УДК 681.518

І.В. Зімчук, к.т.н.
Житомирський військовий інститут радіоелектроніки ім. С.П. Корольова

АЛГОРИТМ АДАПТИВНОЇ ФІЛЬТРАЦІЇ ПАРАМЕТРІВ ТРАЄКТОРІЙ ОБ'ЄКТІВ СПОСТЕРЕЖЕННЯ

Синтезовано алгоритм адаптивної фільтрації параметрів траєкторій об'єктів спостереження. Він являє собою розвиток теоретичних положень методики синтезу алгоритмів адаптивного оцінювання, яка основана на властивостях симетрії та кореляційному методі синтезу адаптивних систем. Наводяться результати цифрового моделювання.

Постановка проблеми в загальному вигляді. При здійсненні керування рухом та організації супроводження об'єктів виникає необхідність розв'язання задачі фільтрації параметрів траєкторій об'єктів за результатами координатних вимірювань. Для здійснення вказаної процедури широке розповсюдження отримали дискретні алгоритми оптимальної лінійної фільтрації, які основані на застосуванні фільтра Калмана [1], [2], [7], [11]. Такі алгоритми є розв'язком відповідних модельних задач при наявності апріорної інформації про математичну модель руху об'єкта та статистичні характеристики вимірювальних шумів. Однак на практиці виникають ситуації, в яких апріорна інформація відома лише приблизно або повністю відсутня. В таких випадках умови модельних задач порушуються, алгоритми стають неоптимальними, а оцінки, що формуються ними, можуть стати розбіжними. Для запобігання цього при синтезі алгоритмів фільтрації параметрів траєкторій рухомих об'єктів застосовують принцип адаптації [1, 2, 5, 7, 8, 10, 11].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Один з підходів до синтезу алгоритмів адаптивної фільтрації полягає у тому, що параметри або структура фільтра примусово корегуються у разі виявлення будь-якої невідповідності математичної моделі фільтра тим умовам, для яких він проектувався [2], [10], [11]. Процедура виявлення здійснюється за допомогою вирішальних правил, що реалізуються у вигляді окремого алгоритму. Однак в алгоритмах фільтрації, що синтезовані за таким принципом, в моменти зміни параметрів та структури виникають перехідні процеси, які погіршують якість фільтрації. Крім того, при збільшенні розмірності фільтра підвищуються обчислювальні витрати та складність алгоритмів [2].

Другий підхід оснований на тому, що оцінки апріорно невідомих параметрів формуються окремим алгоритмом адаптації й використовуються для підстроювання коефіцієнтів згладжування фільтра. Такий підхід, порівняно з попереднім, дозволяє досягти більш простішої реалізації алгоритмів та виключити вказані вище недоліки. Незважаючи на це, ряд алгоритмів фільтрації, що спроектовані за таким принципом, для успішної роботи передбачають стаціонарність апріорно невідомих параметрів [1], [7], [8], [11] та визначеного об'єму апріорної та апостеріорної інформації [5], [7], [8], хоча на практиці можуть виникати ситуації, коли будь-яка інформація відсутня, що не гарантує збіжності алгоритму. В межах даного підходу альтернативним шляхом синтезу алгоритмів адаптивної фільтрації є методика, що викладена у роботі [3]. Однак такий підхід передбачає наявність апріорної інформації про значення максимально можливої степені полінома, що описує координату об'єкта. Якщо така інформація відсутня, то алгоритми адаптації стають неадекватними до умов функціонування, а показники якості їх роботи відповідним чином погіршуються. Крім того, викладений у роботі [3] підхід використаний автором лише для синтезу адаптивних алгоритмів фільтрації тих параметрів траєкторій, які підлягають безпосередньому вимірюванню. У зв'язку з цим, метою даної роботи є синтез алгоритму адаптивної фільтрації, якому не властиві вказані зауваження.

Постановка задачі. Відомо [7], [8], що синтез самонастроювальних алгоритмів фільтрації здійснюється за принципом нарощування, згідно з яким, до базового алгоритму оцінювання додається контур самоналагоджування. Структура базового алгоритму оцінювання вважається відомою і задача розробки алгоритму адаптивної фільтрації ставиться як задача синтезу контуру адаптації. В даній роботі така задача розв'язується для наступних умов. Припускається, що на вхід основного контуру фільтрації в дискретні моменти часу $t_n = nT$ надходять вимірювання $g(n)$ координати об'єкта, які є адитивною сумішшю координати $x(n)$ та некорельованої помилки вимірювань $f(n)$, тобто

$$g(n) = x(n) + f(n); \tag{1}$$

$$M[f(n)] = 0; \;\; M[x(n)f(n)] = 0; \;\; M[f(n)f(n-i)] = 0, \;\; i > 0; \tag{2}$$

$$R(n) = M[f^2(n)], \tag{3}$$

де M – оператор статистичного усереднення.

Передбачається, що порядок полінома, який описує зміну координати об'єкта, та дисперсія помилок вимірювань $R(n)$ апріорно невизначені та можуть змінюватись у процесі фільтрації.

При вказаних умовах необхідно отримати оцінки параметрів траєкторій об'єкта оптимальні за критерієм [6], [11] мінімуму середнього квадрата помилок оцінювання:

$$M[\bar{\varepsilon}(n)\bar{\varepsilon}^T(n)] \to \min,$$

де $\bar{\varepsilon}(n)$ – вектор помилок оцінювання параметрів траєкторій.

Синтез алгоритму адаптивної фільтрації. Алгоритм адаптивної фільтрації реалізується на базі фільтра другого порядку астатизму [4], [8], [11], робота якого описується рівняннями:

$$\begin{aligned} x_e(n) &= \bar{x}(n-1) + T\bar{\dot{x}}(n-1); \\ \tilde{u}(n) &= g(n) - x_e(n); \\ \bar{x}(n) &= \alpha(n)\tilde{u}(n) + x_e(n); \\ \bar{\dot{x}}(n) &= \frac{\beta(n)}{T}\tilde{u}(n) + \bar{\dot{x}}(n-1), \end{aligned} \tag{4}$$

де $\tilde{u}(n)$ – нев'язка; $x_e(n)$ – екстрапольоване значення координати об'єкта; $\bar{x}(n)$, $\bar{\dot{x}}(n)$ – оцінки координати та швидкості; T – період надходження вимірів; $\alpha(n)$, $\beta(n)$ – коефіцієнти згладжування координати та швидкості, значення [4] яких визначаються з виразів:

$$\begin{aligned} \alpha(n) &= \frac{\psi_{e11}(n)}{\psi_{e11}(n) + R(n)}; \\ \frac{\beta(n)}{T} &= \frac{\psi_{e12}(n)}{\psi_{e11}(n) + R(n)}; \end{aligned} \tag{5}$$

у наведених рівняннях

$$\psi_{e11}(n) = M[\varepsilon_{ex}^2(n)]; \tag{6}$$

$$\psi_{e12}(n) = M[\varepsilon_{ex}(n)\varepsilon_{e\dot{x}}(n)], \tag{7}$$

де

$$\varepsilon_{ex}(n) = x(n) - x_e(n) \; - \tag{8}$$

помилка екстраполяції координати;

$$\varepsilon_{e\dot{x}}(n) = \dot{x}(n) - \dot{x}_e(n) \; - \tag{9}$$

помилка екстраполяції швидкості;

$$\dot{x}_e(n) = \bar{\dot{x}}(n-1) -$$

екстрапольоване значення швидкості.

Реалізувати адаптацію алгоритму (4) можливо шляхом підстроювання коефіцієнтів згладжування $\alpha(n)$ та $\beta(n)$ за результатами ідентифікації статистичних характеристик $R(n)$, $\psi_{e11}(n)$ та $\psi_{e12}(n)$. Вказана процедура може здійснюватись з використанням теоретичних положень методики, що основана на теорії інваріантності і викладена у роботі [3]. Згідно з цією методикою, ідентифікація статистичних характеристик $R(n)$ та $\psi_{e11}(n)$ здійснюється відповідно до виразів:

$$\begin{aligned} R(n) &= M[\tilde{u}(n)\Delta^N g(n)]; \\ \psi_{e11}(n) &= -M[\tilde{u}(n)\Delta^N x_e(n)] - M[\tilde{u}(n)\sum_{i=1}^{N}(-1)^i C_N^i \tilde{u}(n-i)], \end{aligned} \tag{10}$$

де C_N^i – біноміальний коефіцієнт; $N = L+1$; L – максимально можлива степінь полінома, який описує зміну координати об'єкта спостереження.

Застосування співвідношень (10) передбачає статистичне усереднення добутку нев'язки та послідовностей помилок вимірювань $f(n)$ і екстраполяції координати $\varepsilon_{ex}(n)$, які формуються завдяки компенсації координати $x(n)$ при розрахунку N-ї різниці від $g(n)$ та $x_e(n)$. В умовах апріорної невизначеності математичної моделі руху об'єкта реалізація наведених рівнянь передбачає введення ряду припущень про значення L, що не забезпечує високої точності ідентифікації й створює основу для їх подальшого удосконалення.

Припускається, що розраховується різниця, порядок якої ν дорівнює порядку астатизму фільтра. Тоді з виразів (1) та (8) маємо:

$$\begin{aligned} &\Delta^{\nu} g(n) = \Delta^{\nu} x(n) + \Delta^{\nu} f(n); \\ &\Delta^{\nu} x_e(n) = \Delta^{\nu} x(n) - \Delta^{\nu} \varepsilon_{ex}(n) \end{aligned} \tag{11}$$

або

$$\begin{aligned} &\Delta^{\nu} g(n) = \Delta^{\nu} x(n) + \sum_{i=0}^{\nu} (-1)^i C_{\nu}^i f(n-i); \\ &\Delta^{\nu} x_e(n) = \Delta^{\nu} x(n) - \sum_{i=0}^{\nu} (-1)^i C_{\nu}^i \varepsilon_{ex}(n-i). \end{aligned} \tag{12}$$

Визначивши з отриманих рівнянь значення помилок $f(n)$ та $\varepsilon_{ex}(n)$, отримаємо:

$$\begin{aligned} &f(n) = \Delta^{\nu} g(n) - \Delta^{\nu} x(n) - \sum_{i=1}^{\nu} (-1)^i C_{\nu}^i f(n-i); \\ &\varepsilon_{ex}(n) = -\Delta^{\nu} x_e(n) + \Delta^{\nu} x(n) - \sum_{i=1}^{\nu} (-1)^i C_{\nu}^i \varepsilon_{ex}(n-i). \end{aligned} \tag{13}$$

Подавши [3], [6] нев'язку у вигляді

$$\tilde{u}(n) = \varepsilon_{ex}(n) + f(n)$$

при умові

$$M[\varepsilon_{ex}(n) f(n)] = 0 \tag{14}$$

значення $R(n)$ та $\psi_{e11}(n)$ можуть бути визначені у вигляді

$$\begin{aligned} &R(n) = M\left[\tilde{u}(n) f(n)\right]; \\ &\psi_{e11}(n) = M\left[\tilde{u}(n) \varepsilon_{ex}(n)\right]. \end{aligned} \tag{15}$$

Підставивши до виразів (15) замість $f(n)$ та $\varepsilon_{ex}(n)$ праві частини рівнянь (13), будемо мати

$$\begin{aligned} &R(n) = M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} g(n)] - M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} x(n)] - M[\tilde{u}(n)\sum_{i=1}^{\nu} (-1)^i C_{\nu}^i f(n-i)]; \\ &\psi_{e11}(n) = -M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} x_e(n)] + M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} x(n)] - M[\tilde{u}(n)\sum_{i=1}^{\nu} (-1)^i C_{\nu}^i \varepsilon_{ex}(n-i)]. \end{aligned} \tag{16}$$

Через те, що з умов (2) та (14) третій доданок у правій частині першого рівняння дорівнює нулю, при умові [6]

$$M[\varepsilon_{ex}(n)\varepsilon_{ex}(n-i)] = M[\tilde{u}(n)\tilde{u}(n-i)],\ i > 0 \tag{17}$$

рівняння (16) набувають вигляду:

$$\begin{aligned} &R(n) = M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} g(n)] - M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} x(n)]; \\ &\psi_{e11}(n) = M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} x_e(n)] + M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} x(n)] - M[\tilde{u}(n)\sum_{i=1}^{\nu} (-1)^i C_{\nu}^i \tilde{u}(n-i)]. \end{aligned} \tag{18}$$

Для використання співвідношень (18) у повному обсязі необхідно врахувати кореляційний зв'язок між $\tilde{u}(n)$ та $\Delta^{\nu} x(n)$. З рівнянь (12) отримаємо:

$$M[\Delta^{\nu} g(n)\Delta^{\nu} x_e(n)] = -M[\Delta^{\nu} x(n)\sum_{i=0}^{\nu} (-1) C_{\nu}^i \varepsilon_{ex}(n-i)] + M[(\Delta^{\nu} x(n))^2],$$

звідси

$$M[\Delta^{\nu} x(n)\varepsilon_{ex}(n)] = -M[\Delta^{\nu} g(n)\Delta^{\nu} x_e(n)] - M[\Delta^{\nu} x(n)\sum_{i=1}^{\nu} (-1) C_{\nu}^i \varepsilon_{ex}(n-i)] + M[(\Delta^{\nu} x(n))^2].$$

Через те, що

$$M[\Delta^{\nu} x(n)\varepsilon_{ex}(n-i)] = 0,\ \ i > 0,$$

а

$$M[\Delta^{\nu} x(n)\varepsilon_{ex}(n)] = M[\Delta^{\nu} x(n)\tilde{u}(n)],$$

рівняння для $\psi_{e11}(n)$ та $R(n)$ набувають такого вигляду:

$$R(n) = M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} g(n)] + M[\Delta^{\nu} g(n)\Delta^{\nu} x_e(n)] - M[(\Delta^{\nu} x(n))^2]; \quad (19)$$

$$\psi_{e11}(n) = -M[\tilde{u}(n)\Delta^{\nu} x_e(n)] + M[\Delta^{\nu} g(n)\Delta^{\nu} x_e(n)] - \\ - M[\tilde{u}(n)\sum_{i=1}^{\nu}(-1)^i C_{\nu}^i \tilde{u}(n-i)] + M[(\Delta^{\nu} x(n))^2]. \quad (20)$$

У рівняннях (19) та (20) невизначеною є величина $M[(\Delta^{\nu} x(n))^2]$. Для її розрахунку використовується твердження [9], що математичне очікування квадрата випадкової величини дорівнює сумі дисперсії та квадрата математичного очікування цієї випадкової величини. Тоді для останнього доданку правої частини рівнянь (19) та (20) справедлива рівність

$$M[(\Delta^{\nu} x(n))^2] = M^2[\Delta^{\nu} x(n)] + D[\Delta^{\nu} x(n)], \quad (21)$$

де D – оператор розрахунку дисперсії.

При умовах (2) значення $M[\Delta^{\nu} x(n)]$ визначається за виразом

$$M[\Delta^{\nu} x(n)] = M[\Delta^{\nu} g(n)]. \quad (22)$$

Значення $D[\Delta^{\nu} x(n)]$ розраховується [9] таким чином:

$$D[\Delta^{\nu} x(n)] = mD[m_{\nu x}^*(n)], \quad (23)$$

де m – кількість вибірок, що опрацьовуються; $m_{\nu x}^*(n)$ – зміщена оцінка математичного очікування, яка визначається виразом (22) та пов'язана з незміщеною оцінкою $m_{\nu x}(n)$ співвідношенням

$$m_{\nu x}(n) = M[m_{\nu x}^*(n)]. \quad (24)$$

Дисперсія оцінки $m_{\nu x}^*(n)$ розраховується [9] за виразом:

$$D[m_{\nu x}^*(n)] = M[(m_{\nu x}^*(n) - m_{\nu x}(n))^2]. \quad (25)$$

Наведені рівняння (21)–(24) дозволяють розрахувати математичне очікування квадрата величини $\Delta^{\nu} x(n)$. Разом з рівняннями (19) та (20) можна здійснити ідентифікацію статистичних характеристик складових нев'язки спостереження в умовах повної апріорної невизначеності порядку полінома, який описує зміну координати об'єкта спостереження; вони можуть бути використані для синтезу контуру адаптації систем фільтрації.

Розглянемо застосування отриманих рівнянь для підстроювання коефіцієнтів згладжування алгоритму фільтрації (4). При $\nu = 2$ рівняння (19) та (20) матимуть вигляд:

$$R(n) = M[\tilde{u}(n)\Delta^2 g(n)] + M[\Delta^{\nu} g(n)\Delta^2 x_e(n)] - M^2[\Delta^2 g(n)] - D[\Delta^2 x(n)]; \\ \psi_{e11}(n) = -M[\tilde{u}(n)\Delta^2 x_e(n)] + M[\Delta^2 g(n)\Delta^2 x_e(n)] + 2M[\tilde{u}(n)\tilde{u}(n-1)] - \\ - M[\tilde{u}(n)\tilde{u}(n-2)] + M^2[\Delta^2 g(n)] + D[\Delta^2 x(n)], \quad (26)$$

де $\Delta^2 g(n) = g(n) - 2g(n-1) + g(n-2)$; $\Delta^2 x_e(n) = x_e(n) - 2x_e(n-1) + x_e(n-2)$; $D[\Delta^2 x(n)]$ – розраховується за виразами (22)–(25).

З виразів (5) видно, що для підстроювання коефіцієнта згладжування $\beta(n)$ необхідно розраховувати $\psi_{e12}(n)$ шляхом статистичного усереднення добутку помилок $\varepsilon_{ex}(n)$ та $\varepsilon_{e\dot{x}}(n)$. Для цього необхідно мати інформацію про $\varepsilon_{e\dot{x}}(n)$. Однак в процесі фільтрації така інформація у явному вигляді відсутня. В зв'язку з цим, в роботі запропоновано непрямий підхід, який полягає в наступному. З рівнянь (8) та (9) маємо:

$$x_e(n) = x(n) - \varepsilon_{ex}(n); \quad (27)$$

$$\dot{x}_e(n) = \dot{x}(n) - \varepsilon_{e\dot{x}}(n). \quad (28)$$

З виразу (27) отримаємо

$$\frac{\Delta x_e(n)}{T} = \frac{\Delta x(n)}{T} - \frac{\Delta \varepsilon_{ex}(n)}{T}. \quad (29)$$

Через те, що

$$\frac{\Delta x_e(n)}{T} = \dot{x}_e(n),$$

$$\frac{\Delta x(n)}{T} = \dot{x}(n),$$

рівняння (28) набуває такого вигляду:

$$\dot{x}_e(n) = \dot{x}(n) - \frac{\Delta\varepsilon_{ex}(n)}{T}. \quad (30)$$

Прирівнюючи праві частини співвідношень (29) та (30), отримаємо:

$$\varepsilon_{ex}(n) = \frac{1}{T}[\varepsilon_e(n) - \varepsilon_e(n-1). \quad (31)$$

Звідси видно, що помилка екстраполяції швидкості може бути представлена як швидкість зміни помилки екстраполяції координати. Підставляючи до виразу (7) замість $\varepsilon_{ex}(n)$ праву частину рівняння (31), будемо мати:

$$\psi_{e12}(n) = \frac{1}{T}\left[M[\varepsilon_{ex}^2(n)] - M[\varepsilon_{ex}(n)\varepsilon_{ex}(n-1)]\right]. \quad (32)$$

Враховуючи умову (17), вираз (32) набуде такого вигляду:

$$\psi_{e12}(n) = \frac{1}{T}\left[\psi_{e11}(n)] - M[\tilde{u}(n)\tilde{u}(n-1)]\right]. \quad (33)$$

Отриманий вираз (33) дозволяє визначити кореляційну функцію $\psi_{e12}(n)$, обходячи процедуру безпосереднього статистичного усереднення добутку помилок $\varepsilon_{ex}(n)$ та $\varepsilon_{ex}(n)$.

Синтезований алгоритм адаптивної фільтрації параметрів траєкторій об'єктів спостереження описується рівняннями (4), (5), (26) та (33).

Дослідження ефективності синтезованого алгоритму здійснювалось шляхом цифрового моделювання, яке проводилось при умові повної апріорної невизначеності умови функціонування за вхідною дією змінної структури. На інтервалах часу $t = 10-20$ с та $t = 30-50$ с зміна координати об'єкта описувалась рівнянням першого порядку, а на інтервалах часу $t = 20-30$ с, $t = 50-60$ с і $t = 60-70$ с – рівняннями другого, третього та четвертого порядків відповідно. При цьому значення прискорення та його похідних дорівнювали: $a(nT) = -40$ м/с^2, $\dot{a}(nT) = 2{,}5$ м/с^3 та $a(nT) = 0{,}2$ м/с^4. Помилки вимірювань моделювались з нульовим середнім та середньоквадратичним відхиленням $\sigma = 40$ м. Дослідження проводились з темпом обробки інформації $T = 0{,}5$ с. Всі статистичні характеристики розраховувались у "ковзаючому вікні" довжиною 10–15 вибірок. Результати моделювання синтезованого алгоритму у вигляді помилки оцінювання координати наведені на рис. 1. Отримані результати порівнювались з результатами роботи відомого [8] адаптивного фільтра з безпосереднім підстроюванням параметрів (рис. 2) та з результатами роботи алгоритму фільтрації параметрів лінійної траєкторії [4] ($\alpha - \beta$ фільтр), параметри якого налаштовані на найкращу фільтрацію помилок вимірювань (рис. 3). Значення середньоквадратичних помилок на інтервалах моделювання надані у табл. 1.

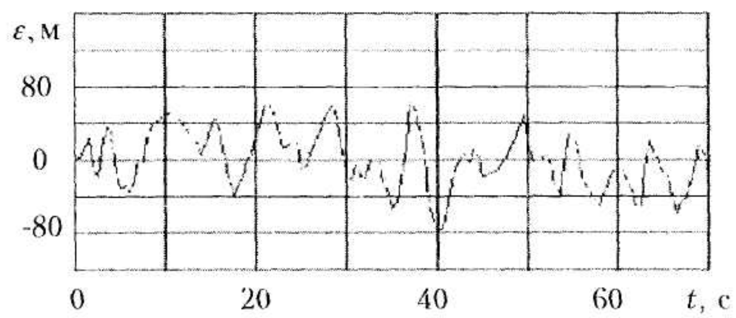

Рис. 1

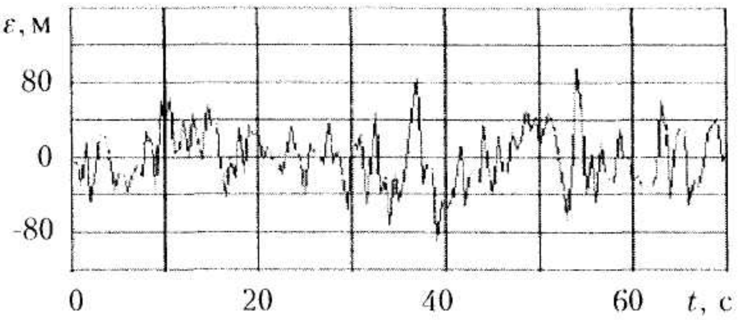

Рис. 2

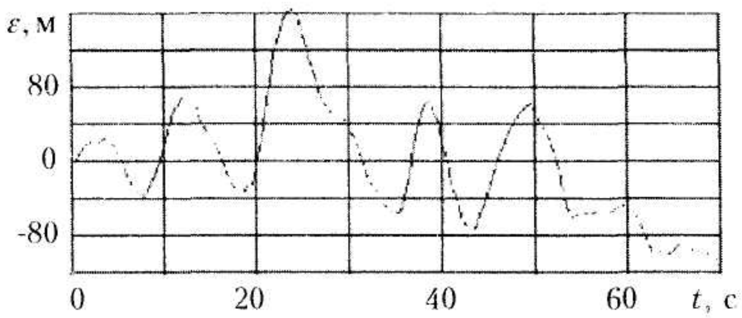

Рис. 3

Таблиця 1

Алгоритм фільтрації	Середньоквадратичні помили оцінювання координати, м				
	t = 0–20 с	t = 20–30 с	t = 30–50 с	t = 50–60 с	t = 60–70 с
Синтезований адаптивний	28,43	22,60	34,50	27,56	30,84
Відомий адаптивний	34,20	21,39	41,64	37,24	32,54
$\alpha-\beta$ фільтр	27,12	102,8	43,79	49,10	95,98

З отриманих результатів видно, що, порівняно з неадаптивним фільтром, на інтервалах зміни моделі вхідної дії у синтезованому алгоритмі помилка оцінювання в 2–4 рази менша. При лінійній вхідній дії точність фільтрації практично однакова. Порівняно з результатами роботи адаптивного фільтра з безпосереднім підстроюванням параметрів у синтезованому алгоритмі, при лінійній вхідній дії виграш у точності складає 1,2 рази.

Висновки. Таким чином, синтезований алгоритм адаптивної фільтрації параметрів траєкторій об'єктів спостереження, який є розвитком теоретичних положень методики синтезу адаптивних алгоритмів оцінювання, що основана на властивостях симетрії та кореляційному методі синтезу адаптивних систем, успішно адаптується до умов функціонування при повній апріорній невизначеності математичної моделі руху об'єкта та статистичних характеристик шумів вимірювань. Відмінними рисами синтезованого алгоритму є: можливість здійснення фільтрації при повній апріорній невизначеності математичної моделі вимірювань координати об'єкта спостереження; підстроювання коефіцієнта згладжування швидкості за результатами визначення статистичних характеристик нев'язки спостереження; адаптація алгоритму реалізується в темпі надходження вимірів шляхом статистичного усереднення відповідних змінних, що дозволяє виключити необхідність застосування числових методів та розрахунок початкових умов. Виконання заданих показників якості підтверджується результатами математичного моделювання.

ЛІТЕРАТУРА:

1. *Гриценко Н.С., Гусаров А.И., Логинов В.П., Севастьянов К.К.* Адаптивное оценивание. Часть 1 // Зарубежная радиоэлектроника. – 1983. – № 7. – С. 3–27.

2. *Гриценко Н.С., Гусаров А.И., Логинов В.П., Севастьянов К.К.* Адаптивное оценивание. Часть 2 // Зарубежная радиоэлектроника. – 1985. – № 3. – С. 3–26.
3. *Ищенко В.И., Зимчук И.В.* Методика синтеза адаптивных алгоритмов оценивания // Радиоэлектроника. – 2001. – Т. 44. – № 4. – С. 43–50.
4. *Кузьмин С.З.* Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации. – М.: Сов. радио, 1974. – 432 с.
5. *Кузовков Н.Т., Салычев О.С.* Инерциальная навигация и оптимальная фильтрация. – М.: Машиностроение, 1982. – 216 с.
6. *Медич Дж.* Статистически оптимальне оценки и управление / Под ред. А.С. Шаталова. – М.: Энергия, 1973. – 440 с.
7. *Огарков М.А.* Методы статистического оценивания параметров случайных процессов. – М.: Энергоатомиздат, 1990. – 208 с.
8. *Перначёв С.В., Перов А.И.* Адаптивная фильтрация сообщений. – М.: Радио и связь, 1991. – 160 с.
9. *Пугачёв В.С.* Теория случайных функций и её применение к задачам автоматического управления. – М.: ГИИТЛ, 1957. – 660 с.
10. *Фарина А., Студер Ф.* Цифровая обработка радиолокационной информации. Сопровождение целей: Пер. с англ. – М.: Радио и связь, 1993. – 320 с.
11. *Леондес К.Т.* Фильтрация и стохастическое управление в динамических ситемах: Пер. с англ. – М.: Мир, 1980. – 408 с.

ЗІМЧУК Ігор Валерійович – кандидат технічних наук, старший викладач Житомирського військового інституту радіоелектроніки ім. С.П. Корольова.

Наукові інтереси:

– адаптивні алгоритми оцінювання та управління для сучасних інформаційно-керуючих систем.

Подано 17.05.2005