Sushmita, Pal Sankar K., Mitra Pabitra. Data mining in soft computing framework: a survey, IEEE Transactions on Neural Networks, Vol. 13, Issue 1, 2002. 4. Acuna E., Rodriguez C. The Treatment of Missing Values and its Effect in the Classifier Accuracy. // In D. Banks, L. House, F.R. McMorris, P. Arabie, W. Gaul (Eds), Classification, Clustering and Data Mining Applications, Springer-Verlag Berlin-Heidelberg, 2004, c.639-648. 5. Grzymala-Busse J.W. Rough Set Strategies to Data with Missing Attribute Values. // Proceedings of the Workshop on Foundation and New Directions in Data Mining, associated with the third IEEE International Conference on Data Mining, November 19-22, 2003, Melbourne, FL, USA, c.56-63. 6. Jan Komorowski, Lech Polkowski, Andrzej Skowron, Rough Sets: A Tutorial. // Eds. S.K.Pal and A. Skowron, Rough Fuzzy Hybridization: A New Trend in Decision-Making, Spriner-Verlag, Singapore, 1998. 7. Latkowski R. Metody wnioskowania w oparciu o niekompletny opis obiektow, Warszawa, 2001. http://logic.mimuw.edu.pl/Grant2003/prace/BMscLatkowski.pdf. 8. Øhrn A. ROSETTA Technical Reference Manual, 2001. http://www.idi.ntnu.no/~aleks/. 9. Pawlak Z. Rough Sets – Theoretical Aspects of Reasoning about Data, volume 9 of Series D: System Theory, Knowledge Engineering and Problem Solving. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1991. 10. Grzymala-Busse J.W. MLEM2 – Discretization During Rule Induction. // Proceedings of the IIPWM'2003, International Conference on Intelligent Information Processing and WEB Mining Systems, Zakopane, Poland, June 2-5, 2003, Springer Verlag, c.499-508. 11. Konias S., Chouvarda I., Vlahavas I., Maglaveras N. A Novel Approach for Incremental Uncertainty Rule Generation from Databases with Missing Value Handling: Application to Dynamic Medical Databases. Medical Informatics & The Internet in Medicine, *Taylor & Francis, Vol. 2005, Issue 5, 2005.*

УДК 621.396.6. 519.2

А.О. Левченко, О.І. Кравчук
Львівський інститут сухопутних військ ім. П. Сагайдачного

ПРОЦЕДУРА СИНТЕЗУ МОДЕЛЕЙ ПАРАМЕТРА ПОТОКУ ВІДМОВ ІНФОРМАЦІЙНО-ДОВІДКОВОЇ АВТОМАТИЗОВАНОЇ СИСТЕМИ ВИЗНАЧЕННЯ СТАНУ РАДІОЕЛЕКТРОННИХ ЗАСОБІВ ПІД ЧАС ОДНОРЕЖИМНОГО УТРИМАННЯ

Актуальність теми

Одним з першочергових завдань у процесі розбудови Збройних сил України стало створення сучасної високоефективної системи управління логістикою в межах Єдиної автоматизованої системи управління Збройних сил України. За умов зростання вартості новітніх видів озброєння та військової техніки (ОВТ) досягти й підтримувати потрібний 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, і 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 впроваджуються інформаційно-довідкові автоматизовані системи (ІДАС) підтримки прийняття рішень у 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 ін формаційно-довідкових систем про стан радіоелектронних засобів (РЕЗ) під час їх багаторежимного утримання є актуальною задачею для використання в автоматизованих робочих місцях осіб, що приймають рішення з організації заходів обслуговування. В статті розглянуто математичну процедуру синтезу моделі параметра потоку відмов РЕЗ під час однорежимного утримання як елемент багаторежимного утримання. РЕЗ являють собою об'єкти багаторазового використання [13]. Вони можуть утримуватися в режимах тривалого зберігання в спорудах без консервації (С1), остаточної готовності (С2) або при проведеній консервації на відкритих майданчиках (С3), а також у проміжних режимах. Це дозволяє раціонально використовувати ресурс надійності РЕЗ у сполученні із забезпеченням ведення бойових дій. Таке завдання вирішує система технічного обслуговування РЕЗ. Однак практика показує, що РЕЗ, які зберігаються в різних режимах, мають різний відсоток виходу з ладу. Ця обставина перетворює дані про відмовлення РЕЗ у статистично неоднорідні.

Об’єктом статті є інформаційні технології моделювання технологічних систем забезпечення експлуатації при однорежимному утриманні, а **предметом** – процедури синтезу моделей потоку відмов РЕЗ в умовах впливу заходів експлуатації.

Розгляд обраної тематики у попередніх дослідженнях

Добре відомо, що ті проблеми, за рішення яких береться теорія надійності з самого початку свого розвитку, з’ясувалися глибше, ніж тоді, коли був відсутній досвід експлуатації складних технічних систем (СТС). Основну увагу приділяли підвищенню якості елементної бази СТС на етапах розроблення та виробництва [6], тому що ускладнення технічних систем особливо помітно відображається на експлуатації радіотехнічних засобів і радіоелектронній апаратурі. З поширенням використання експлуатаційних задач при розв’язанні задач статистичними методами починає створюватися математична теорія процесів відновлення об’єктів експлуатації (ОЕ) [7, 8]. Це були перші кроки в системному розумінні проблеми забезпечення експлуатації і початком теоретичного обгрунтування активного управління технічним станом та структурою СТС. Одночасно з розвитком математичної теорії відновлення в інженерну практику починають впроваджувати автоматизовані і автоматичні системи контролю СТС [10]. З розвитком цієї теорії все більшу увагу приділяли питанням оцінки ефективності і оптимізації характеристик систем контролю, підвищення ступеню їх автоматизації, не тільки з перевіркою працездатності, але і взаємодія з системою відновлення різних рівнів. Створення і ефективне застосування автоматизованих систем управління вимагають розроблення відповідного математичного забезпечення, що і визначило питання моделювання процесів забезпечення експлуатації [10, 11]. Перелік розглянутої літератури містить лише окремі видання, що не претендують на повноту охоплення експлуатаційної тематики; можна стверджувати, що питання забезпечення експлуатації РЕЗ залишається актуальним. Водночас основна задача теорія забезпечення експлуатації, сумісний синтез ОЕ і системи експлуатації при заданих обмеженнях на можливості реалізації, умови експлуатації та рівень готовності, потребує уточнення.

Кожен зразок має запас надійності, величина якого (r) з часом (t) витрачається. Залежно від факторів впливу існує відповідна швидкість витрати запасу надійності, пропорційна інтенсивності відмов

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

де $l(t)$ – інтенсивність відмов, $r(t)$ – динаміка зміни запасу надійності з часом.

З урахуванням впливу сукупності факторів ε і режимів роботи запишемо $\frac{dr(t)}{dt} \approx l(t,e)$.

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

Швидкість зміни запасу надійності є функцією визначеного числа факторів

$$\frac{dr(t)}{dt} \approx \lambda(t,\varepsilon(j_1,j_2,..,j_k)),$$

де $j_1, j_2,.., j_k$ – символи, що представляють фактори, кількість яких враховано в загальному випадку k.

Якщо припускати незалежність розглянутих впливів, процес накопичення 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 технологічних процесів відновлення запасу ресурсу та працездатності.

Для завершення синтезу сукупності процедур ІДАС, який розпочато у [1], необхідно завершити синтез тих процедур, які формують модель параметра потоку відмов.

Для параметричної ідентифікації моделі параметра потоку відмов $\omega(t)$, для завершення синтезу сукупності процедур ІДАС, треба використати метод ковзної медіани, а для структурної ідентифікації – метод перебору моделей за критерієм мінімуму середнього модуля нев'язок екстраполяційного функціоналу.

Розроблена математична процедура ідентифікації передбачає:

– розбивку вихідної вибірки на пробну і контрольну частини залежно від кількості параметрів моделі;

– визначення опорних точок для кожної частини вибірки методом ковзної медіани;

– структурну ідентифікацію моделей за критерієм мінімуму середнього модулю нев'язок екстраполяційного функціонала;

– уточнення опорних точок і проведення параметричної ідентифікації моделі;

– побудову нормованої функції компактності для знайденої моделі.

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

Наведена процедура є узагальненою і не дає можливості створювати програмне забезпечення. Тому деталізація розглянутих процедур є обов'язковою для створення ІДАС. Необхідно також перевірити працездатність розроблених інформаційних моделей порівняно з тими, що існують, а також оцінити достовірність результатів, які є підсумком роботи ІДАС.

Розглянемо структуру, вперше запропоновану в [2,3], як модель параметра відмов

$$w(t) = w_0 + \frac{b}{a} t^{b-1}, \tag{1}$$

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

Варіанти моделі параметра потоку відмов, що можливо отримати з обраної структури за кількістю параметрів моделей, наступні:

перший $w(t) = w_0$;

другий $w(t) = \frac{b}{a} t^{b-1}$;

третій: $w(t) = w_0 + \frac{b}{a} t^{b-1}$.

Відповідно до конкретної моделі визначимо для неї кількість параметрів $\overline{j}_k$, для чого розділимо всю сукупність значень $\hat{P}(t)$, заданих у вихідних даних на $(j_k + 1)$ частину. Тоді обсяг кожної r-ї частини вибірки

$$N_{j_k,r} = N_{j_k} = \left[\frac{n}{j_k+1}\right], \qquad (2)$$

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

Відповідно до[4], якщо N_{j_k} непарне число, то

$$\left.\begin{aligned} m_{t_k,r} &= t(l_r), \\ m\hat{P}_{k,r} &= \hat{P}(l_r), \qquad r = \overline{1,(j_k+1)} \end{aligned}\right\}, \qquad (3)$$

де

$$L_r = \frac{rN_{j_k} + (r-1)N_{j_k} + 1}{2};$$

якщо N_{j_k} парне число, то

$$\left.\begin{aligned} m_{t_k,r} &= \frac{t(l_r)+t(l_r)+1}{2} \\ m\hat{P}_{k,r} &= \frac{\hat{P}(l_r)+t(l_r)+1}{2}, \qquad r = \overline{1,(j_k+1)}, \qquad l_r = \frac{r \cdot N_j}{2}. \end{aligned}\right\} \qquad (4)$$

Підставивши значення опорних точок до виразу

$$P(t_0)\exp\left[-\int_{t_0}^{Met_R} w(t)dt\right] = Me\hat{P}_R, \qquad (5)$$

де $P(t_0)$ – імовірність безвідмовного стану на початку інтервалу спостереження.

Розв’яжемо відповідну систему рівнянь для кожної моделі методом Гаусса та отримаємо: якщо *k=1*, то $j_k = 1$ і

$$w_{0k,P} = \frac{\ln(1/m\hat{P}_{k,r})}{m_{t_k,r}}, \qquad p = 1,2; \qquad p \neq r, \qquad (6)$$

де p – номер частини вибірки, використаної як контрольна.

При $t_0 = 0$ і $P(t_0) = 1$, то

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

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

$$\left.\begin{aligned} b_{2,p} &= \frac{\ln\dfrac{\ln m\hat{P}_{2,q}}{\ln m\hat{P}_{2,r}}}{\ln\dfrac{m_{t_2,r}}{m_{t_2,r}}}, \\ a_{2,p} &= -\frac{(m_{t_2,r})^{b_{2,p}}}{\ln m\hat{P}_{2,r}}, \end{aligned}\right\}, \qquad (8)$$

де p – номер частини вибірки, використаної як контрольна, r, q – номера частин повної вибірки.

Тоді

$$P_{2,p}(t) = \exp\left[-t^{b_{2,p}}/a_{2,p}\right]. \qquad (9)$$

Якщо $k = 3$, то після розв’язання системи рівнянь (5) одержуємо

$$\frac{\ln\left(\dfrac{\ln m_{\hat{P}_{3,r}} + w_{0,3,p} m_{t_3,r}}{\ln m_{\hat{P}_{3,s}} + w_{0,3,p} m_{t_3,s}}\right)}{\ln\left(\dfrac{\ln m_{\hat{P}_{3,q}} + w_{0,3,p} m_{t_3,q}}{\ln m_{\hat{P}_{3,s}} + w_{0,3,p} m_{t_3,s}}\right)} - \frac{\ln \dfrac{m_{t_3,r}}{m_{t_3,s}}}{\ln \dfrac{m_{t_3,q}}{m_{t_3,s}}} = 0,$$

звідси

$$\left.\begin{aligned} b_{3,p} &= \frac{\ln\left(\dfrac{\ln m_{\hat{P}_{3,q}} + w_{0,3,p} m_{t_3,s}}{\ln m_{\hat{P}_{3,s}} + w_{0,3,p} m_{t_3,s}}\right)}{\ln \dfrac{m_{t_3,q}}{m_{t_3,s}}} \\ a_{3,p} &= -\frac{m_{t_3,s}^{b_{3,p}}}{\ln m_{\hat{P}_{3,s}} + w_{0,3,p} m_{t_3,s}} \end{aligned}\right\}, \tag{10}$$

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

$$P_{3,p} = \exp\left[-(w_{03,p} \cdot t + \frac{1}{a_{3,p}} t^{b_{3,p}})\right]. \tag{11}$$

Вибір найкращої моделі для класичної процедури методу максимуму компактності визначається мінімальним значенням показника компактності моделей різної складності за формулою:

$$\prod = \frac{1}{N} \sum_{m+1}^{n} \left| P_m(t_{m,m+1}) - P_{m+1}(t_{m,m+1}) \right|,$$

де N – загальна кількість РЕЗ, що підлягає контролю.

У випадку реалізації процедур, що використовують принцип самоорганізації моделі максимальної складності, попередній вираз трансформується так

$$\Pi_k = \frac{1}{j_k} \sum_{p=1}^{j_k} \left| P_{k,p}(T_P) - P_{k,P+1}(T_P) \right|, \tag{12}$$

де $T_P = p \cdot N_j$ і $p = \overline{1, j_k}$. (13)

Після структурної ідентифікації інформаційної моделі передбачаємо процедури ідентифікації параметрів моделі. Визначаємо нові опорні точки за співвідношеннями

$$\begin{cases} \hat{P}(t_{m,m+1}) = \dfrac{P_m(t_{m,m+1}) + P_{m+1}(t_{m,m+1})}{2}, \\ t = t_{m,m+1}, \qquad m = \overline{1,n} \end{cases}$$

з яких отримаємо

$$\left.\begin{aligned} T_P &= pN_j, \qquad p = \overline{1, j_k}, \\ P_P &= \frac{1}{2}\left[P_{k,P}(T_P) + P_{k,P+1}(T_P)\right] \end{aligned}\right\}. \tag{14}$$

Отримані опорні точки використовуємо в рівнянні (5) і знаходимо значення параметрів моделі за (6), (8) і (10) залежно від порядкового номера z моделі, отриманої в результаті роботи процедури структурної ідентифікації.

Знайдемо послідовність помилок апроксимації емпіричної функції $\hat{P}(t)$ моделлю

$$P(t) = P(t_0)e^{-\int_{t_н}^{t} w(t)dt}$$

отримаємо

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

Масштабний фактор помилок моделі $\Delta(t_l)$ задаємо у вигляді ступеневого ряду з обмеженням трьома параметрами у моделі максимальної складності

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

Варіанти моделі масштабного фактора помилок апроксимації у цьому випадку набувають такого вигляду (табл.1).

Таблиця 1

Варіанти моделі масштабного фактора помилок апроксимації

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

Для спрощення процедур та забезпечення можливості застосування модулів підпрограм під час розроблення програмного забезпечення використовуємо саме той метод, за допомогою якого була проведена ідентифікація структури і параметрів для моделі. 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 помилок, що входять до кожної частини окремо. Для пробної ідентифікації параметрів моделі необхідно розв'язати систему рівнянь вигляду

$$\sum_{m=1}^{3} a_m m_{t_{k,r}}^{m-1} = m_{\Delta k,r}, \qquad r \le 3 , \tag{16}$$

де $m_{t_{k,r}}$, $m_{\Delta k,r}$ – опорні точки для r-ї частини вибірки.

Розв'язання системи рівнянь (16) з підстановкою відповідних значень опорних точок і моделі помилок дає такі результати.

Для моделей $k = \{1,2,3\}$

$$a_{k-1,P} = \frac{m_{\Delta k,r}}{m_{t_{k,r}}^{k-1}}, \qquad r, p = \overline{1, f_k}, \qquad r \ne p , \tag{17}$$

де f_k – загальна кількість параметрів в усіх варіантах моделей масштабного фактора помилок апроксимації, що підлягають перебору для визначення останніх.

Відповідно для цих моделей значення помилок апроксимації розраховується зі співвідношення

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

Для двопараметричних моделей при

$$\left.\begin{aligned} a_{4,P} &= \frac{m_{\Delta_k,r} \cdot m_{t_k,q} - m_{\Delta_k,q} m_{t_k,r}}{m_{t_k,q} - m_{t_k,r}}, \\ a_{5,P} &= \frac{m_{\Delta_k,q} - m_{\Delta_k,r}}{m_{t_k,q} - m_{t_k,r}} \end{aligned}\right\} \tag{19}$$

отримаємо

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

При $k = 5$

$$\left.\begin{aligned} a_{6,P} &= \frac{m_{\Delta_k,r}m^2_{t_k,q} - m_{\Delta_k,q}m^2_{t_k,r}}{m^2_{t_k,q} - m^2_{t_k,r}}, \\ a_{7,P} &= \frac{m_{\Delta_k,q} - m_{\Delta_k,r}}{m^2_{t_k,q} - m^2_{t_k,r}} \end{aligned}\right\} \qquad (20)$$

отримаємо

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

При $k = 6$

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

отримаємо

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

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

Для моделі $k = 7$

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

де $p = \overline{1,4}$, $r < q < s$, $\max s = 4$ і $\Delta_{k,P}(t) = a_{10,P} + a_{11,P}t + a_{12,P}t^2$. (24)

Для вибору кращої моделі порівнюються показники компактності, одержані зі співвідношення

$$\Pi_k = \frac{1}{f_k}\sum_{p=1}^{f_k}\left|\Delta_{k,P}(T_p) - \Delta_{k,P+1}(T_p)\right|, \qquad (25)$$

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

Отриману модель необхідно уточнити із застосуванням процедур усереднення всіх її варіантів. Саме із застосуванням цієї процедури здійснюється параметрична ідентифікація отриманої моделі. Використовуємо співвідношення (14), (16). При цьому для моделювання помилок обраної моделі опорні точки уточненої моделі знаходяться за виразеннями

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

Подальшим кроком роботи процедури є: підстановка значень виражень (23) до системи рівнянь (13). Це рішення дає уточнені параметри моделі помилок $\Delta_k(t)$. Параметри моделі помилок обчислюються за формулами (16), (18), (19), (21), (22).

Для побудови нормованої функції компактності залишається обчислити величину

$$d(t_l) = \frac{\Delta(t_l)}{\Delta_k(t)}. \qquad (27)$$

Отже, процедури технології синтезу моделей параметрів потоку відмов ОЕ для інформаційно-довідкової системи підтримки прийняття рішень про стан РЕЗ під час однорежимного утримання без застосування за призначенням передбачає такі етапи:

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

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

3. Параметри отриманої моделі на опорних точках (14) уточнюють за однією з формул (6), (8), (10) відповідно до вигляду моделі.

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

– визначення опорних точок для моделей масштабного фактора $\Delta_k(t)$;

– визначення параметрів моделей масштабного фактора;

– визначення величини показника компактності ($П_К$) і виділення найкращої моделі масштабного фактора $\Delta_k(t)$;

– уточнення параметра масштабного фактора;

– визначення послідовності нормованих значень помилки.

Структурну схему функціонування процедур синтезу моделей параметра потоку відмов ОЕ для підтримки прийняття рішень про стан РЕЗ під час однорежимного утримання без застосування за призначенням наведено на рис. 1.

Порівняємо щодо точності розроблений математичний апарат і метод групового урахування аргументів (МГУА) на тестових даних, де спеціально обрані найсприятливіші умови для МГУА. Ці дані являють собою 19 значень ординат кубічної параболи

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

додані випадкові відхилення, що володіють нормальним розподілом з одиничною дисперсією. Ці результати наведено в другому, третьому і четвертому стовпцях у табл.2. За допомогою МГУА з використанням критерію Фішера для структурної ідентифікації було виявлено, що апроксимуючий поліном повинен мати вигляд

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

За допомогою розробленого математичного апарату було отримано вираз:

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

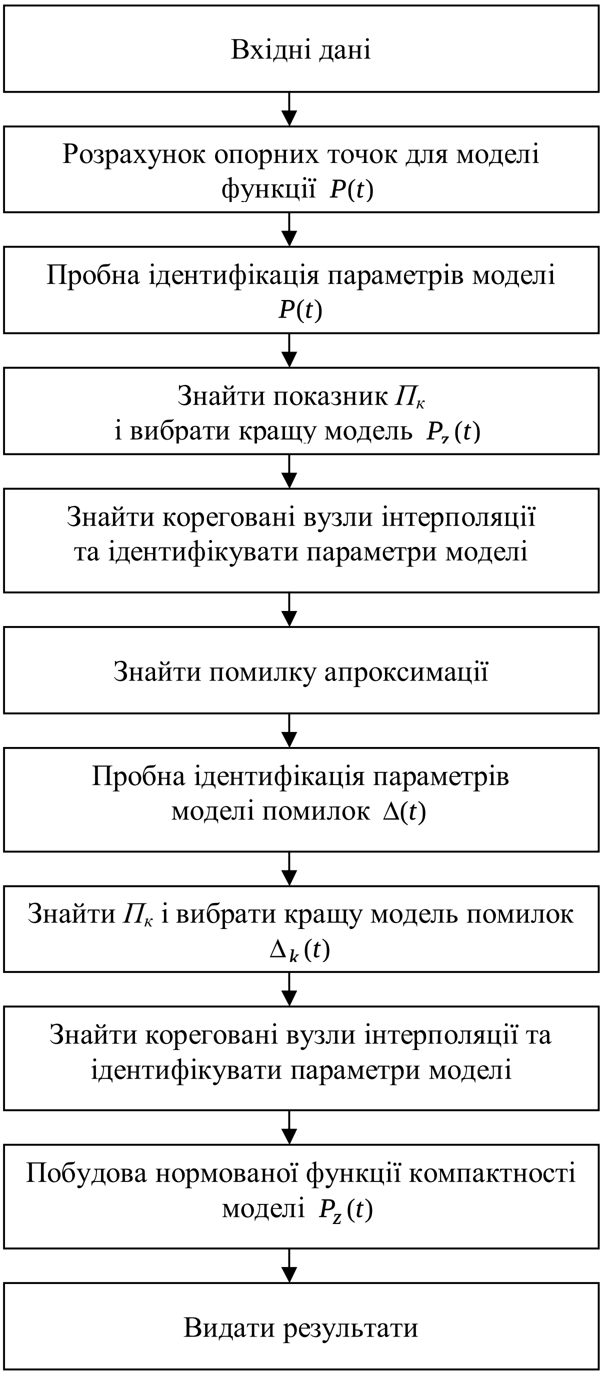

Рис. 1. Структурна схема функціонування (взаємодії) процедур синтезу моделей параметра потоку відмов ОЕ для підтримки прийняття рішень про стан РЕЗ під час однорежимного утримання без застосування за призначенням

Таблиця 2

Порівняльні оцінки застосування моделей, отриманих класичним алгоритмом МНК та розробленими процедурами ММК-оцінки

i	x_i	$E[Y(x_i)]$	Y_i	$\hat{Y}_3(x_i)_{МНК}$	$\hat{Y}(x_i)_{ММК}$	$\Delta Y_3(x_i)_{МНК}$	$\Delta Y(x_i)_{ММКММ}$
1	2	3	4	5	6	7	8
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

Продовження табл. 2

1	2	3	4	5	6	7	8
5	10	6.50	6.45	6.28	6.25	-0.22	-0.25
б	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
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

На рис. 2 графічно показано моделі, отримані з використанням процедур ідентифікації за допомогою методів МНК і ММК, а на рис. 3 – модульні функції компактності оцінок. Видно, що точність прогнозування з використанням розроблених процедур ММК не гірша, ніж для класичних алгоритмів МНК-оцінки.

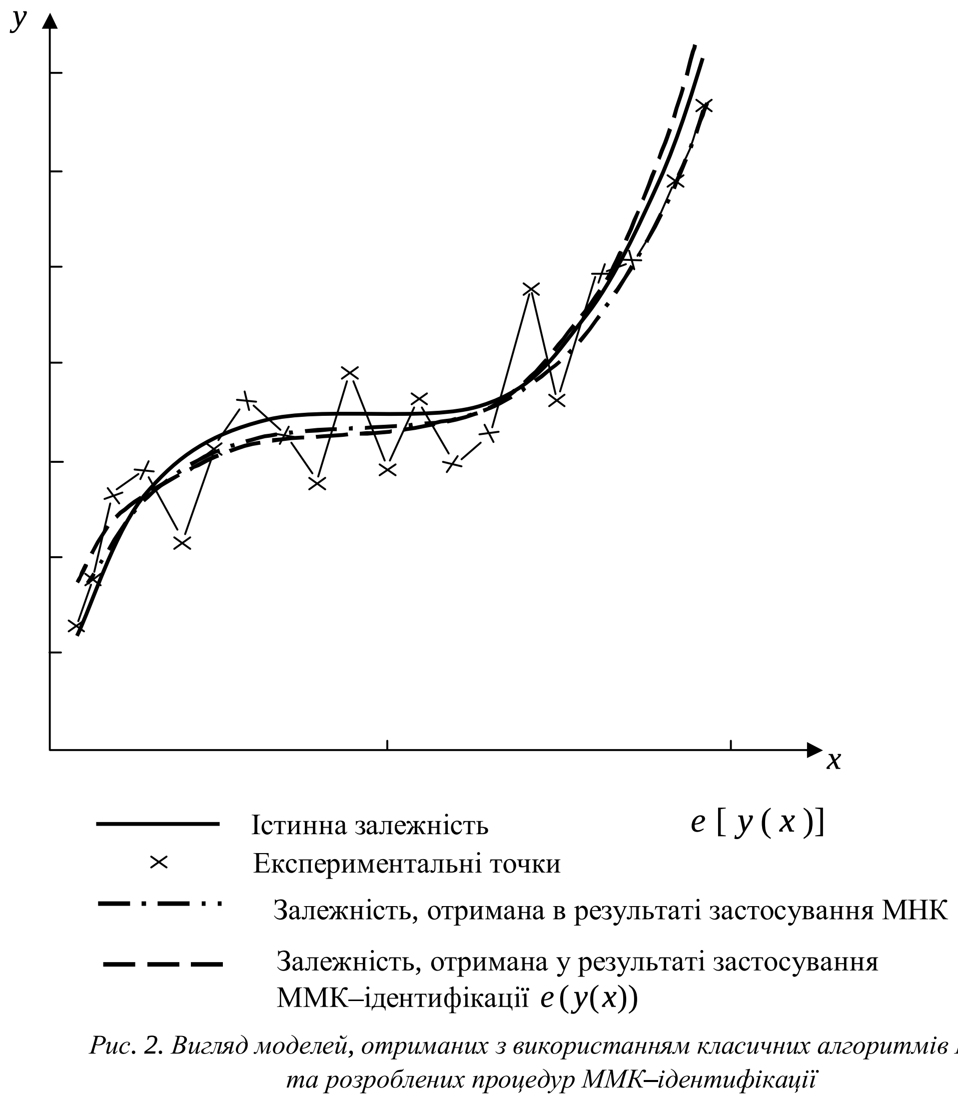

Рис. 2. Вигляд моделей, отриманих з використанням класичних алгоритмів МНК та розроблених процедур ММК–ідентифікації

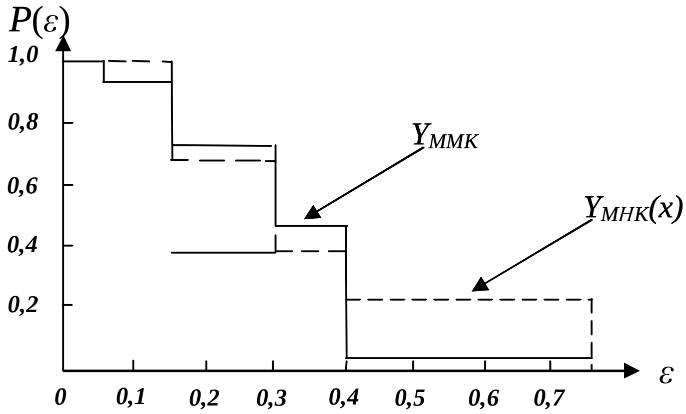

Рис. 3. Модульні функції компактності оцінок точності прогнозу

Висновок

Отже, розроблено інформаційні процедури ММК як генератора прикладних алгоритмів для побудови алгоритмів ідентифікації параметрів потоку відмов, що дає змогу забезпечити адекватність моделей процесів експлуатації, що автоматизуються, та відрізняються від відомих врахуванням моменту часу та величини можливої структурної зміни моделі для групи однотипних об'єктів під час їх довготривалого утримання без застосування за призначенням. Це надає можливості завершення повного циклу досліджень побудови комплексної інформаційної моделі процесів забезпечення експлуатації РЕЗ під час зберігання за умов відсутності налагодженої системи збирання інформації про технічний стан РЕЗ під час утримання, що допомагає формалізувати завдання зі створення програмного забезпечення автоматизованих робочих місць керування технологічним процесом експлуатації.

1. Кравчук О.І. Процедура синтезу інформаційної моделі процесу зміни параметру потоку відмов при однорежимному утриманні // Зб. наук. праць „Системи обробки інформації”. Харків: ХУПС, 2008. – № 4. – Ч. 1. – С. 7 – 10. 2. Барзилович Е.Ю. Некоторые математические вопросы теории массового обслуживания сложных систем. – М.: Сов. радио, 1971. – 271 с. 3. Барлоу Р.Е., Прошай Ф. Математическая теория надежности. – М.: Сов.радио, 1969. – 488 с. 4. Левин С.Ф. Комбинированный метод статистического моделирования. – М.: АН СССР, 1978. – 75 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. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем. – М.: Мир, 1980. – 606 с. 7. Кокс Д., Смит В. Теория восстановления. – М.: Сов.радио, 1976. – 299 с. 8. Барзилович Е.Ю. Модели технического обслуживания сложніх систем. – М.: Высшая школа, 1982. – 231 с. 9. Пашковский Г.С. Задачи оптимального обнаружения и поиска отказов РЭА. – М.: Радио и связь, 1981. – 280 с. 10. Амосов Н.М. Моделирование сложных систем. – К.: Наукова думка, 1973. 11. Ивахненко А.Г. Индуктивный метод самоорганизации моделей сложных систем. – К.: Наукова думка, 1981. – 296 с. 12. Левченко А.О., Стадник І.Л., Кравчук О.І. Інформаційна модель процесу зміни технічного стану засобів спецрадіозв'язку на великих строках експлуатації / Наук.-техн. збірник. –Ч.1. ОІСВ. – 2006. – №11. – С.110 – 117. 13. Кравчук О.И. Уровень оперативной готовности радиотехнических средств в различных режимах содержания // Наук.-техн. збірник. Ч.1. ОІСВ. – 2006. – №12. – С. 57 – 61. 14. Левченко А.О., Кравчук О.И. Эквивалентный макромодуль процесса технического обслуживания радиотехнических средств / Автоматика. Автоматизация. Электротехнические комплексы и системы. – ХГТУ, 2006. – С. 112–115.