності в період відновлення, який розглядається, є параметр потоку відмов.

Для параметричної ідентифікації моделі параметру потоку відмов $\omega(t)$ використано метод ковзної медіани, а для структурної ідентифікації – метод перебору моделей за критерієм мінімуму середнього модуля нев'язок екстраполяційного функціоналу.

Математична процедура ідентифікації, передбачає наступне:

- розбивка вихідної вибірки на пробну і контрольну частини в залежності від кількості параметрів моделі;
- визначення опорних точок для кожної частини вибірки методом ковзної медіани;
- проведення структурної ідентифікації моделей за критерієм мінімуму середнього модулю нев'язок екстраполяційного функціоналу;
- уточнення опорних точок і проведення параметричної ідентифікації моделі;
- побудова нормованої функції компактності для знайденої моделі.

Вона є узагальненою і не дає можливості створювати програмне забезпечення. Тому деталізація розглянутих процедур є обов'язковою для створення ІДАС. Необхідно також провести перевірку працездатності розроблених інформаційних моделей порівняльно з тими, що існують, а також проведення оцінки достовірності результатів, які є підсумком роботи ІДАС.

Прийmemo згідно [8 – 10] добре опробовану модель виду:

$$\omega(t) = \omega_0 + \frac{\beta}{\alpha} t^{\beta-1}, \quad (1)$$

де α_i, β_i – параметри моделі параметра потоку відмов для i -го режиму утримання.

Відповідно до конкретної моделі визначимо для неї кількість параметрів $\bar{\varphi}_k$ і розділимо всю сукупність значень $\hat{P}(t)$, заданих у вихідних даних на $(\varphi_k + 1)$ частину. Тоді обсяг кожної g -ої частини вибірки

$$N_{\varphi_k, r} = N_{k_k} = \left[\frac{n}{\varphi_k + 1} \right] \quad (2)$$

де n – обсяг усієї вибірки; $r = 1, (\varphi_k + 1)$ – номер r -ої частини вибірки.

Таблиця 1
Варіанти моделі параметру потоку відмов

Номер моделі К	1	2	3
Вигляд моделі $\omega_k(t)$	ω_0	$\frac{\beta}{\alpha} t^{\beta-1}$	$\omega_0 + \frac{\beta}{\alpha} t^{\beta-1}$
Число параметрів $\bar{\varphi}_k$	1	2	3

Аналіз статистичного матеріалу дозволяє зробити висновок, що поведінка моделі параметру потоку відмов з плином часу описується залежностями цього виду.

Якщо N_{φ_k} – непарне число, то [10]

$$\left. \begin{aligned} \mu_{t_k, r} &= t(l_r); \\ \hat{\mu} P_{k, r} &= \hat{P}(l_r), \quad r = \overline{1, (\varphi_k + 1)}, \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

де

$$l_r = \frac{rN_{\varphi_k} + (r-1)N_{\varphi_k} + 1}{2}.$$

Якщо N_{φ_k} парне число [4], то

$$\left. \begin{aligned} \mu_{t_k, r} &= \frac{t(l_r) + t(l_r) + 1}{2}; \\ \hat{\mu} P_{k, r} &= \frac{\hat{P}(l_r) + t(l_r) + 1}{2}, \quad r = \overline{1, (\varphi_k + 1)}, \quad l_r = \frac{r \cdot N_{\varphi_k}}{2}. \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

Підставивши значення опорних точок у вираження

$$P_0 \exp \left[- \int_{t_0}^{Met_R} \omega(t) dt \right] = Me \hat{P} \quad (5)$$

і вирішивши відповідну систему рівнянь для кожної моделі методом Гауса, одержимо наступне:

якщо $k = 1$, то $\varphi_k = 1$ і

$$\omega_{0k, p} = \frac{\text{Ln}(1 / \hat{\mu} P_{k, r})}{\mu_{t_k, r}}, \quad p = 1, 2; \quad p \neq r, \quad (6)$$

де p – номер частини вибірки, яка використана в якості контрольної.

При $t_0 = 0$ і $P_0 = 1$, то

$$P_{k, p}(t) = P_{1, p}(t) = \exp[-\omega_{0, 1, p} t]. \quad (7)$$

При $k = 2$, $\varphi_k = 2$ і $p, q = \overline{1, 3}$; $p \neq q \neq r$; $\max r < 3$,

$$\left. \begin{aligned} \beta_{2, p} &= \frac{\ln \frac{\hat{\mu} P_{2, q}}{\hat{\mu} P_{2, r}}}{\ln \frac{\mu_{t_2, r}}{\mu_{t_2, p}}}; \\ \alpha_{2, p} &= - \frac{(\mu_{t_2, r})^{\beta_{2, p}}}{\ln \hat{\mu} P_{2, r}}, \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

де p – номер частини вибірки, яка використана в якості контрольної; r, q – номери частин повної вибірки.

Тоді

$$P_{2, p}(t) = \exp \left[-t^{\beta_{2, p}} / \alpha_{2, p} \right]. \quad (9)$$

Якщо $k = 3$, то після рішення системи рівнянь (5) одержимо

$$\frac{\ln \left(\frac{\ln \frac{\hat{\mu} P_{3, r}}{\hat{\mu} P_{3, s}} + \omega_{0, 3, p} \mu_{t_3, r}}{\ln \frac{\hat{\mu} P_{3, q}}{\hat{\mu} P_{3, s}} + \omega_{0, 3, p} \mu_{t_3, q}} \right)}{\ln \frac{\mu_{t_3, r}}{\mu_{t_3, s}}} - \frac{\ln \frac{\mu_{t_3, r}}{\mu_{t_3, s}}}{\ln \frac{\mu_{t_3, q}}{\mu_{t_3, s}}} = 0,$$

звідси

$$\left. \begin{aligned} \beta_{3, p} &= \frac{\ln \left(\frac{\ln \frac{\hat{\mu} P_{3, q}}{\hat{\mu} P_{3, s}} + \omega_{0, 3, p} \mu_{t_3, s}}{\ln \frac{\hat{\mu} P_{3, r}}{\hat{\mu} P_{3, s}} + \omega_{0, 3, p} \mu_{t_3, r}} \right)}{\ln \frac{\mu_{t_3, q}}{\mu_{t_3, s}}}; \\ \alpha_{3, p} &= - \frac{\mu_{t_3, s}^{\beta_{3, p}}}{\ln \frac{\hat{\mu} P_{3, s}}{\hat{\mu} P_{3, s}} + \omega_{0, 3, p} \mu_{t_3, s}}, \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

де r, q, s – номери частин пробної вибірки, при чому $r < q < s$; $\max s = 4$; $p = \overline{1, 4}$, у підсумку

$$P_{3, p} = \exp \left[- \left(\omega_{03, p} \cdot t + \frac{1}{\alpha_{3, p}} t^{\beta_{3, p}} \right) \right]. \quad (11)$$

Вибір найкращої моделі визначається мінімальним значенням показника компактності моделей різної складності за формулою:

$$\Pi = \frac{1}{n} \sum_{m+1}^n |P_m(t_m, m+1) - P_{m+1}(t_m, m+1)|,$$

отримаємо

$$\Pi_k = \frac{1}{\varphi_k} \sum_{p=1}^{\varphi_k} |P_{k, p}(T_p) - P_{k, p+1}(T_p)|, \quad (12)$$

де $T_p = p \cdot N_\varphi$ і $p = \overline{1, \varphi_k}$. (13)

Після структурної ідентифікації інформаційної моделі проводимо ідентифікацію параметрів моделі. Для чого визначаємо нові опорні точки згідно співвідношення

$$\left. \begin{aligned} \hat{P}(t_m, m+1) &= \frac{P_m(t_m, m+1) + P_{m+1}(t_m, m+1)}{2}, \\ t &= t_m, m+1, \quad m = \overline{1, n}, \end{aligned} \right\}$$

отримаємо

$$\left. \begin{aligned} T_p &= pN_\varphi, \quad p = \overline{1, \varphi_k}; \\ P_p &= \frac{1}{2} [P_{k,p}(T_p) + P_{k,p+1}(T_p)]. \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

Отримані опорні точки використовуємо в рівнянні (5) і знаходимо значення параметрів моделі за (6), (8) і (10) у залежності від порядкового номера z моделі, яка отримана в результаті структурної ідентифікації.

Проведемо кількісну оцінку помилок апрокси-

мації емпіричної функції $\hat{P}(t)$ моделлю

$$P(t) = P(t_0) e^{-\int_{t_0}^t \omega(t) dt},$$

отримаємо

$$\Delta(t_l) = \left| \hat{P}(t_l) - P_z(t_l) \right|, \quad l = \overline{1, n}. \quad (15)$$

Масштабний фактор помилок моделі $\Delta(t_l)$ задаємо [4] у вигляді ступеневого ряду (табл. 2)

$$\Delta(t) = \sum_{m=1}^3 a_m t^{m-1}.$$

Досвід показує можливість обмежень трьома членами ряду.

Таблиця 2

Варіанти моделі масштабного фактору помилок апроксимації

Номер моделі	1	2	3	4	5	6	7
Вигляд моделі	a_1	$a_2 t$	$a_3 t^2$	$a_4 + a_5 t$	$a_6 + a_7 t^2$	$a_8 t + a_9 t^2$	$a_{10} + a_{11} t + a_{12} t^2$
Число параметрів	1	1	1	2	2	2	3

Надалі використовується саме той метод, за допомогою якого була проведена ідентифікація структури і параметрів для моделі функції розподілу імовірностей безвідмовного утримання в різних режимах. Для визначення опорних точок кожної частини вибірки помилок $\Delta(t_l)$ використовуються формули (2) – (4) з тією різницею, що після поділу вибірки на частини необхідно зробити ранжировку значень похибок, що входять у кожну частину окремо. Для пробної ідентифікації параметрів моделі необхідно вирішити систему рівнянь вигляду

$$\sum_{m=1}^3 a_m \mu_{t_k, r}^{m-1} = \mu_{\Delta k, r}, \quad r \leq 3, \quad (16)$$

де $\mu_{t_k, r}, \mu_{\Delta k, r}$ – опорні точки для r -ої частини вибірки.

Рішення системи рівнянь (16) з підстановкою відповідних значень опорних точок і моделі помилок дає наступний результат.

Для моделей $k = \{1, 2, 3\}$

$$a_{k-1, p} = \frac{\mu_{\Delta k, r}}{\mu_{t_k, r}^{k-1}}, \quad r, p = \overline{1, f_k}, \quad r \neq p. \quad (17)$$

Відповідно для цих моделей значення помилок апроксимації розраховується зі співвідношення

$$\Delta_{k, p}(t) = a_{k-1, p} t^{k-1}. \quad (18)$$

Для моделей двох параметричних моделей при

$$\left. \begin{aligned} a_{4, p} &= \frac{\mu_{\Delta k, r} \cdot \mu_{t_k, q} - \mu_{\Delta k, q} \mu_{t_k, r}}{\mu_{t_k, q} - \mu_{t_k, r}}; \\ a_{5, p} &= \frac{\mu_{\Delta k, q} - \mu_{\Delta k, r}}{\mu_{t_k, q} - \mu_{t_k, r}} \end{aligned} \right\} \quad (19)$$

маємо

$$\Delta_{k, p}(t) = a_{4, p} + a_{5, p} t.$$

При $k = 5$

$$\left. \begin{aligned} a_{6, p} &= \frac{\mu_{\Delta k, r} \mu_{t_k, q}^2 - \mu_{\Delta k, q} \mu_{t_k, r}^2}{\mu_{t_k, q}^2 - \mu_{t_k, r}^2}; \\ a_{7, p} &= \frac{\mu_{\Delta k, q} - \mu_{\Delta k, r}}{\mu_{t_k, q}^2 - \mu_{t_k, r}^2} \end{aligned} \right\} \quad (20)$$

маємо

$$\Delta_{k, p}(t) = a_{6, p} + a_{7, p} t^2. \quad (21)$$

При $k = 6$

$$\left. \begin{aligned} a_{8,P} &= \frac{\mu_{\Delta_k,r} \mu_{t_k,q}^2 - \mu_{\Delta_k,q} \mu_{t_k,r}^2}{\mu_{t_k,r} \mu_{t_k,q}^2 - \mu_{t_k,q} \mu_{t_k,r}^2}, \\ a_{9,P} &= \frac{\mu_{\Delta_k,q} \mu_{t_k,q} - \mu_{\Delta_k,r} \mu_{t_k,r}}{\mu_{t_k,r} \mu_{t_k,q}^2 - \mu_{t_k,q} \mu_{t_k,r}^2} \end{aligned} \right\} \quad (22)$$

маємо

$$\Delta_{k,P}(t) = a_{8,P}t + a_{9,P}t^2.$$

У цих співвідношеннях r, q – номеру частин пробної вибірки, $r < q$; $p = \overline{1, 3}$ $\max q = 3$.

Для моделі $k = 7$

$$\left. \begin{aligned} a_{12,P} &= \frac{\mu_{t_k,q}(\mu_{\Delta_k,s} - \mu_{\Delta_k,r}) - \mu_{t_k,r}(\mu_{\Delta_k,s} - \mu_{\Delta_k,q}) - \mu_{t_k,s}(\mu_{\Delta_k,q} - \mu_{\Delta_k,r})}{(\mu_{t_k,s} - \mu_{t_k,r}) \cdot (\mu_{t_k,s} - \mu_{t_k,q}) \cdot (\mu_{t_k,q} - \mu_{t_k,r})}, \\ a_{11,P} &= \frac{(\mu_{\Delta_k,q} - \mu_{\Delta_k,r}) - (\mu_{t_k,q}^2 - \mu_{t_k,r}^2) \cdot a_{12,P}}{\mu_{t_k,q} - \mu_{t_k,r}}, \\ a_{10,P} &= \mu_{\Delta_k,r} - \mu_{t_k,r} a_{11,P} - \mu_{t_k,r}^2 a_{12,P}, \end{aligned} \right\} \quad (23)$$

де $p = \overline{1, 4}$, $r < q < s$, $\max s = 4$ і

$$\Delta_{k,P}(t) = a_{10,P} + a_{11,P}t + a_{12,P}t^2. \quad (24)$$

Для перебування кращої моделі проводиться порівняння показників компактності які одержимо зі співвідношення

$$P_k = \frac{1}{f_k} \sum_{p=1}^{f_k} |\Delta_{k,P}(T_p) - \Delta_{k,P+1}(T_p)|, \quad (25)$$

де $\Delta_{k,P}(t)$ обчислюються по співвідношенням (18), (21), (23).

Отриману модель необхідно уточнити методом усереднення всіх її варіантів (саме цим здійснюється параметрична ідентифікація отриманої моделі). Використовуємо співвідношення (14), (16). При цьому для моделі помилок опорні точки уточненої моделі знаходяться за вираженнями

$$\left. \begin{aligned} T_p &= P \cdot N_k, \quad p = \overline{1, f_k}; \\ \Delta_p &= \frac{1}{2} [\Delta_{k,P}(T_p) + \Delta_{k,P+1}(T_p)]. \end{aligned} \right\} \quad (26)$$

Подальший хід алгоритму: підстановка значень виражень (23) у систему рівнянь (13). Це рішення дає уточнені параметри моделі помилок $\Delta_k(t)$. Параметри моделі помилок обчислюються по формулах (16), (18), (19), (21), (22).

Для побудови нормованої функції компактності залишається обчислити величину

$$\delta(t_1) = \frac{\Delta(t_1)}{\Delta_k(t)}. \quad (27)$$

Таким чином, математична процедура синтезу моделі параметрів потоку відмов для інформаційно-довідкової системи ідентифікації стану об'єкту експлуатації (ОЕ) при однорежимному утриманні під час зберігання передбачає наступні етапи:

1. Вихідні дані задаються масивом

$\hat{P}(t_l)$, $l = \overline{1, N}$, а моделі $P(t)$, $\Delta(t)$ – табл. 1 і 2.

2. Структурна ідентифікація моделі функції $P(t)$ зводиться до обчислення координат опорних точок за вираженнями (2) – (4), визначенню за співвідношеннями (6), (8), (10) параметрів усіх варіантів моделей, побудові екстраполяційного функціонала варіантів моделей за формулами (7), (9), (11), обчисленню середнього модулю нев'язок екстраполяційного функціоналу моделей згідно (12), (13) і виділенню найкращої моделі.

3. Уточнення параметрів отриманої моделі на опорних точках (14) проводиться по одній з формул (6), (8), (10) відповідно до вигляду моделі.

4. Побудова нормованої функції компактності для уточненої моделі вимагає виконання наступного ряду операцій:

- визначення опорних точок для моделей масштабного фактору $\Delta_k(t)$;
- визначення параметрів моделей масштабного фактору;
- визначення величини P_k і виділення найкращої моделі масштабного фактору $\Delta_k(t)$;
- уточнення параметру масштабного фактору;
- перебування послідовності нормованих значень помилки.

Блок-схема алгоритму приведена на рис. 1.

Відповідно до класифікації побудови нормованої функції компактності розроблена процедура відповідає математичній процедурі методу максимуму компактності моделей.

Порівняємо щодо точності розроблену процедуру та процедуру методу групового урахування аргументу (МГУА) (табл. 3), де спеціально обрані найбільш сприятливі умови для МГУА [11]. У цьому прикладі до 19 значень ординати кубічної параболі

$$E[y(x)] = 1 + x - 0,055x^2 + 0,001x^3$$

додані випадкові відхилення, що володіють нормальним розподілом з одиничною дисперсією.

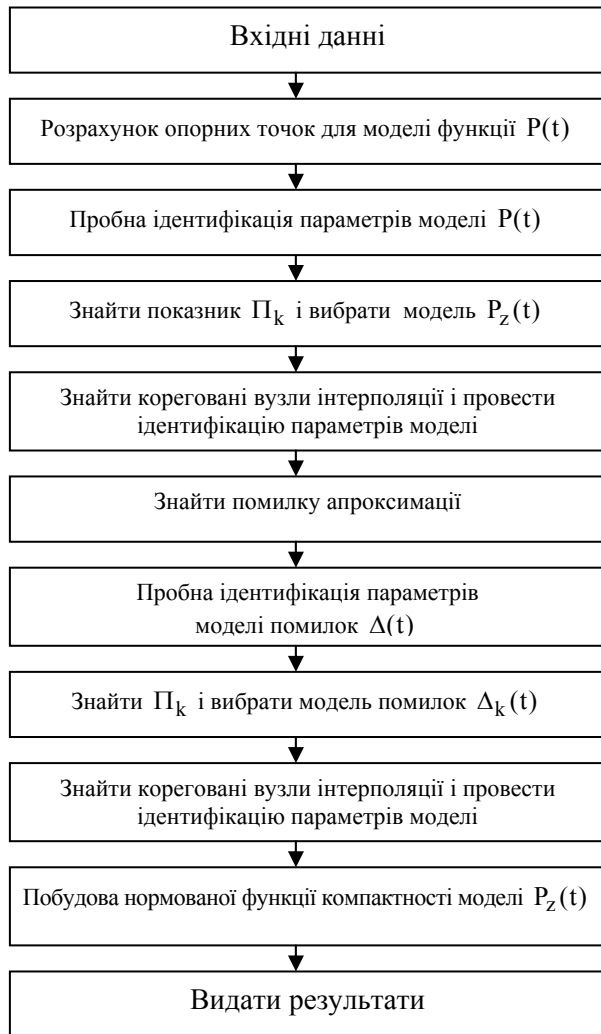


Рис. 1. Блок-схема алгоритму ММК-ідентифікації

Ці результати представлені в другому, третьому і четвертому стовпцях у табл. 3. За допомогою МГУА з використанням критерію Фішера для структурної ідентифікації було виявлено, що апроксимуючий поліном повинен мати вигляд

$$\hat{y}_3(x)_{\text{МНК}} = 2,2 + 0,744x - 0,04148x^2 + 0,0007862x^3.$$

За допомогою розробленого математичного апарату було отримано вираження:

$$\hat{y}_3(x)_{\text{ММК}} = 2,21 + 0,749x - 0,0429x^2 + 0,0008398x^3.$$

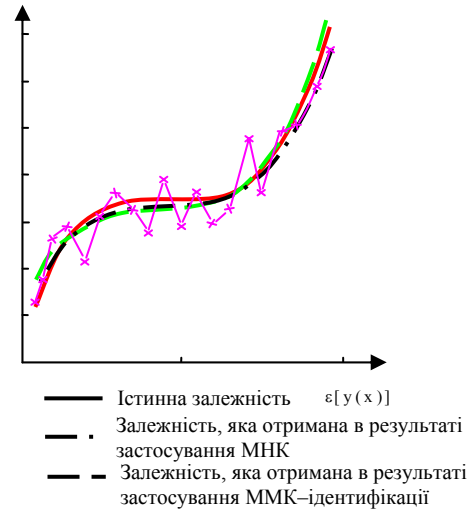


Рис. 2. Ідентифікація залежності $E[Y(x_i)]$ методами МНК і ММК

На рис. 2 показані результати ідентифікації за допомогою МНК і ММК, на рис. 3 видно, що точність ММК-оцінки не гірше, ніж для МНК.

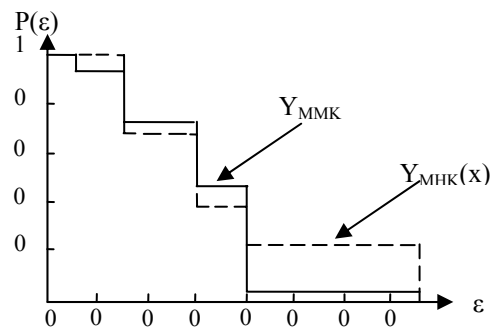


Рис. 3. Модульні функції компактності оцінок

Таблиця 3

Порівняння алгоритмів МНК і ММКММ

i	x_i	$E[Y(x_i)]$	Y_i	$\hat{Y}_3(x_i)_{\text{МНК}}$	$\hat{Y}(x_i)_{\text{ММК}}$	$\Delta Y_3(x_i)_{\text{МНК}}$	$\Delta Y(x_i)_{\text{ММКММ}}$
1	2	2,79	2,84	3,53	3,53	0,74	0,74
2	4	4,18	5,50	4,92	4,57	0,74	0,39
3	6	5,24	5,96	5,34	5,34	0,10	0,10
4	8	5,99	4,50	5,9	5,89	-0,09	-0,10
5	10	6,50	6,45	6,28	6,25	-0,22	-0,25
6	12	6,81	7,39	6,51	6,47	-0,30	-0,34
7	14	6,96	6,67	6,64	6,59	-0,32	-0,37
8	16	7,02	5,72	6,70	6,65	-0,32	-0,37
9	18	7,01	7,95	6,73	6,69	-0,28	-0,32
10	20	7,00	5,93	6,78	6,75	-0,22	-0,25

i	x_i	$E[Y(x_i)]$	Y_i	$\hat{Y}_3(x_i)_{\text{МНК}}$	$\hat{Y}(x_i)_{\text{ММК}}$	$\Delta Y_3(x_i)_{\text{МНК}}$	$\Delta Y(x_i)_{\text{ММКММ}}$
11	22	1,03	7,35	6,86	6,87	-0,17	-0,16
12	24	7,14	6,11	7,03	7,09	-0,11	-0,05
13	26	7,40	6,67	7,32	7,45	-0,08	-0,05
14	28	7,83	9,67	7,77	7,80	-0,06	-0,03
15	30	8,50	7,35	8,42	8,75	-0,08	0,25
16	32	9,45	9,99	9,29	9,77	-0,16	0,32
17	34	10,72	10,31	10,45	11,10	-0,27	0,38
18	36	12,38	12,03	11,91	12,77	-0,47	0,35
19	38	14,45	13,51	13,72	14,82	-0,73	0,27

Висновок

Таким чином, під час однорежимного утримання РЕЗ розроблений математичний апарат дозволяє зробити структурну і параметричну ідентифікацію інформаційної моделі зміни параметру потоку відмов ОЕ. Синтезувати модель, що дозволяє ідентифікувати стан ОЕ ІДАС з необхідною вірогідністю.

Список літератури

1. Капур К. Надежность и проектирование систем / К. Капур, Л. Ламберсон. – М.: Мир, 1980 – 606 с.
2. Кокс Д. Теория восстановления / Д. Кокс, В. Смит. – М.: Сов. радио, 1976. – 299 с.
3. Барзилович Е.Ю. Модели технического обслуживания сложных систем / Е.Ю. Барзилович. – М.: Высшая школа, 1982. – 231 с.
4. Амосов Н.М. Моделирование сложных систем / Н.М. Амосов. – К.: Наукова думка, 1973. – 260 с.
5. ДСТУ2860-94 Надійність в техніці. Основні поняття. Терміни і визначення. Державний комітет по управлінню якістю продукції і стандартам. К.: Видавництво стандартів, 1994. – 56 с.
6. Барзилович Е.Ю. Некоторые математические вопросы теории массового обслуживания сложных систем / Е.Ю. Барзилович. – М.: Сов. радио, 1971. – 271 с.

7. Барлоу Р.Е. Математическая теория надежности / Р.Е. Барлоу, Ф. Прошан. – М.: Сов. радио, 1969. – 488 с.

8. Левин С.Ф. Комбинированный метод статистического моделирования / С.Ф. Левин. – М.: АН СССР, 1978. – 75 с.

9. Левин С.Ф. Статистический анализ и синтез в системе обеспечения эксплуатации / С.Ф. Левин // Отчёт о НИР "Декстрин". – Кн. 1. – Одесса: ОВВКИУ ПВО, 1980. – 33 с..

10. Левченко А.О. Структура алгоритму стійкого індивідуального оперативного прогнозу надійності / А.О. Левченко // Проміжний звіт з НДР «Розвиток». – Кн. 3. – Одесса: НЦ БЗ СВ, 2003. – С. 83-92.

11. Ивахненко А.Г. Индуктивный метод самоорганизации моделей сложных систем / А.Г. Ивахненко. – К.: Наукова думка, 1981. – 296 с.

12. Словарь по кибернетике: Св. 2000 ст. / Под ред. В.С. Михалевича. – 2-е изд. – К.: Гл. ред. УСЭ им. М.П. Баждана, 1989. – 751 с.

Надійшла до редколегії 2.02.2009

Рецензент: д-р техн. наук, проф. О.М. Фоменко, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

АНАЛИЗ РАБОТОСПОСОБНОСТИ ПРОЦЕДУР ИНФОРМАЦИОННО-СПРАВОЧНОЙ АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ СИСТЕМЫ ОПРЕДЕЛЕНИЯ СОСТОЯНИЯ ОБЪЕКТОВ ЭКСПЛУАТАЦИИ И АДЕКВАТНОСТИ МОДЕЛЕЙ РЕАЛЬНЫМ ПРОЦЕССАМ ИЗМЕНЕНИЯ СОСТОЯНИЯ РЭЗ

А.А. Левченко, О.И. Кравчук

В статье проведен анализ работоспособности процедур информационно-справочной автоматизированной системы определения состояния объектов эксплуатации и адекватности моделей, реальным процессам изменения состояния электронных средств. Проведен сравнительный анализ расчетных процедур информационных технологий, которые используют в качестве базового метода синтеза алгоритмов метод группового учета аргументов и метод максимума компактности.

Ключевые слова: информационно-справочные автоматизированные системы.

ANALYSIS OF CAPACITY OF PROCEDURES OF THE AUTOMATED SYSTEM OF DETERMINATION OF THE STATE OF OBJECTS OF EXPLOITATION AND ADEQUACY OF MODELS TO THE REAL PROCESSES OF CHANGE OF THE STATE OF REE

A.A. Levchenko, O.I. Kravchuk

The analysis of capacity of procedures of the automated system of determination of the state of objects of exploitation and adequacy of models is conducted in the article, to the real processes of change of the state of electronic facilities. The comparative analysis of procedures of calculations of technologies of information's, which use the method of group account of arguments and method of a maximum of compactness as a base method of synthesis of algorithms, is conducted.

Keywords: I&R automated systems.