УДК 656.71.057:621.31(045)

[1]**В.М. Казак,** д.т.н., проф.
[2]**Л.В. Новачук,** асп.

СИНТЕЗ АЛГОРИТМІВ БАГАТОКАНАЛЬНИХ СИСТЕМ ЕЛЕКТРОЖИВЛЕННЯ У ВІДМОВНИХ СИТУАЦІЯХ

Національний авіаційний університет
[1]E-mail: profkazak@ukr.net
[2]E-mail: novachuk_liliya@ukr.net

Розглянуто багатоканальну систему електроживлення аеродромного світлосигнального комплексу у відмовних ситуаціях. Проведено синтез алгоритмів ідентифікації для параметричної змінної, яка подана трьома моделями.

Ключові слова: аеродромний світлосигнальний комплекс, багатоканальна система, система електроживлення.

Постановка проблеми

У сучасних системах електроживлення аеродромного світлосигнального комплексу (АСК) розповсюджені двоканальні джерела живлення:

головне – лінії електропередач (ЛЕП);

допоміжне – дизель-генератор [1; 2].

Збільшення кількості гомогенних і негомогенних джерел енергії, дія яких заснована на різних фізичних принципах, покращують технічні характеристики системи живлення. Це підвищує надійність та живучість системи, оскільки вихід із ладу одного з джерел енергії не призводить до відмови системи живлення в цілому й не має затримки під час перемикання джерел.

Оцінювання стану системи істотно ускладнюється, якщо в системі з'являються відмови й пошкодження.

Мета роботи – синтез алгоритмів ідентифікації стану системи електроживлення АСК для випадків, коли параметрична змінна є:

– послідовністю, яка не змінюється на інтервалі часу спостереження;

– послідовністю незалежних на кожному кроці випадкових величин;

– послідовністю, яка являє собою марковський ланцюг.

Алгоритм ідентифікації

Для випадку, коли параметрична змінна $\gamma_i(k)$, що описує статистичні характеристики відмов у кожному з каналів системи, не змінюється на інтервалі часу спостереження, припустимо, що

$$\gamma_i(k)=\gamma_i$$

є випадковою величиною, що не залежить від *k:*

$$\gamma_i=\begin{cases}1 \text{ з імовірністю } q_i;\\ \sigma_i \text{ з імовірністю } 1-q_i.\end{cases} \qquad (1)$$

Запис (1) означає, що кожен із каналів на момент початку роботи системи живлення знаходиться або у справному стані, або у стані відмови. Така ситуація можлива в багатоканальній системі живлення, коли в одному з каналів немає струму. Для таких випадків апостеріорна густина ймовірності вектора стану, що оцінюється, може бути подана:

$$f[x(k)/Y_1^k]=M_\gamma\left\{f[x(k)/\tilde{A}(k),Y_i^k/Y_i^k]\right\}=$$

$$=\sum_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum_{i_2=2}^{\sigma_2}\cdots\sum_{i_M=1}^{\sigma_M} f[x(k)/\gamma_1=i_1,\gamma_2=i_2,\ldots,\gamma_M=$$

$$=i_M,Y_1^k]\,P[\gamma_1=i_1,\gamma_2=i_2,\ldots,\gamma_M=i_M/Y_1^k],$$

$$i,i_j=1,\sigma_j;\; j=\overline{1,M},$$

де $f[x(k)/\cdot]$ – умовна густина ймовірностей $x(k)$ для конкретної реалізації матриці *Г(k)*, що описує поточний стан працездатності окремих каналів;

$P[\cdot/\gamma_1^k]$ – імовірність цієї реалізації, визначеної з урахуванням даних Y_1^k, що надходять.

Отже, оптимальна оцінка вектора стану системи живлення для даного випадку визначається:

$$\hat{x}(k/k)=\sum_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum_{i_2=1}^{\sigma_2}\ldots\sum_{i_M=1}^{\sigma_M}\hat{x}_{i_1,i_2,\ldots,i_M}(k/k)\times$$

$$\times\, p(i_1,i_2,\ldots,i_M/k), \qquad (2)$$

часткова оцінка вектора стану системи живлення $x(k)$ для конкретної відмови, що виникла в каналах живлення:

$$\hat{x}_{i_1,i_2,\ldots,i_M}(k/k)=\hat{x}(k/\gamma_1=i_1,\gamma_2=i_2,\ldots,\gamma_M=i_M,Y_1^k),$$

апостеріорна імовірність цієї реалізації:

$$\eth(i_1, i_2, \dots, i_M / k) = P[\gamma_1 = i_1, \gamma_2 = i_2, \dots, \gamma_M] = i_M, Y_1^k.$$

Якщо припустити, що випадкові процеси $w(k)$ і $V(k)$ є гауссівськими, то часткові оцінки $\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)$ можна визначити за формулою [3]:

$$\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k) = \Phi(k,k-1)\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k-1/k-1) + \\ + \sum_{j=1}^{M} K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)H_j^T(k)[i_j^2 R_{ij}(k)]^{-1}[y_j(k) - \\ - H_j(k)\Phi(k,k-1)\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k-1/k-1)]. \quad (3)$$

Кореляційна матриця помилок ідентифікації для часткових оцінок

$$K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k) = M\{x(k) - \hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)] \times \\ \times [x(k) - \hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)]^T\}$$

обчислюється за формулою

$$K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k) = K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k-1) \times \\ \times \left\{ I + \sum_{j=1}^{M} H_j^T(k)[i_j^2 R_{ji}(k)]^{-1} H_j(k) K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k-1) \right\}, \quad (4)$$

де $K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k-1)$ – кореляційна матриця часткових помилок інтерполяції:

$$K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k+1/k) = \Phi(k+1/k) \times \\ \times K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)\Phi^T(k+1/k) + Q(k). \quad (5)$$

Апостеріорні ймовірності конкретної ідентифікації справного стану каналів живлення АСК $p(i_1, i_2, \dots, i_M / k)$ можна отримати в рекурентній формі [3; 4]:

$$p(i_1, i_2, \dots, i_M / k) = [f[y(k)/\gamma_1 = i_1, \gamma_2 = i_2, \dots, \gamma_M = \\ = i_M, Y_1^{k-1}]p(i_1, i_2, \dots, i_M / k-1)]/[\sum_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum_{i_2=2}^{\sigma_2} \cdots \\ \cdots \sum_{i_M=1}^{\sigma_M} f[y(k)/\gamma_1 = i_1, \gamma_2 = i_2, \dots, \gamma_M = \\ = i_M, Y_1^{k-1}]p(i_1, i_2, \dots, i_M / k-1), \quad (6)$$

де умовна густина ймовірності $f[y(k)/\cdot]$ є гауссівською.

Апостеріорна імовірність конкретної ідентифікації станів справності каналів живлення $p(i_1, i_2, \dots, i_M / k)$ обчислюється за наявності початкових умов:

$$p(i_1, i_2, \dots, i_M / 0) = \prod_{j=1}^{M} q_j^{i_j^*}(1 - q_j)^{1 - i_j^*}, \quad (7)$$

де $i_j^* = 1$, якщо справний стан j-го каналу ($\gamma_j = 1$) живлення,

$i_j^* = 0$, якщо в j-му каналі відмова ($\gamma_j = \sigma_j$), тобто:

$$i_j^* = \begin{cases} 1, \text{ якщо справний стан } j\text{-го каналу живлення;} \\ \sigma_j, \text{ якщо є відмова в } j\text{-му каналі живлення .} \end{cases} \quad (8)$$

З аналізу залежностей (2)–(8) можна зробити висновок, що алгоритм ідентифікації в розглянутому випадку складається з вагового підсумування часткових оцінок $\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)$, одержуваних на виході багатоканальних ідентифікаторів (фільтрів).

Вагові коефіцієнти, які дорівнюють апостеріорним імовірностям відповідних комбінацій, визначаються в цьому випадку за формулою (6).

Для обчислення кореляційної матриці підсумкових похибок ідентифікації використовується залежність [5]:

$$K(k/k) = M\left\{[x(k) - \hat{x}(k/k)][x(k/k) - \hat{x}(k/k)]^T / Y_1^k\right\} = \\ = \sum_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum_{i_2=2}^{\sigma_2} \cdots \sum_{i_M=1}^{\sigma_M} \{K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k) + \left[\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k) - \\ - \hat{x}(k/k)\right]^T \left[\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k) - \hat{x}(k/k)\right]^T\} \times p(i_1, i_2, \dots, i_M / k). \quad (9)$$

Отриманий алгоритм ідентифікації є нелінійним унаслідок залежності апостеріорних імовірностей $p(i_1, i_2, \dots, i_M / k)$ від реалізації $Y(k)$.

Як приклад застосування отриманих теоретичних результатів розглянемо традиційну штатну двоканальну систему живлення АСК «ЛЕП – дизель – генератор», яка є типовою для більшості аеропортів України. Така динамічна система першого порядку описується рівнянням стану

$$x(k+1) = \alpha x(k) + w(k). \quad (10)$$

Кожен із каналів живлення може знаходитись у справному стані з імовірністю q_j $(\gamma_j = 1)$, $j = 1,2$, й у стані відмови з імовірністю $1 - q_j$ $(\gamma_j = \sigma)$, $j = 1,2$. З урахуванням рівняння (10) спостережень двоканальної системи живлення АСК набуває вигляду:

$$Y(k)=\begin{bmatrix} y_1(k) \\ y_2(k) \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} H_1(k) \\ H_2(k) \end{bmatrix} x(k)+\begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 \\ 0 & \gamma_2 \end{bmatrix}\cdot\begin{bmatrix} V_1(k) \\ V_2(k) \end{bmatrix}.$$

Відповідно до залежності (2) запишемо рівняння для оцінки:

$$\hat{x}(k/k)=\sum_{i_1=1}^{\alpha}\sum_{i_2=2}^{\alpha}\hat{x}_{1,2}(k/k)\,p(i_1,i_2/k)=$$
$$=\hat{x}_{11}(k/k)\,p(1,1/k)+\hat{x}_{1\sigma}(k/k)\,p(1,\sigma/k)+$$
$$+\hat{x}_{\sigma 1}(k/k)\,p(\sigma,1/k)+\hat{x}_{\sigma\sigma}(k/k)\,p(\sigma,\sigma/k), \qquad (11)$$

де індекси $1,\sigma$ – вказують на відповідний стан системи живлення АСК:

11 – двоканальна система є справною у цілому;

1σ – перший канал є справним, другий відмовив;

$\sigma 1$ – перший канал відмовив, другий є справним;

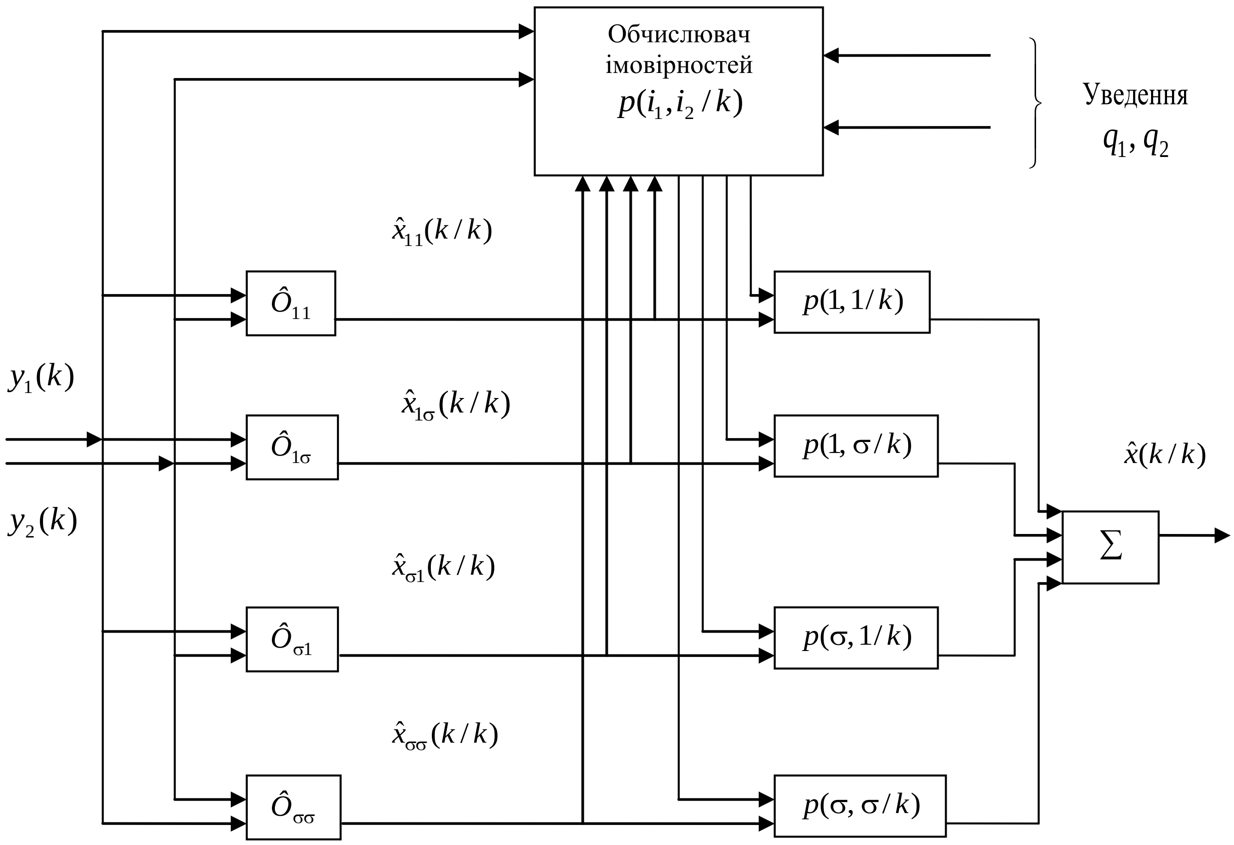
$\sigma\sigma$ – обидва канали відмовили.

Згідно зі співвідношенням (11) побудовано структурну схему ідентифікатора (див. рисунок).

Ідентифікатор складається з чотирьох блоків $\Phi_{11}, \Phi_{1,\sigma}, \Phi_{\sigma 1}, \Phi_{\sigma\sigma}$, кожен з яких є узгодженим з визначною комбінацією можливих станів каналів живлення АСК, тобто є комбінацією справних каналів та таких, що відмовили. На виході вказаних блоків отримуються частинні оцінки $\hat{x}_{11}(k/k), \hat{x}_{1\sigma}(k/k), \hat{x}_{\sigma 1}(k/k), \hat{x}_{\sigma\sigma}(k/k)$, які для визначення підсумкової оцінки $\hat{x}(k/k)$ підсумовуються з урахуванням вагових коефіцієнтів.

Частинні оцінки $\hat{x}_{i_1,i_2}(k/k)$ визначаються з використанням формули (3):

$$\hat{x}_{i_1 i_2}(k/k)=\alpha\,\hat{x}_{i_1 i_2}(k-1/k-1)+K_{i_1 i_2}(k/k)\times$$
$$\times\sum_{j=1}^{2}\frac{H_j}{i_j^2 R_{jj}}[y_j(k)-\alpha\,\hat{x}_{i_1 i_2}(k-1/k-1)],$$
$$i_1, i_2=1,\sigma.$$



Структурна схема ідентифікатора

У свою чергу кореляційна матриця визначається з урахуванням виразів (4) та (5):

$$K_{i_1 i_2}(k/k)=\frac{\alpha^2 K_{i_1 i_2}(k-1/k-1)+Q}{1+\left(\dfrac{H_1^2}{i_1^2 R_{11}}+\dfrac{H_2^2}{i_2^2 R_{22}}\right)[\alpha^2 K_{i_1 i_2}(k-1/k-1)+Q]},$$

$i_1, i_2 = 1, \sigma.$

У разі виникнення відмови у каналах I чи II σ приймає значення $\sigma \succ\succ 1$, тому відповідний j-й (j=1, 2) коефіцієнт підсилення $K_{i_1 i_2}(k/k)H_j / i_j R_{jj}$ зменшується і, якщо $\sigma \to \infty$, відповідний коефіцієнт підсилення спрямовується до нуля. Отже, один із двох або обидва канали (одночасна відмова двох каналів) виявляються розімкненими.

Апостеріорна ймовірність відповідної комбінації станів каналів живлення АСК з урахуванням виразу (6) розраховується так [3]:

$$p(i_1,i_2/k)=\left[y(k)/\gamma_1=i_1,\gamma_2=i_2,Y_1^{k-1}\right]p(i_1,i_2/k-1)\times$$
$$\times\{f\left[y(k)/\gamma_1=1,\gamma_2=1,Y_1^{k-1}\right]p(1,1/k-1)+f\left[y(k)/\gamma_1=\right.$$
$$\left.=1,\gamma_2=\sigma,Y_1^{k-1}\right]p(1,\sigma/k-1)+f\left[y(k)/\gamma_1=\sigma,\gamma_2=\right.$$
$$\left.=1,Y_1^{k-1}\right]p(\sigma,1/k-1)+f\left[y(k)/\gamma_1=\sigma,\gamma_2=\sigma,Y_1^{k-1}\right]\times$$
$$\times p(\sigma,\sigma/k-1)\}^{-1}, \qquad (12)$$

$i_1, i_2 = 1, \sigma.$

Густини ймовірностей, що входять до складу виразу (12), являють собою двомірні гауссівські густини, параметри яких визначаються загальним співвідношенням [6]:

$$f[y(k)/\gamma_1=i_1,\gamma_2=i_2,\ldots,\gamma_M=i_M,Y_1^{k\;\;1}]=N\times$$
$$\times\{H(k)\varPhi(k/k-1)\hat{x}_{i_1,i_2,\ldots,i_M}(k-1/k-1),$$
$$H(k)K_{i_1,i_2,\ldots,i_M}(k/k-1)H^T(k)+$$
$$+\varGamma_{i_1,i_2,\ldots,i_M}(k)R(k)\varGamma^T_{i_1,i_2,\ldots,i_M}(k), \qquad (13)$$

де $\varGamma_{i_1,i_2,\ldots,i_M}(k)$ – конкретна реалізація випадкової матриці параметричних змінних $\varGamma(k)$.

У нашому випадку експлуатації двоканальної системи живлення АСК «ЛЕП – дизель – генератор» значення густини $f[y(k)/\ldots]$ для конкретної реалізації спостережень $y_1(k)$ та $y_2(k)$ (див. рисунок) набуває вигляду:

$$f[y(k)/\gamma_1=i_1,\gamma_2=i_2,Y_1^{k-1}]=f[y_1(k),y_2(k)/\gamma_1=$$
$$=i_1,\gamma_2=i_2,Y_1^{k\;\;1}]=\frac{1}{2\pi\sum_1(i_1,i_2)\sum_2(i_1,i_2)\sqrt{1-\rho^2_{i_1,i_2}}}\times$$
$$\times\exp-\{0{,}5[\textstyle\sum_2^2(i_1,i_2)(y_1(k)-H_1\alpha\hat{x}_{i_1,i_2}(k-1)/k-1))^2-$$
$$-2\textstyle\sum_1(i_1,i_2)\rho_{i_1,i_2}(y_1(k)-H_1\alpha\hat{x}_{i_1,i_2}\times$$
$$\times(k-1)/k-1)y_2(k)-H_2\alpha\hat{x}_{i_1,i_2}(k-1)/k-1))+$$
$$+\textstyle\sum_1^2(i_1,i_2)(y_2(k)-H_2\alpha\hat{x}_{i_1,i_2}(k-1)/k-1))^2]\times$$
$$\times[\textstyle\sum_1^2(i_1,i_2)\sum_2^2(i_1,i_2)(1-\rho^2_{i_1,i_2})]^{-1}\}, \qquad (14)$$

$i_1, i_2 = 1, \sigma,$

де для скорочення введені такі позначення:

$$\textstyle\sum_1^2(i_1,i_2)=H_1^2K_{i_1,i_2}(k/k-1)+i_1^2R_{11},$$
$$i_1,i_2=1,\sigma; \qquad (15)$$
$$\textstyle\sum_2^2(i_1,i_2)=H_2^2K_{i_1,i_2}(k/k-1)+i_2^2R_{22},$$
$$i_1=i_2=1,\sigma;$$

$$\rho_{i_1,i_2}=\frac{H_1H_2K_{i_1,i_2}(k/k-1)}{\sum_1(i_1,i_2)\sum_2(i_1,i_2)}, \qquad (16)$$

$i_1, i_2 = 1, \sigma.$

Коефіцієнт ρ_{i_1,i_2} в рівнянні (16) характеризує кореляційний зв'язок між спостереженнями $y_1(k)$ та $y_2(k)$.

Кореляційну матрицю похибок ідентифікації на підставі залежності (9) задамо у вигляді:

$$K(k/k)=\{K_{11}(k/k)+[\hat{x}_{11}(k/k)-\hat{x}(k/k)]^2\}p(1{,}1/k)+$$
$$+\{K_{1\sigma}(k/k)+[\hat{x}_{1\sigma}(k/k)-\hat{x}(k/k)]^2\}p(1,\sigma/k)+$$
$$+\{K_{\sigma 1}(k/k)+[\hat{x}_{\sigma 1}(k/k)-\hat{x}(k/k)]^2\}p(\sigma{,}1/k)+$$
$$+\{K_{\sigma\sigma}(k/k)+[\hat{x}_{\sigma\sigma}(k/k)-\hat{x}(k/k)]^2\}p(\sigma,\sigma/k). \qquad (17)$$

Початковими умовами для матриці (17) є:

$p(1, 1/0) = q_1q_2;$

$p(1, \sigma/0) = q_1(1-q_2);$

$p(\sigma, 1/0) = (1-q_1)q_2;$

$p(\sigma, \sigma/0) = (1-q_1)(1-q_2).$

Для випадку, коли параметрична змінна $\gamma_i(k)$ є послідовністю незалежних на кожному кроці випадкових величин, параметрична змінна $\gamma_j(k)$ набуває незалежні значення 1 та σ_j на кожному кроці розпізнавання з імовірностями $q_1(k)$ та $1-q_1(k)$ відповідно.

Випадкова матриця $\Gamma(k)$ при цьому залежить від k.

Апостеріорна щільність розподілу ймовірностей вектора стану, що ідентифікується, з урахуванням властивості згладжування умовного середнього має вигляд [4]:

$$f[x(k)/Y_1^k]=M_\gamma\{f[x(k)/\gamma^*(k),\ \gamma^*(k-1),\dots,\gamma^*(1),Y_1^k]\}, \quad (18)$$

де $\gamma^*(k)=[\gamma_1(k),\gamma_2(k),\dots,\gamma_M(k)]^T$ – вектор, що характеризує стан каналів живлення АСК на кожному кроці ідентифікації.

Реалізація операції усереднення в рівнянні (18) передбачає підсумування за всіма $j=\overline{1,M}$ каналами та по всім k крокам.

Така операція потребує нескінченно зростаючого об'єму пам'яті, що є суттєвим недоліком алгоритму.

Тому доцільно використовувати його спрощений варіант на основі припущення про гауссів розподіл оцінок екстраполяції:

$$f[x(k)/Y_1^{k-1}]=N\{x(k/k-1)K(k/k-1)\},$$

де N – кількість елементів у послідовності.

Отже, вираз для апостеріорної ймовірності має вигляд:

$$f[x(k)/Y_1^k]\approx\sum_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum_{i_2=1}^{\sigma_2}\dots\sum_{i_M=1}^{\sigma_M}f[x(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),$$

$$Y_1^k]p(i_1,i_2,\dots,i_M/k).$$

Для визначення густини можна застосувати формулу Баєса, подану в рекурентній формі [5]:

$$f[x(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^k]=$$

$$=\frac{f[y(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),x(k)]f[x(k)/Y_1^{k-1}]}{f[y(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]},$$

де $f[x(k)/Y_1^{k-1}]$ – гауссівська щільність із відомими параметрами.

Апостеріорні ймовірності різноманітних комбінацій станів справності каналів живлення АСК $p(i_1,i_2,\dots,i_M/k)$ також можна обчислити рекурентною залежністю [3]:

$$p(i_1,i_2,\dots,i_M/k)=$$

$$=\frac{f[y(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]p[\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]}{\sum\limits_{i_1=1}^{\sigma_1}\dots\sum\limits_{i_M=1}^{\sigma_M}f[y(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]p[\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]}=$$

$$=\frac{f[y(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]\prod\limits_{j=1}^{M}q_j^{i_j^*}(1-q_j)^{1-i_j^*}}{\sum\limits_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum\limits_{i_2=1}^{\sigma_2}\dots\sum\limits_{i_M=1}^{\sigma_M}f[y(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]\prod\limits_{j=1}^{M}q_j^{i_j^*}(1-q_j)^{1-i_j^*}} \quad (19)$$

При використанні залежності Баєса (19) приймалась гіпотеза незалежності $P[\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]$ від вектора спостережень Y_1^{k-1}. Ця ймовірність визначається за теоремою множення ймовірностей з урахуванням, що ці ймовірності характеризують стан окремих каналів електроживлення.

Отже, оцінку $\hat{x}(k/k)$ з урахуванням залежностей (3), (19) та зробленими припущеннями можна визначити так:

$$\hat{x}(k/k)=\sum_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum_{i_2=1}^{\sigma_2}\dots\sum_{i_M=1}^{\sigma_M}\hat{x}_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)p(i_1,i_2,\dots,i_M/k)=$$

$$=\Phi(k/k-1)\hat{x}(k-1/k-1)+\sum_{j=1}^{M}\{\sum_{i_1=1}^{\sigma_1}\sum_{i_2=1}^{\sigma_2}\dots\sum_{i_M=1}^{\sigma_M}K_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k/k)\times$$

$$\times H_j^T(k)[i_j^2(k)R_{jj}(k)]^{-1}p(i_1,i_2,\dots,i_M/k)[y_j(k)-$$

$$-H_j(k)\Phi(k/k-1)\hat{x}(k-1/k-1)]\}; \quad (20)$$

$$i_j=1,\sigma;\ \ j=\overline{1,M}.$$

У формулі (20) залежність імовірності $p(i_1,i_2,\dots,i_M/k)$ від вектора спостережень $y(k)$ має нелінійний характер.

Імовірності $p(i_1,i_2,\dots,i_M/k)$ у формулі (20) обчислюються у процесі ідентифікації на підставі вхідних й раніше отриманих оцінок, що потрібні при визначенні густини ймовірностей

$f[y(k)/\gamma^*_{i_1,i_2,\dots,i_M}(k),Y_1^{k-1}]$ у точці

$$y(k)=[y_1^T(k)\vdots y_2^T(k)\vdots\cdots\vdots y_M^T(k)]^T$$

відповідно до залежності (7). Для цього можна використовувати «оновлюючі» процеси кожного з каналів живлення.

Кореляційну матрицю помилок ідентифікації можна визначити за залежністю (9), яка є справедливою й для цієї моделі $\gamma_i(k)$.

Для комплексованих систем живлення АСК прогнозування їх стану доцільно розглянути випадок, коли параметрична змінна $\gamma_i(k)$ у кожному каналі живлення створює марковський ланцюг з двома станами: 1 та σ. У цьому випадку матриця перехідних імовірностей станів для j-го каналу живлення має вигляд [5]:

$$P_n^{(j)} = \begin{bmatrix} P_{\sigma\sigma}^{(j)} & P_{\sigma 1}^{(j)} \\ P_{1\sigma}^{(j)} & P_{11}^{(j)} \end{bmatrix}. \tag{21}$$

Матриця (21) передбачається відомою, а послідовність $\gamma_i(k)$ у кожному каналі є незалежними одна від одної, тобто

$$M[\gamma_i \gamma_j] = \delta(je).$$

Процедура синтезу субоптимального для цього випадку ідентифікатора за аналогією з зазначеним веде до алгоритму розпізнавання подібному (20). Відмінність алгоритму полягає у тому, що апостеріорна ймовірність $p(i_1, i_2, \ldots, i_M / k)$ визначається з урахуванням статистичної залежності каналів живлення на сусідніх кроках. Вираз для апостеріорних імовірностей $p(i_1, i_2, \ldots, i_M / k)$ складемо на основі залежності [3]:

$$P[\overline{\Gamma_i(k)} / Y_1^k] = \frac{f[y(k) / \overline{\Gamma_i(k)}, Y_1^{k-1}] P_{ij}}{\sum\limits_{n \in \Omega_k} [y(k) \overline{\Gamma_n(k)}, Y_1^{k-1}] P[\overline{\Gamma_n(k)}, Y_1^{k-1}]} \times P[\overline{\Gamma_j(k-1)} / Y_1^{k-1}], \tag{22}$$

де $f[y(k) / \overline{\Gamma_1(k)}, Y_1^{k-1}]$ – умовна щільність розподілу ймовірності спостережень $y(k)$ параметричного процесу $\overline{\Gamma_1(k)}$.

Отже, розрахунок апостеріорних імовірностей $p(-)$ з урахуванням (22) можна здійснювати за формулою

$$p(i_1, i_2, \ldots, i_M / k) = \frac{f[y(k) / \gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k), Y_1^{k-1}] P[\gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k) / Y_1^{k-1}]}{\sum\limits_{i_1=1}^{\sigma_1} \sum\limits_{i_2=1}^{\sigma_2} \cdots \sum\limits_{i_M=1}^{\sigma_M} f[y(k) / \gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k), Y_1^{k-1}] P[\gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k) / Y_1^{k-1}]} \tag{23}$$

У виразі (23) імовірність $P[\gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k) / Y_1^{k-1}]$ обчислюється виходячи з таких припущень:

$$P[\gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k) / Y_1^{k-1}] = P[\gamma_1(k) = i_1, \gamma_2(k) = i_2, \ldots, \gamma_M(k) = i_M / Y_1^{k-1}],$$

$$i = 1, \sigma, \; j = \overline{1, M}.$$

Оскільки за визначенням послідовності $\gamma_j(k)$ у всіх каналах живлення є незалежними між собою, то

$$P[\gamma_1(k) = i_1, \gamma_2(k) = i_2, \ldots, \gamma_M(k) = i_M / Y_1^{k-1}] = \prod_{j=1}^{M} P[\gamma_1(k) = i_1 / Y_1^{k-1}].$$

Використовуючи в подальшому марковську властивість j-ї послідовності $\gamma(k)$ отримуємо:

$$P[\gamma_j(k) = i_j, / Y_1^{k-1}] = \sum_{n=1,\sigma} P_{i_j}^{(j)} n P[\gamma_j(k-1) = n / Y_1^{k-1}],$$

де $P_{i_j}^{(j)} n, (i_j = 1, \sigma)$ – елементи перехідної матриці j-ї послідовності.

Отже, остаточний вираз для ймовірності $P[\gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k) / Y_1^{k-1}]$, що входить до залежності (23) можна записати у вигляді:

$$P[\gamma^*_{i_1, i_2, \ldots, i_M}(k) / Y_1^{k-1}] = \prod_{j=1}^{M} \sum_{n=1,\sigma} P_{i_j}^{(j)} n P[\gamma_j(k-1) = n / Y_1^{k-1}],$$

$$j = 1, \sigma, \; j = \overline{1, M}. \tag{24}$$

Імовірності станів окремих каналів живлення АСК на попередньому $(k-1)$ кроці $P[\gamma_j(k-1) = i_j / Y_1^{k-1}]$ припускаються відомими.

Перевіримо отримані співвідношення (23) та (24) на прикладі двоканальної системи живлення «ЛЕП – дизель – генератор». Припустимо, що матриці перехідних імовірностей для кожного каналу живлення $P_n^{(j)}$, $j = \overline{1, 2}$ відомі.

Відповідно до співвідношення (24) імовірності комбінацій станів працездатності окремих каналів живлення на цьому кроці, що є обчисленими на підставі спостережень Y_1^{k-1}, отриманих впритул до попереднього кроку включно, можуть бути подані так [3]:

$$P\,[\gamma_1(k)=1,\gamma_2(k)=1/Y_1^{k-1}=$$
$$=\sum_{n=1,\sigma}P_{1n}^{(1)}P[\gamma_1(k-1)=n/Y_1^{k-1}]\times$$
$$\times\sum_{n=1,\sigma}P_{1n}^{(2)}[\gamma_2(k-1)=n/Y_1^{k-1}];$$
$$P\,[\gamma_1(k)=1,\gamma_2(k)=\sigma/Y_1^{k-1}=$$
$$=\sum_{n=1,\sigma}P_{1n}^{(1)}P[\gamma_1(k-1)=n/Y_1^{k-1}]\times$$
$$\times\sum_{n=1,\sigma}P_{\sigma n}^{(2)}[\gamma_2(k-1)=n/Y_1^{k-1}];$$
$$P\,[\gamma_1(k)=\sigma,\gamma_2(k)=1/Y_1^{k-1}=$$
$$=\sum_{n=1,\sigma}P_{\sigma n}^{(1)}P[\gamma_1(k-1)=n/Y_1^{k-1}]\times$$
$$\times\sum_{n=1,\sigma}P_{1n}^{(2)}[\gamma_2(k-1)=n/Y_1^{k-1}];$$
$$P\,[\gamma_1(k)=\sigma,\gamma_2(k)=\sigma/Y_1^{k-1}=$$
$$=\sum_{n=1,\sigma}P_{\sigma n}^{(1)}P[\gamma_1(k-1)=n/Y_1^{k-1}]\times$$
$$\times\sum_{n=1,\sigma}P_{\sigma n}^{(2)}[\gamma_2(k-1)=n/Y_1^{k-1}].$$

У подальшому за формулою (13) й з урахуванням залежностей (14), (15) обчислимо умовні густини ймовірності:

$$f\,[y(k)/\gamma_1(k)=1,\gamma_2(k)=1,Y_1^{k-1}];$$
$$f\,[y(k)/\gamma_1(k)=1,\gamma_2(k)=\sigma,Y_1^{k-1}];$$
$$f\,[y(k)/\gamma_1(k)=\sigma,\gamma_2(k)=1,Y_1^{k-1}];$$
$$f\,[y(k)/\gamma_1(k)=\sigma,\gamma_2(k)=\sigma,Y_1^{k-1}].$$

Отже, отримавши умовні густини ймовірностей, розраховуємо відповідно до формули (21) остаточні значення апостеріорних імовірностей $p(1,1/k)$, $p(1,\sigma/k)$, $p(\sigma,1/k)$, $p(\sigma,\sigma/k)$.

Висновки

Визначено, що параметрична змінна $\gamma_i(k)$, що описує статистичні характеристики відмов у кожному з каналів системи живлення, для багатоканальної системи електроживлення може бути подана трьома моделями. Розроблено та проведено синтез алгоритмів ідентифікації для трьох випадків:

– параметрична змінна $\gamma_i(k)$ не змінюється на інтервалі часу спостереження;

– параметрична змінна є послідовністю незалежних на кожному кроці випадкових величин;

– параметрична змінна являє собою марковський ланцюг.

Література

1. *Величко Ю.К.* Электроснабжение аэропортов: учеб. пособие / Ю.К. Величко. – К.: КИИГА, 1996. – 132 с.

2. *Международная* организация гражданской авиации. Руководство по проектированию аэродромов. Ч. 5. Электрические системы / Doc 9157-AN/901 P.5. – 1-е изд. – Монреаль: ИКАО, 1997. – 96 с.

3. *Скляревич А.Н.* Линейные системы с возможными нарушениями / А.Н. Скляревич. – М.: Наука, 1975. – 353 с.

4. *Вентцель* Е.С. Теория вероятностей. – 5-е изд. / Е.С. Вентцель. – М.: Высш. шк., 1998. – 576 с.

5. *Гладков Д.И.* Вероятностные основы систем авиационного вооружения / Д.И. Гладков, В.Б. Монсик, С.С. Троицкий. – М.: ВВИА им. М.Е. Жуковского, 1976. – 445 с.

6. *Казак В.М.* Системні методи відновлення живучості літальних апаратів в особливих ситуаціях у польоті / В.М. Казак. – К.: НАУ-друк, 2010. – 284 с.

Стаття надійшла до редакції 31.01.2012.