УДК 626.4:681.3 DOI: 10.30748/soi.2018.154.03

С.В. Герасимов[1], Д.В. Макарчук[2], О.І. Костенко[3]

[1] *Харківський національний університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків*
[2] *Кіровоградська льотна академія Національного авіаційного університету, Кропивницький*
[3] *Національна академія Національної гвардії України, Харків*

МЕТОД АДАПТИВНОЇ ОБРОБКИ НАВІГАЦІЙНОЇ ІНФОРМАЦІЇ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Показано, що інтерпретація невідомих параметрів моделі сигналу як випадкових величин, як правило, має умовний характер. Розглянутий підхід є одним з прийомів оцінювання, що зводить задачу адаптивної обробки до задачі оптимальної фільтрації. Більш того, ефективність побудованої на цій основі адаптивної процедури, виявляється, істотно залежить від ступеня впливу виду й параметрів щільності похибок на результат оцінювання вектора навігаційних параметрів.

Синтезовано метод адаптивної обробки навігаційної інформації в умовах невизначеності основних помилок навігаційних систем, в якому через механізми на основі рекурентних цільових нерівностей дискретизується вектор невизначених параметрів. Особливістю даного методу є те, що обробка навігаційної інформації забезпечується при завданні невизначених параметрів, які відрізняються один від одного не тільки чисельними значеннями параметрів, але й структурою. Встановлено, що у випадку динамічної зміни моделей сигналів необхідно використовувати алгоритм пульсуючого фільтра, який використовує апроксимацію Гауса апостеріорної щільності на кожному кроці дискретного часу, мінімізуючи таким чином наростання кількості можливих наборів послідовно діючих моделей з ростом часу фільтрації.

***Ключові слова**: адаптивна обробка, модель, навігаційна інформація, навігаційні системи, невизначеність, фільтрація.*

Вступ

Постановка проблеми. Будемо вважати, що невизначеність, пов'язана із завданням помилок навігаційної системи у формі

$$\begin{aligned} X(k) &= A(k)X(k-1)+W(k); \\ Y(k) &= H(k)X(k-1)+V(k), \end{aligned} \qquad (1)$$

складається при наявності залежності матриць A, $Q = M\left(WW^T\right), R = M\left(VV^T\right)$ і H від вектора невідомих параметрів a [1–3]. У разі параметричної невизначеності завдання адаптивної фільтрації може бути зведене до задачі оцінювання розширеного вектора $\zeta = \begin{pmatrix} X \\ a \end{pmatrix}$ за вимірюваннями Y, причому X і Y задані співвідношеннями (1). Якщо використовувати припущення про вектор a як постійний і випадковий, то (1) слід доповнити рівнянням

$$a(k) = a(k-1) = a\,, \qquad (2)$$

вважаючи заданою щільність ймовірності f(a) вектора a [4].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Інтерпретація невідомих параметрів моделі сигналу як випадкових величин, як правило, має умовний характер; розглянутий підхід є не більше ніж один з прийомів оцінювання, що зводить задачу адаптивної обробки до задачі оптимальної фільтрації [5–8]. Більш того, ефективність побудованої на цій основі адаптивної процедури, виявляється, істотно залежить від ступеня впливу виду й параметрів щільності f(a) на результат оцінювання вектора X. Ясно, що практично задовільною оцінка X виявиться лише в разі, коли вплив на неї щільності f(a) ослаблений за рахунок використання вимірювань. Легко бачити, що розширений вектор стану задовольняє стохастичному кінцево-різницевому рівнянню

$$\zeta = \begin{pmatrix} A(a,\ k)X(k-1) \\ a \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} W(k) \\ 0 \end{pmatrix} = \\ = A\left[\zeta(k-1),\ k\right] + W_\zeta(k),$$

а отже, має марківську властивість, що відкриває можливість використовувати для вирішення завдання рекурентне співвідношення для апостеріорної щільності вектора ζ(k). Однак нелінійний характер функції $A\left[\zeta(k-1),\ k\right]$, а також залежність від a (значить, і від ζ) матриць H, Q і R призводить до негауссового вигляду щільностей $f\left[y(k)/\ \zeta(k)\right]$ і $f\left[\zeta(k)/\ \zeta(k-1)\right]$, що не дозволяє здійснити перехід до фільтру Калмана [7–11].

Адаптивний фільтр у розглянутій постановці задачі виробляє оцінку X(k), що є підвектора ζ(k):

$$\hat{X}(k) = \int x(k)\pi\left[\zeta(k)\right]d\zeta(k)\,. \qquad (3)$$

Запишемо апостеріорну щільність складеного вектора ζ(k):

$$\begin{aligned}\pi\left[\zeta(k)\right]&=\pi\left[x(k),\ a,k\right]=\\&=f\left[x(k)/Y_0^k,\ a\right]\pi(a,k).\end{aligned}\tag{4}$$

Підстановка (4) в (3) дозволяє "розділити" роботу адаптивного фільтра на два етапи [5]. Перший зводиться до визначення

$$\hat{X}^a(k)=\int x(k)\pi^a\left[x(k)\right]dx(k)\tag{5}$$

з використанням умовної апостеріорної щільності $\pi^a\left[x(k)\right]=f\left[x(k)/Y_0^k,\ a\right]$, що є гаусовою в силу (1), і може виконуватися за допомогою фільтра Калмана. Другий етап включає в себе знаходження апостеріорної щільності $\pi[a,\ k]$ вектора a невизначених параметрів і осереднення $\hat{X}^a(k)$ за a з цієї щільністю. При цьому (3) дає

$$\hat{X}(k)=\int\hat{X}^a(k)\pi[a,\ k]da\ .\tag{6}$$

Для апостеріорної щільності $\pi\left[\zeta(k)\right]$ вектора

$$\begin{cases}f\left[\dfrac{\zeta(k)}{\zeta(k-1)}\right]=f_w\left[x(k)-A(a,\ k)x(k-1)\right]\times\\\qquad\times\delta\left[a-a(k-1)\right];\\f\left[\dfrac{Y(k)}{\zeta(k)}\right]=f_v\left[Y(k)-H(a,\ k)x(k)\right],\end{cases}\tag{7}$$

отримаємо:

$$\pi\left[\zeta(k)\right]=\frac{f_v\left[Y(k)-Hx(k)\right]\int\begin{Bmatrix}f_w\left[x(k)-Ax(k-1)\right]\times\\\times\pi\left[\zeta(k-1)\right]dx(k-1)\end{Bmatrix}}{\iint\begin{Bmatrix}f_v\left[Y(k)-Hx(k)\right]f_w\left[x(k)-Ax(k-1)\right]\times\\\times\pi\left[\zeta(k-1)\right]dx(k-1)d\zeta(k)\end{Bmatrix}}.$$

Підінтегральна функція чисельника у вигляді

$$f\left[Y(k),x(k),\ x(k)\big/Y_0^{k-1},\ a\right],\tag{8}$$

подвійний інтеграл від цього виразу за x(k), x(k–1) позначимо

$$\rho^a(k)=f\left[Y(k)\big/Y_0^{k-1},\ a\right].\tag{9}$$

Підстановка (9) у (7) приводить до рекурентного співвідношення для апостеріорної щільності вектора a невизначених параметрів

$$\pi(a,\ k)=\frac{\rho^a(k)\pi(a,\ k-1)}{\int\rho^a(k)\pi(a,\ k-1)da}\tag{10}$$

з початковою умовою $\pi(a,\ 0)=f(a)$.

З огляду на те, що при фіксованому значенні вектора a завдання отримання оцінки вектора X(k) за формулою (5) вирішують застосуванням фільтра Калмана, що $\rho^a(k)$ є щільністю нев'язки відповідного (налаштованого на це значення вектора a) фільтра Калмана. Цей фільтр, який полегшує визначення значення $\rho^a(k)$ при фіксованому a, не знімає всіх труднощів вирішення рекурентного співвідношення (10), необхідного для отримання оцінки $\hat{X}(k)$ за формулою (6). Перш за все залишаються труднощі вирішення функціонального (а не параметричного) співвідношення [12–14]. Крім того, становище ускладнюється необхідністю "прогонки" співвідношень фільтра Калмана для континуальної множини значень вектора a.

Формулювання мети статті. Мета – розробка методу адаптивної обробки навігаційної інформації в умовах невизначеності.

Виклад основного матеріалу

На основі прийнятого мультіструктурного опису сигналів помилок навігаційних систем синтезуємо метод адаптивної обробки навігаційної інформації в умовах невизначеності.

Один з підходів до спрощення оптимальної процедури адаптивної фільтрації оснований на дискретизації a з діапазону можливих значень [13], тобто в поданні

$$a=a^i,\ i=\overline{1,I}\ .\tag{11}$$

У разі (11) приходимо до задачі оцінювання мультіструктурного сигналу, причому з (2) слідує, що приводить до полігауссового фільтру, який представляє собою набір I фільтрів Калмана. Ясно, що для апостеріорної щільності (10) вектора a маємо

$$\pi(a,\ k)=\sum_i g^i(k)\delta\left(a-a^i\right),\tag{12}$$

причому $g^i(k)$, що визначаються з рекуррентного співвідношення, мають сенс апостеріорні ймовірності рівності (11).

За початкову умову виступають апріорні ймовірності рівності (11), що одержуються з апріорної щільності f(a) її поданням у вигляді

$$f(a)=\sum_i p^i\delta\left(a-a^i\right).\tag{13}$$

Практичний прийом при виборі величин p^i полягає у визначенні області можливих значень вектора a, введенні в цій області сітки із загальним числом вузлів, рівним I, і призначення p^i = 1/I. Крок сітки по різних компонентах вектора a визначають виходячи з чутливості фільтрації до розладнання моделі, що відповідає величині кроку. Ясно, що при такому виборі параметрів дискретизації забезпечується слабка залежність $g^i(k)$ від $g^i(0)=p^i$.

Розглянутий адаптивний алгоритм, оснований на дискретизації вектора невизначених параметрів, узагальнюється на випадок, коли апріорна невизначеність полягає в припущенні можливості опису сигналів, що підлягають обробці, за допомогою однієї з I моделей, що відрізняються не тільки чисельними значеннями параметрів, але і структурою.

Оцінка невизначені параметрів моделі помилок навігаційних систем. Вище використовувалося припущення про стохастичний характер вектора а невизначених параметрів моделі X(k), причому зазначалося, що це припущення є, як правило, не більше ніж методичний прийом, що дозволяє використовувати в адаптивних задачах апарат оптимальної фільтрації. У разі відмови від цього припущення для оцінки вектора X(k) за вимірюваннями Y_0^k при невизначених параметрах а можна використовувати співвідношення

$$\hat{X}(k) = M\left[X(k) / Y_0^k,\ \hat{a}\right], \tag{14}$$

де $\hat{a}$ – деяка оцінка вектора а, отримана за вимірюваннями Y_0^k.

Можна показати [14], що при використанні методу максимальної правдоподібності для оцінки а асимптотичні результати (при $k \to \infty$) оцінювання в силу методу оптимальної фільтрації та за формулою (14) збігаються. Однак при визначенні вектора а на підставі методу максимальної правдоподібності, тобто зі співвідношення

$$\hat{a} = \arg\max f\left(Y_0^k / a\right), \tag{15}$$

взагалі кажучи, не вдається уникнути вже згадуваних труднощів, пов'язаних з "прогоном" фільтра Калмана для множини значень а.

Дійсно, оскільки

$$\begin{aligned} f\left(Y_0^k / a\right) &= f\left[Y(k) / Y_0^{k-1}\right] \times \\ &\times f\left[Y(k-1) / Y_0^{k-2},\ a\right] \ldots f\left[Y(0) / a\right], \end{aligned} \tag{16}$$

кожен із співмножників, що входять у праву частину (16), являє собою щільність невязки на відповідному кроці роботи фільтра Калмана, налаштованого на значення а вектора невизначених параметрів, з аргументом, рівним реалізованій невязці фільтра.

Ясно, що рішення задачі максимізації (16) вимагає багаторазового рішення рівнянь фільтра для різних значень а. Причина зазначеної проблеми полягає в необхідності використання для обчислення функції правдоподібності значень $\hat{X}^a(k)$, що забезпечують визначення значень нев’язки $\nu^a(k)$ для формування з метою подальшого максимізації за а функції правдоподібності (16).

Пояснимо ідею цього підходу для випадку, коли фільтр Калмана відповідає істинному значенню вектора а, стаціонарний

$$\hat{X}^a(k) = A(a)\hat{X}^a(k-1) + K(a)\nu^a(k), \tag{17}$$

матриці А(а) і K(a) не залежать від часу і Y(k) – скаляр. Запишемо вимірювання у вигляді

$$Y(k) = H(a)A(a)\hat{X}^a(k-1) + \nu^a(k). \tag{18}$$

Для випадку, коли вихід системи заданий співвідношенням (18), замість (1) маємо

$$T = \begin{pmatrix} HA \\ HA^2 \\ \ldots \\ HA^r \end{pmatrix} \tag{19}$$

невироджену в разі спостережливості системи $\left\{X(k) = AX(k-1),\ Y(k) = HX(k)\right\}$ матрицю. Зауважимо, що виконання умови спостережливості необхідно і для використовуваної нами властивості стаціонарності фільтра Калмана [12].

Підставивши $\hat{X}(k) = T^{-1}\bar{X}(k)$ у формули (17–18), отримаємо:

$$\bar{X}(k) = \tilde{A}\bar{X}(k-1) + \tilde{K}\nu(k), \tag{20}$$

$$Y(k) = \tilde{H}\bar{X}(k-1) + \nu(k). \tag{21}$$

Послідовно виключаючи з першого рівняння (20), записаного для (k–1)-го кроку, змінні $\bar{X}_2(k-2)$, ..., $\bar{X}_r(k-r)$ за допомогою інших рівнянь, записаних для моментів часу k–2, ..., k–r відповідно, приходимо до співвідношення для першого компонента вектора $\bar{X}$:

$$\begin{aligned} &\bar{X}_1(k-1) + a_1\bar{X}_1(k-2) + \ldots + a_r\bar{X}_r(k-r-1) = \\ &= \tilde{K}_1\nu(k-1) + \ldots + \tilde{K}_r\nu(k-r), \end{aligned} \tag{22}$$

де через $\tilde{K}_i$ позначені елементи матриці $\tilde{K} = \left(\tilde{K}_1 \ \ldots \ \tilde{K}_r\right)$. З огляду на те, що (21)

$$Y(k) = \bar{X}_1(k-1) + \nu(k), \tag{23}$$

отримаємо, підставивши (23) у (22):

$$\begin{aligned} &Y(k) + \alpha_1 Y(k-1) + \ldots + \alpha_r Y(k-r) = \\ &= \nu(k) + \beta_1\nu(k-1) + \ldots + \alpha_r\nu(k-r), \end{aligned} \tag{24}$$

де
$$\beta_i = \tilde{K}_i + \alpha_i. \tag{25}$$

Коефіцієнти α_i, β_i рівняння (24) залежать від невідомого векторного параметра а. Дійсно, в силу визначення α_i, як коефіцієнтів характеристичного рівняння, маємо [11]:

$$\alpha_i = (-1)^i \sum_{(j)} d_{ij}\left[A(a)\right];\ ;\ i = \overline{1,r},$$

де $d_{ij}\left[A\right]$ – j-й головний мінор порядку та матриці А. З (22) і (25) для вектора $\beta = \left(\beta_1, \ \ldots, \ \beta_r\right)^T$ слідує $\beta = T(a)K(a) + \alpha(a)$, де $\alpha = \left(\alpha_1, \ \ldots, \ \alpha_r\right)^T$.

Істотно при цьому, що нев’язка фільтра Калмана, налаштованого на справжнє значення вектора а, являє собою гауссову білошумну послідовність. Ясно, що завдання оцінки коефіцієнтів рівняння (24), а отже, і визначення вектора а, від якого залежать ці коефіцієнти, підпадає під постановку теорії статистичного аналізу часових рядів [1; 9; 11].

Розв'язання цього завдання призводить до системи нелінійних рівнянь щодо a:

$$\alpha_i(a) = \tilde{\alpha}_i,\ \beta_i(a) = \tilde{\beta}_i;\ i = \overline{1,r}, \qquad (26)$$

де $\tilde{\alpha}_i$, $\tilde{\beta}_i$ – оцінки коефіцієнтів.

Завдання рівняння (24) при відомому спільному розподілі вектора $\nu^k = \left[\nu(k),\ \nu(k-1),\ ...\right]^T$, утвореному незалежними гауссовими компонентами v(j), j ≤ k, дозволяє записати щільність (16), виражену через параметри α_i, β_i, залежні від a. Підстановка в цю щільність реалізованих вимірювань і подальша максимізація її за a призводять до оцінок $\hat{a}$ максимальної правдоподібності.

З огляду на складність даної процедури, розглянемо цей підхід з використанням оцінки методу моментів [5]. Помножимо обидві частини рівняння (24) на $Y(k-r-i)$ і застосуємо операцію математичного очікування. З огляду на те, що в силу білошумності невязки $M\left[\nu(k-j)\ Y(k-r-i)\right]=0$ при j≤r отримаємо:

$$M\left[Y(k)Y(k-r-i)\right] + a_1 M\left[Y(k-1)Y(k-r-i)\right] +$$
$$+ a_r M\left[Y(k-r)Y(k-r-i)\right] = 0;\ \ i = \overline{1,r}.$$

Підставивши замість математичних очікувань статистичні середні відповідних добутків і вирішивши лінійну систему рівнянь щодо a_i, $i = \overline{1,r}$, знаходимо оцінки $\hat{a}_i$.

Утворимо далі допоміжну послідовність

$$\tilde{Y}(k) = Y(k) + \hat{a}_1 Y(k-1) + ... + \hat{a}_r Y(k-r)$$

і визначимо кореляційні моменти

$$\begin{cases} M\left[\tilde{Y}^2(k)\right] = \lambda\left(1 + \beta_1^2 + ... + \beta_r^2\right); \\ M\left[\tilde{Y}(k)\tilde{Y}(k-1)\right] = \lambda\left(\beta_1 + \beta_1\beta_2 + ... + \beta_{r-1}\beta_r\right); \\ ... \\ M\left[\tilde{Y}(k)\tilde{Y}(k-1)\right] = \lambda\beta_r. \end{cases} \qquad (27)$$

Замінивши математичні очікування статистичними середніми, приходимо до нелінійної системи рівнянь щодо β_i, $i = \overline{1,r}$, і параметра, що заважає λ. Ця система має єдине рішення $\hat{\beta}_i$, $i = \overline{1,r}$, $\hat{\lambda}$, що відповідає асимптотично стійкому фільтру [8].

Останній етап рішення задачі полягає у визначенні $\hat{a}$ з системи (26).

Питання адаптивної фільтрації, викладені в у цій статті, дозволяють виділити етап ідентифікації марківського процесу Y(k), що випереджає безпосередньо вироблення оцінки $\hat{X}(k)$ за формулою (24) і пов'язаний з отриманням оцінки $\hat{a}$ вектора невизначених параметрів. Змістом цього етапу є вироблення апостеріорних ймовірностей $g^i(k)$ можливих значень вектора a за прийнятими результатами вимірювання. Саме ця особливість адаптивної фільтрації дозволяє говорити [9] про його в певному сенсі асимптотичний характер, трактувати згаданий попередній етап, як етап "навчання".

Системи з можливими порушеннями. Робота контрольної та діагностичної апаратури дозволяє з високою достовірністю виявити різні відмови навігаційної системи. Однак і у справному стані системи можливі порушення нормального функціонування, пов'язані зі зміною характеристик чутливих елементів через їх "старіння", викликані зовнішніми впливами підвищеного рівня тощо. Сукупність моделі помилки системи в номінальному, "штатному" стані з моделями помилки системи, що знаходиться в стані різних порушень, утворює мультіструктурну модель, яка може бути використана для побудови фільтра, який вирішує два завдання – отримання поточної оцінки навігаційних параметрів і визначення стану навігаційної системи на основі методів теорії статистичних рішень [7; 13], що включають значення апостеріорних ймовірностей станів.

Ясно, що побудова фільтра, що враховує можливість "розладки" навігаційної системи, підвищує ефективність контролю та діагностики системи, зазвичай вирішуються апаратурними методами. Практична трудність, пов'язана із застосуванням мультіструктурних сигналів такого роду в задачах адаптивної обробки інформації, полягає в невисокій достовірності набору та виду моделей, відповідних "розладнаним" станам навігаційної системи. Це обумовлено малою ймовірністю цих станів і, як наслідок, обмеженим обсягом вихідних статистичних даних.

При розгляді питань оптимальної фільтрації мультіструктурного сигналу, що допускає зміну моделі в випадкові моменти часу, були відзначені труднощі реалізації алгоритму, пов'язані з наростанням кількості можливих наборів послідовно діючих моделей з ростом часу фільтрації. Як один із способів субоптимізації алгоритму, який спрощує його реалізацію, був запропонований алгоритм пульсуючого фільтра, який використовує гаусову апроксимацію апостеріорної щільності на кожному кроці дискретного часу. Оцінимо ефективність пульсуючого фільтра в завданні відбракування збоїв у вимірах.

Вважаючи часову мінливість малою, запишемо скалярний результат вимірювання у "нормальному" випадку (модель 1) у вигляді

$$Y(k) = X + V(k), \qquad (28)$$

де X – випадкова постійна.

Для перехідних ймовірностей, вважаючи ймовірність виникнення збоїв незалежною від передісторії, отримаємо:

$$p^{ij}(k) = p^i(k), \qquad (29)$$

де i – номер моделі на k-му кроці. Тоді

$$p^{(1)}(k) = 1 - p;\ \ p^{(2)}(k) = p. \quad (30)$$

На k-му кроці пульсуючий фільтр являє собою набір двох фільтрів Калмана, відповідних моделей 1 і 2, причому

$$\begin{cases} \hat{X}^{(1)}(k) = \hat{X}(k-1) + K^{(1)}(k)\left[Y(k) - \hat{X}(k-1)\right]; \\ \hat{X}^{(2)}(k) = \hat{X}(k-1). \end{cases} \quad (31)$$

Для фільтра Калмана, який відповідає моделі 2, використана рівність $H^{(2)}(k) = 0$, при цьому $\nu^{(2)}(k) = Y(k)$, $K^{(2)}(k) = 0$. Щільність нев'язки $\nu^{(2)}(k)$ збігається з гаусовою щільністю випадкової величини GV(k), причому для формування $\rho^{(2)}(k)$ підставляємо як аргумент щільності реалізацію вимірювання на k-му кроці.

Виявлення значних нев'язок при наявності збою на k-му кроці, що приводить до малого значення $\rho^{(1)}(k)$ і, як наслідок, до малого значення $g^{(1)}(k)$, може бути реалізовано через порівняння нев'язки фільтра Калмана, відповідного i(k) = 1, з порогом. При цьому перевищення нев'язкою порогу, рівного, скажімо, $3\sigma_\nu(k)$, де $\sigma_\nu(k)$ – середньоквадратичне значення нев'язки, означає факт відбракування k-го вимірювання. Чисельні розрахунки підтверджують допустимість такого способу реалізації пульсуючого фільтра.

Апроксимація складних сигналів. У завданнях обробки навігаційної інформації на великих інтервалах часу найбільші труднощі викликає ідентифікація глобальної еволюції сигналу. В основному це пов'язано з труднощами набору відповідної статистики на етапі випробувань навігаційної системи.

Ці труднощі посилюються, якщо мова йде про "природні" фактори, що збурюють навігаційну систему, – морських течіях, відхилення відвісу та інших, реалізації яких істотно залежать від типу траєкторії об'єкту і властивостей району.

Звісно ж, що при розробці алгоритмів, орієнтованих на подібні ситуації, доцільно використовувати апроксимацію сигналу, при цьому часткові моделі, відповідні фіксованому номеру i, служать для локального опису процесу і можуть бути обрані досить достовірними. Глобальна мінливість процесу X(k), що вимагає адаптації алгоритму, передається за допомогою завдання перехідної ймовірності процесу I(k). Ясно, що факт відсутності розривів у реалізації процесу X(k) при необхідності може бути врахований спеціальним завданням початкових умов у момент перемикання моделі.

Окремий випадок розглянутої області застосування багато-альтернативних моделей сигналу має місце, коли реалізація сигналу в випадкові моменти часу зазнає стрибкоподібні зміни випадкового рівня.

Висновки

Синтезовано метод адаптивної обробки навігаційної інформації в умовах невизначеності основних помилок навігаційних систем. Особливістю даного методу є те, що обробка навігаційної інформації забезпечується при завданні невизначених параметрів, які відрізняються одне від одного не тільки чисельними значеннями параметрів, але й структурою.

Встановлено, що оцінка невизначеності параметрів моделі помилок навігаційних систем через вироблення апостеріорних ймовірностей можливих значень вектора невизначених параметрів за прийнятими результатами вимірювання носить асимптотичний характер і трактується на попередньому етапі оцінки, як етап "навчання".

Показано, що у випадку динамічної зміни моделей сигналів необхідно використовувати алгоритм пульсуючого фільтра, який використовує гаусову апроксимацію апостеріорної щільності на кожному кроці дискретного часу, мінімізуючи таким чином наростання кількості можливих наборів послідовно реалізуючих моделей з ростом часу фільтрації.

Список літератури

1. Каретников В.В. К вопросу построения автоматизированной системы мониторинга параметров высокоточного навигационного поля / В.В. Каретников, И.В. Пащенко, А.И. Соколов, И.Г. Кузнецов // Морская радиоэлектроника. – 2015. – № 2 (52). – С. 24-27.

2. Соловьев И. Морская радиоэлектроника / И. Соловьев. – Санкт-Петербург: Политехника, 2003. – 185 с.

3. Rogers R.M. Applied Mathematics in Integrated Navigation Systems / R.M. Rogers. – AIAA Educational Series, American Institute of Aeronautics and Astronautics, Inc, Reston, VA, 2003.

4. Grewal M.S. Global Positioning Systems, Inertial navigation and integration / M.S. Grewal, L.R. Weill, A.P. Andrews. – New York: Wiley, 2007.

5. Алешин Б.С. Ориентация и навигация подвижных объектов: современные информационные технологии / Б.С. Алешин, К.К. Веременко. – М.: Наука, 2006. – 424 с.

6. Герасимов С.В. Measures of efficiency of dimensional control under technical state designation of radio-technical facilities / С. Герасимов, Ю. Шапран, М. Стахова // Системи обробки інформації. – 2018. – Вип. 1 (152). – С. 148-154. https://doi.org/10.30748/soi.2018.152.21.

7. Герасимов С.В. Розробка та дослідження методу розрахунку достовірності вимірювального контролю параметрів радіотехнічних систем морського транспорту / С.В. Герасимов, Ю.Є. Шапран, В.В. Кірвас // Системи озброєння і військова техніка. – 2017. – № 4 (52). – С. 5-10.

8. Басов В.Г. Измерительные сигналы и функциональные устройства их обработки / В.Г. Басов. – Минск: БГУИР, 119 с.

9. Norman Friedman. The Naval Institute Guide to World Naval Weapon System / Norman Friedman. – Naval Institute Press, 2006. – 858 p.

10. Страхов А.Ф. Автоматизированные измерительные комплексы / А.Ф. Страхов. – М.: Энергоиздат, 1990. – 216 с.

11. Admiralty list of radio signals "Global maritime distress and safety system (GMDSS)". – 2000. – Vol 5. NP 285. – 338 p.

12. Браславська А. Theoretical basic concepts for formation of the criteria for measurement signals synthesis optimality for control of complex radio engineering systems technical status / А. Браславська, С. Герасимов, Г. Зубрицький, О. Тимочко, О. Тімочко // Системи обробки інформації. – 2017. – № 5 (151). – С. 151-157.

13. Qriffiths B.E. Optimal control of jump-linear gaussian systems / B.E. Qriffiths, K.A. Loparo // Int. J. of control. – 1985. – Vol. 42. – № 4. – P. 791-819.

14. Герасимов С.В. Методика обгрунтування номенклатури параметрів контролю радіотехнічних систем і призначення їх допустимих відхилень / С.В. Герасимов, В.В. Грідіна // Системи обробки інформації. – 2018. – Вип. 2 (153). – С. 159-164. https://doi.org/10.30748/soi.2018.153.20.

References

1. Karetnikov, V.V., Pashchenko, I.V., Sokolov, A.I. and Kuznetsov, I.G. (2015), "K voprosu postroyeniya avtomatizirovannoy sistemy monitoringa parametrov vysokotochnogo navigatsionnogo polya" [To the question of constructing an automated system for monitoring the parameters of a high-accuracy navigation field], *Marine Radio Electronics*, No. 2 (52), pp. 24-27.

2. Solov'ev, I. (2003), "*Morskaya radioelektronika*", [*Marine Radio Electronics*], Politexnika, Sankt-Peterburg, 185 p.

3. Rogers, R.M. (2003), *Applied Mathematics in Integrated Navigation Systems*, AIAA Educational Series, American Institute of Aeronautics and Astronautics, Inc, Reston, VA.

4. Grewal, M.S., Weill, L.R. and Andrews, A.P. (2007), *Global Positioning Systems, Inertial navigation and integration*, Wiley, New York.

5. Aleshin, B.S. and Veremeenko, K.K. (2006), "*Oriyentatsiya i navigatsiya podvizhnykh ob"yektov: sovremennyye informatsionnyye tekhnologii*" [*Orientation and navigation of mobile objects: modern information technologies*], Science, Moscow, 424 p.

6. Herasimov, S., Shapran, Yu. and Stakhova, M. (2018), Measures of efficiency of dimensional control under technical state designation of radio-technical facilities, *Information processing systems,* No. 1 (152), pp. 148-154. https://doi.org/10.30748/soi.2018.152.21.

7. Herasimov, S., Shapran, Yu. and Kirvas, V. (2017), Development and research of the method of calculating the reliability of the measurement control parameters of radio engineering systems of maritime transport, *Systems of Arms and Military Equipment*, No. 4 (52), pp. 5-10.

8. Basov, V.G. (2013), "*Izmeritel'nye sygnaly I funkcional'nye ustroistva ix obrabotki*" [*Measuring calls and functional units of their treatment*], BGUIR, Minsk, 119 p.

9. Norman Friedman (2006), *The Naval Institute Guide to World Naval Weapon System*, Naval Institute Press, 858 p.

10. Strakhov, A.F. (1990), "*Avtomatyzyrovannye yzmerytel'nye kompleksy*" [*Automated measuring complexes*], Énerhoyzdat, Moscow, 216 p.

11. Admiralty list of radio signals (2000), *Global maritime distress and safety system (GMDSS)*, Vol. 5, NP 285, 338 p.

12. Bractslavska, A., Herasimov, S., Zubrytskyi, H., Tymochko, A. and Timochko, A. (2017), Theoretical basic concepts for formation of the criteria for measurement signals synthesis optimality for control of complex radio engineering systems technical status, *Information Processing Systems*, No. 5 (151), pp. 151-157.

13. Qriffiths, B.E. and Loparo, K.A. (1985), Optimal control of jump-linear gaussian systems, *Int. J. of control*, Vol. 42, No. 4, pp. 791-819.

14. Herasimov, S. and Gridina, V. (2018), Method justification nomenclature control parameters of radio systems and purpose of their permissible deviations, *Information processing systems*, No. 2 (153), pp. 159-164. – https://doi.org/10.30748/soi.2018.153.20.

Надійшла до редколегії 16.07.2018
Схвалена до друку 14.08.2018

Відомості про авторів:

Герасимов Сергій Вікторович
доктор технічних наук старший науковий співробітник
провідний науковий співробітник Харківського
національного університету Повітряних Сил
ім. І. Кожедуба,
Харків, Україна
https://orcid/org/0000-0003-1810-0387

Information about the authors:

Sergei Herasimov
Doctor of Technical Sciences Senior Research
Load Researcher of Ivan Kozhedub Kharkiv
National Air Force University, Kharkiv, Ukraine
https://orcid/org/0000-0003-1810-0387

Макарчук Дмитро Володимирович
магістр аспірант
Кіровоградської льотної академії
Національного авіаційного університету,
Кропивницький, Україна
https://orcid.org/0000-0002-4299-6614

Dmytro Makarchuk
Master Postgraduate Student
of State Flight Academy of Ukraine,
Kropyvnytskyi, Ukraine
https://orcid.org/0000-0002-4299-6614

Костенко Олександр Іванович
викладач
Національної академії Національної гвардії України,
Харків, Україна
https://orcid.org/0000-0001-5603-5403

Alexander Kostenko
Instructor of National Academy
of the National Guard of Ukraine,
Kharkiv, Ukraine
https://orcid.org/0000-0001-5603-5403

МЕТОД АДАПТИВНОЙ ОБРАБОТКИ НАВИГАЦИОННОЙ ИНФОРМАЦИИ В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

С.В. Герасимов, Д.В. Макарчук, А.И. Костенко

Показано, что интерпретация неизвестных параметров модели сигнала случайными величинами, как правило, носит условный характер. Рассмотрен один из приемов оценки, который сводит задачу адаптивной обработки к задаче оптимальной фильтрации. Более того, эффективность построенной на этой основе адаптивной процедуры, оказывается, существенно зависит от степени влияния вида и параметров плотности погрешностей на результат оценки вектора навигационных параметров.

Приведен алгоритм оценки неопределенных параметров модели ошибок навигационных систем. Рассмотрен случай динамического изменения моделей сигналов навигационных систем. Показано, что совокупность модели ошибки системы в номинальном, "штатном" состоянии с моделями ошибки системы, находящейся в состоянии различных нарушений, образует мультиструктурну модель, которая может быть использована для построения фильтра. Такой фильтр решает две задачи – получение текущей оценки навигационных параметров и определения положения навигационной системы на основе методов теории статистических решений, включающих значения апостериорных вероятностей состояний.

Синтезирован метод адаптивной обработки навигационной информации в условиях неопределенности основных ошибок навигационных систем, в котором через механизмы на основе рекуррентных целевых неравенств дискретизируется вектор неопределенных параметров. Особенностью данного метода является то, что обработка навигационной информации обеспечивается при задании неопределенных параметров, которые отличаются друг от друга не только численными значениями параметров, но и структурой. Установлено, что в случае динамического изменения моделей сигналов необходимо использовать алгоритм пульсирующего фильтра, который использует аппроксимацию Гаусса апостериорной плотности на каждом шагу дискретного времени, таким образом минимизируется нарастание количества возможных наборов последовательно действующих моделей с ростом времени фильтрации.

***Ключевые слова**: адаптивная обработка, модель, навигационная информация, навигационные системы, неопределенность, фильтрация.*

METHOD OF ADAPTIVE PROCESSING OF NAVIGATION INFORMATION IN CONDITIONS OF UNCERTAINTY

S. Herasimov, D. Makarchuk, A. Kostenko

It is shown that the interpretation of the unknown parameters of the signal model by random variables, as a rule, is conditional. One of the evaluation methods is considered, which reduces the problem of adaptive processing to the problem of optimal filtering. Moreover, the efficiency of the adaptive procedure constructed on this basis turns out to be essentially dependent on the degree of influence of the form and the error density parameters on the result of the estimation of the navigation parameter vector.

The purpose of the article is to develop a method of adaptive processing of navigation information in conditions of uncertainty. The proposed approach to simplifying the optimal procedure of adaptive filtering, based on the discretization of the range of possible values of navigational parameters.

An algorithm for estimating uncertain parameters of the navigation system error model is given. The case of dynamical change of signals models of navigation systems is considered. It is shown that the set of the model of the system error in the nominal, "normal" state with models of the system error in the state of various violations, forms a multi-structural model that can be used to construct the filter. Such a filter solves two problems: obtaining a current estimation of navigational parameters and determining the position of the navigation system on the basis of methods of the theory of statistical solutions involving the values of a posteriori probabilities of states.

The method of adaptive processing of navigational information is synthesized in conditions of uncertainty of basic errors of navigation systems, in which a vector of undefined parameters is discretized through mechanisms based on recurrent target inequalities. The peculiarity of this method is that the processing of navigational information is provided when specifying undefined parameters that differ from each other not only by the numerical values of the parameters, but also by the structure. It is established that in the case of a dynamic change in signal models, it is necessary to use a pulsating filter algorithm that uses the Gaussian approximation of a posteriori density at each discrete time step, thus minimizing the increase in the number of possible sets of sequential models with increasing filtration time.

***Keywords**: adaptive processing, model, navigation information, navigation systems, uncertainty, filtration.*