УДК 62-50, 621.396.1

ИНТЕРПОЛЯЦИОННЫЙ ФИЛЬТР НЕЛИНЕЙНОГО ОЦЕНИВАНИЯ ФАЗОВЫХ КООРДИНАТ СОПРОВОЖДАЕМОГО ОБЪЕКТА НА ДВУМЕРНЫХ ИЗОБРАЖЕНИЯХ

А. Н. Катулев[1], М. Ф. Малевинский[2]

[1]*Научно-исследовательский центр*
Центрального научно-исследовательского института войск ВКО Минобороны России,
170026, г. Тверь, Набережная Афанасия Никитина, 32
[2]*Тверской государственный университет,*
170100, г. Тверь, ул. Желябова, 33
E-mail: katuleva@mail.ru

Изложен метод нелинейного оценивания координат геометрического центра объекта при его сопровождении на двумерных изображениях электронно-оптического прибора. Динамика объекта и измерений геометрического центра объекта на изображениях электронно-оптического прибора описывается нелинейными разностными уравнениями. Нелинейности могут быть гладкими и негладкими функциями. В основу метода положены теорема о нормальной корреляции и аппроксимация решений уравнений интерполяционными полиномами Лагранжа с адаптивным выбором их степеней. Моделированием установлено, что интерполяционный метод обладает более высокой точностью по сравнению с известным нелинейным фильтром Unscented Kalman Filter.

Ключевые слова: интерполяционный, рекуррентный, нелинейный, адаптивный фильтры.

Введение. К настоящему времени задача оценивания фазовых координат при сопровождении динамических объектов (ДО) по выборке измерений является ключевой [1–4] в системах обработки информации различного назначения. Однако в связи с наличием разного рода нелинейностей в уравнениях состояния (движения ДО) и наблюдения (измерений) эта задача не имеет общего решения [2–7]. Полученные же решения такой задачи представляют соответствующие варианты адаптации и расширения линейного фильтра Калмана [3, 5] для случаев гладких нелинейных уравнений состояния и наблюдения, решения также найдены на основе статистической линеаризации и специальной модернизации метода статистических испытаний [4] либо на интуитивном уровне [8, 9].

Изложенные в этих работах подходы и варианты решения задачи оценивания фазовых координат ДО с дискретным временем свидетельствуют об актуальности и необходимости разработки нового, более общего по сравнению с известными метода её решения.

Целью предлагаемой работы является создание адаптивного рекуррентного фильтра оценивания фазового вектора координат сопровождаемого ДО на $2D$-изображениях с использованием интерполяционного метода и рекуррентных соотношений теоремы о нормальной корреляции при описании движения ДО и измерений разностными уравнениями, в общем случае содержащими недифференцируемые функции, а также функции с разрывами первого рода или с разрывами производных.

1. Постановка задачи. В соответствии с целевой установкой рассматривается задача оценивания фазовых координат ДО, описываемого векторным уравнением состояния $x(k+1) = f(k, x(k), s(k))$, $k = 0, 1, 2, \ldots$, где $x(k) = (x_1(k), \ldots, x_n(k))$ — вектор коррелированных фазовых координат с ковариационной матрицей $\Psi(k)$ размера $n \times n$;

$s(k) = (s_1(k), \ldots, s_m(k))^T$ — случайный вектор-столбец с ковариационной матрицей $Q_s(k)$. Оценивание должно осуществляться по измерениям, представленным векторным уравнением наблюдения $u(k+1) = h(k, x(k), \vartheta(k))$, где $u(k) = (u_1(k), \ldots, u_r(k))^T$ — вектор измерений; $\vartheta(k) = (\vartheta_1(k), \ldots, \vartheta_r(k))^T$ — случайный вектор с ковариационной матрицей $R_\vartheta(k)$.

Под фазовыми координатами понимаются определяемые из решения уравнения состояния компоненты вектора $x(k)$.

В этих уравнениях компоненты вектор-функций $f(k, x(k), s(k))$ и $h(k, x(k), \vartheta(k))$ могут быть гладкими нелинейными или с разрывами первого рода относительно аргументов k и $x(k)$, или с разрывами производных, а шумы некоррелированы, нормально распределены с нулевыми математическими ожиданиями и взаимно независимы.

Требуется составить в смысле теоремы о нормальной корреляции [5] рекуррентные соотношения для расчёта оптимальных оценок фазовых координат состояния ДО:

$$\hat{x}(k+1\,|\,k+1) = \hat{x}(k+1\,|\,k) + P_{xu}(k+1)P_{uu}^{-1}(k+1)(u(k+1) - \hat{u}(k+1\,|\,k)). \qquad (1)$$

Здесь $\hat{x}(k+1\,|\,k) = M[f(k,\, x(k),\, s(k))]$ — математическое ожидание экстраполированного с момента k на момент времени $k+1$ вектора состояния $x(k)$; $\hat{u}(k+1\,|\,k) = M[h(k, x(k), \vartheta(k))]$ — математическое ожидание экстраполированного вектора измерения $u(k+1)$; $P_{xx}(k+1)$ — ковариационная матрица экстраполированного вектора $x(k+1)$; $P_{uu}(k+1)$ — ковариационная матрица экстраполированного вектора $u(k+1)$; $P_{xu}(k+1)$ — взаимная ковариационная матрица экстраполированных векторов $x(k+1)$ и $u(k+1)$.

2. Метод решения. Исходя из теоремы о нормальной корреляции метод решения поставленной задачи заключается в выводе расчётных формульных соотношений для компонент $\hat{x}(k+1\,|\,k)$, $\hat{u}(k+1\,|\,k)$, $P_{xx}(k+1)$, $P_{uu}(k+1)$, $P_{xu}(k+1)$, входящих в основное рекуррентное соотношение (1) искомого вектора оценки $\hat{x}(k+1\,|\,k+1)$ фазовых координат геометрического центра ДО и в выражение матрицы ковариации этих оценок.

Выражения для первых моментов в условиях рассматриваемой задачи в общем виде записываются многомерными интегралами вида

$$\hat{x}(k+1\,|\,k) = A\int\limits_{-\infty}^{\infty}\int\limits_{-\infty}^{\infty} f(k, x(k), s(k))\exp\{-0{,}5(x(k) - \hat{x}(k\,|\,k))^T\Psi^{-1}(k)(x(k) - \hat{x}(k\,|\,k))\}\times$$

$$\times\exp\{-0{,}5s^T(k)Q_s^{-1}(k)s(k)\}dx(k)ds(k),$$

$$\hat{u}(k+1\,|\,k) = B\int\limits_{-\infty}^{\infty}\int\limits_{-\infty}^{\infty} h(k, x(k), \vartheta(k))\exp\{-0{,}5(x(k) - \hat{x}(k\,|\,k))^T\Psi^{-1}(k)(x(k) - \hat{x}(k\,|\,k))\}\times$$

$$\times\exp\{-0{,}5\vartheta(k)^T R_\vartheta^{-1}(k)\vartheta(k)\}dx(k)d\vartheta(k),$$

$$A = (2^{n+m}\pi^{n+m}\det Q_s(k)\cdot\det\Psi(k))^{-0{,}5}, \quad B = (2^{r+n}\pi^{r+n}\det R_v(k)\cdot\det\Psi(k))^{-0{,}5},$$

где $\hat{x}(k\,|\,k)$ — оценка вектора $x(k)$ на k-м такте, det — определитель матрицы.

Представим матрицы $\Psi(k)$, $Q_s(k)$ и $R_\vartheta(k)$ в виде произведения треугольных матриц

$$\Psi(k) = C(k)C^T(k), \quad Q_s(k) = Q(k)Q^T(k), \quad R_\vartheta(k) = R(k)R^T(k)$$

и введём линейные преобразования

$$x(k) = \hat{x}(k\,|\,k) + C(k)y(k); \quad s(k) = Q(k)\beta(k); \quad \vartheta(k) = R(k)\rho(k), \tag{2}$$

где $y(k), \beta(k), \rho(k)$ — случайные векторы с независимыми нормально распределёнными компонентами с нулевыми математическими ожиданиями и единичными дисперсиями.

Подставив векторы $x(k), s(k), \vartheta(k)$ в выражения первых моментов, получим для них

$$\hat{x}(k+1\,|\,k) = (2\pi)^{-(n+m)/2} \int\limits_{-\infty}^{\infty} \int\limits_{-\infty}^{\infty} f(k, \hat{x}(k\,|\,k) + C(k)y(k), Q(k)\beta(k)) \times$$

$$\times \exp\{-0{,}5y^T(k)y(k)\} \cdot \exp\{-0{,}5\beta^T(k)\beta(k)\} dy(k) d\beta(k),$$

$$\hat{u}(k+1\,|\,k) = (2\pi)^{-(n+r)/2} \int\limits_{-\infty}^{\infty} \int\limits_{-\infty}^{\infty} h(k, \hat{x}(k) + C(k)y(k), R(k)\rho(k)) \times$$

$$\times \exp\{-0{,}5y^T(k)y(k)\} \cdot \exp\{-0{,}5\rho^T(k)\rho(k)\} dy(k) d\rho(k).$$

Для упрощения последующих математических записей введём векторы

$$a(k) = (y_1, y_2, \ldots, y_n, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_m)^T \quad \text{размера}\, N = n + m,$$

$$b(k) = (y_1, y_2, \ldots, y_n, \rho_1, \rho_2, \ldots, \rho_r)^T \quad \text{размера}\, M = n + r,$$

$$\tilde{x}(k) = (\hat{x}_1(k\,|\,k), \hat{x}_2(k\,|\,k), \ldots, \hat{x}_n(k\,|\,k), 0_{n+1}, 0_{n+2}, \ldots, 0_{n+m})^T,$$

$$\tilde{b}(k) = (\hat{x}_1(k\,|\,k), \hat{x}_2(k\,|\,k), \ldots, \hat{x}_n(k\,|\,k), 0_{n+1}, 0_{n+2}, \ldots, 0_{n+r})^T$$

и матрицы

$$\tilde{C}(k) = \begin{pmatrix} c_{11} \ldots c_{1n} & 0_{1n+1} \ldots 0_{1N} \\ \ldots & \ldots \\ c_{n1} \ldots c_{nn} & 0_{nn+1} \ldots 0_{nN} \\ 0_{n+11} \ldots 0_{n+1n} & Q_{11} \ldots Q_{1m} \\ \ldots & \ldots \\ 0_{N1} \ldots 0_{Nn} & Q_{m1} \ldots Q_{mm} \end{pmatrix}, \quad \tilde{R}(k) = \begin{pmatrix} c_{11} \ldots c_{1n} & 0_{1n+1} \ldots 0_{1M} \\ \ldots & \ldots \\ c_{n1} \ldots c_{nn} & 0_{nn+1} \ldots 0_{nM} \\ 0_{n+11} \ldots 0_{n+1n} & R_{11} \ldots R_{1r} \\ \ldots & \ldots \\ 0_{n+r1} \ldots 0_{n+rn} & R_{r1} \ldots R_{rr} \end{pmatrix}$$

размера $N \times N$ и $M \times M$ соответственно. При этом компоненты векторов $f(k, \hat{x}(k\,|\,k) + C(k)y(k), Q(k)\beta(k))$ и $h(k, \hat{x}(k\,|\,k) + C(k)y(k), R(k)\rho(k))$ запишем в виде $f_i(k, z(k))$ и $h_j(k, d(k))$, $i = 1, n$, $j = 1, r$, где $z(k) = (z_1(k), \ldots, z_N(k))^T$, $d(k) = (d_1(k), \ldots, d_M(k))^T$, $z_i(k) = \tilde{x}_i(k) + \sum\limits_{j=1}^{N} \tilde{c}_{ij} a_j(k)$, $d_l(k) = \tilde{b}_l(k) + \sum\limits_{j=1}^{M} \tilde{R}_{lj} b_j(k)$, $i = \overline{1, N}$, $l = \overline{1, M}$, и аппроксимируем их полиномами Лагранжа от аргументов $(a_1, \ldots, a_N)$, $(b_1, \ldots, b_M)$ со степенями $(q_1, q_2, \ldots, q_N)$, $(p_1, p_2, \ldots, p_M)$. Аппроксимацию выполним с использованием интерполяционного метода, реализующего критерий слабой сходимости полинома Лагранжа в среднем

[10] (степень полинома определим в разд. 3). В результате получим, что первые моменты вычисляются по выражениям

$$\hat{x}_i(k+1\,|\,k) = \sum_{k_1,\ldots,k_N=0}^{q_1,\ldots,q_N} f_i(k,\tilde{z}_{k_1\ldots k_N}) \prod_{l=1}^{N} \rho^{(1)}_{k_l},$$
$$i=\overline{1,n},\quad \tilde{z}_{k_1\ldots k_N} = (\tilde{z}_{1,k_1\ldots k_N},\ldots,\tilde{z}_{N,k_1\ldots k_N}), \tag{3}$$

$$\hat{u}_j(k+1\,|\,k) = \sum_{k_1,\ldots,k_M=0}^{p_1,\ldots,p_M} h_j(k,\tilde{d}_{k_1\ldots k_M}) \prod_{l=1}^{M} \rho^{(2)}_{k_l},$$
$$j=\overline{1,r},\quad \tilde{d}_{k_1\ldots k_M} = (\tilde{d}_{1,k_1\ldots k_M},\ldots,\tilde{d}_{M,k_1\ldots k_M}), \tag{4}$$

где $\tilde{z}_{i,k_1\ldots k_N} = \tilde{x}_i + \sum\limits_{j=1}^{N} \tilde{c}_{ij} a_{jk_j}$, $i=1,\ldots,N$; $\tilde{d}_{i,k_1\ldots k_M} = \tilde{b}_i + \sum\limits_{j=1}^{M} \tilde{R}_{ij} b_{jk_j}$, $i=1,\ldots,M$; a_{jk_j}, $j=1,\ldots,N$, $k_j=0,\ldots,q_j$, и b_{jk_j}, $j=1,\ldots,M$, $k_j=0,\ldots,p_j$, — статистические узлы; $\rho^{(1)}_{k_l}, \rho^{(2)}_{k_l}$ — числа Кристоффеля. Вторые центральные моменты находятся по выражениям

$$P_{xxij}(k+1) = \sum_{k_1,\ldots,k_N=0}^{q_1,\ldots,q_N} (f_i(k,\tilde{z}_{k_1\ldots k_N}) - \hat{x}_i(k+1\,|\,k)) \times$$
$$\times (f_j(k,\tilde{z}_{k_1\ldots k_N}) - \hat{x}_j(k+1\,|\,k)) \prod_{l=1}^{N} \rho^{(1)}_{k_l},\quad i,j=\overline{1,n}, \tag{5}$$

$$P_{uuij}(k+1) = \sum_{k_1,\ldots,k_M=0}^{p_1,\ldots,p_M} (h_i(k,\tilde{d}_{k_1\ldots k_M}) - \hat{u}_i(k+1\,|\,k)) \times$$
$$\times (h_j(k,\tilde{d}_{k_1\ldots k_M}) - \hat{u}_j(k+1\,|\,k)) \prod_{l=1}^{M} \rho^{(2)}_{k_l},\quad i,j=\overline{1,r}. \tag{6}$$

Для вычисления элементов $P_{xuij}(k+1)$ взаимной корреляционной матрицы введём вектор $\gamma = (y_1,\ldots,y_n,\beta_1,\ldots,\beta_m,\rho_1,\ldots,\rho_r)$ размера $H=(n+m+r)$ и функцию

$$\varphi_{ij}(k,\gamma) = (f_i(k,\hat{x}(k\,|\,k)) + C(k)y(k), Q(k)\beta(k)) - \hat{x}_i(k+1\,|\,k) \times$$
$$\times (h_j(k,\hat{x}(k\,|\,k) + C(k)y(k), R(k)\rho(k)) - \hat{u}_j(k+1\,|\,k)),$$

а затем применим интерполяционный метод для элементов вектора γ этой функции. В результате получим расчётное выражение

$$P_{xuij}(k+1) = \sum_{k_1,\ldots,k_H=0}^{g_1,\ldots,g_H} \varphi_{ij}(k,\gamma_{1k_1},\ldots,\gamma_{Hk_H}) \prod_{l=1}^{H} \rho^{(3)}_{k_l},\quad i=\overline{1,n},\ j=\overline{1,r}. \tag{7}$$

Теперь, воспользовавшись теоремой о нормальной корреляции, получим выражения для оценки вектора фазовых координат ДО и ковариационной матрицы ошибок оценки на момент времени $k+1$ соответственно в виде (1) и

$$\Psi(k+1) = P_{xx}(k+1) - P_{xu}(k+1)P_{uu}^{-1}(k+1)P_{xu}^{T}(k+1). \tag{8}$$

В выражении (1) для оценки вектора $\hat{x}(k+1\,|\,k+1)$ содержится гауссовская обновляемая последовательность разностей $u(k+1)-\hat{u}(k+1\,|\,k)$, $k=1,2$, с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей $P_{uu}(k+1)$, если движение ДО осуществляется без манёвра по скорости или ускорению. В случае манёвра ДО возникают скачки скорости или ускорения. Этот факт непосредственно будет проявляться в значениях вычисляемых разностей: между измеренными фазовыми координатами и прогнозированными их значениями возникнет скачок с момента времени манёвра ДО. В связи с этим модель движения (уравнение движения ДО) объективно должна быть другой.

Для перехода от одной модели к другой в предложенном фильтре вводится обратная связь по обновляемой последовательности и фильтр адаптируется к априори неизвестным ситуациям оценивания фазовых координат, возникающим при манёврах ДО. При этом переходы на ложные траектории практически исключаются [11].

3. Адаптивный выбор степени интерполяционного полинома. Для выбора степени полинома применим метод последовательных приближений. На первой итерации задаются начальные значения степеней полиномов Лагранжа по каждой компоненте векторов $y(k)$, $\beta(k)$, $\rho(k)$ и соответствующие им статистические узлы и числа Кристоффеля.

Затем по рекуррентным соотношениям изложенного интерполяционного фильтра вычисляются оценки вектора $\hat{x}^{(i=1)}(k+1\,|\,k+1)$ и матрицы $\Psi^{(i=1)}(k+1)$. По результатам полученных оценок на итерациях $(i-1)$ и (i) находятся невязки по евклидовой норме

$$d_1^{(i)} = \sqrt{\sum_{l=1}^{n}(\hat{x}_l^{(i)}(k+1\,|\,k+1) - \hat{x}_l^{(i-1)}(k+1\,|\,k+1))^2},$$

$$d_2^{(i)} = \sqrt{\sum_{q,\,\rho=1}^{n}(\Psi_{q\rho}^{(i)}(k+1) - \Psi_{q\rho}^{(i-1)}(k+1))^2}.$$

Если эти невязки удовлетворяют неравенствам $d_1^{(i)} < \varepsilon_1 \wedge d_2^{(i)} < \varepsilon_2$, где $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ — заданные малые величины, то алгоритмом интерполяционного фильтра принимается решение о получении оптимальных оценок $\hat{x}^{(i)}(k+1\,|\,k+1)$, $\Psi^{(i)}(k+1)$, иначе степени полинома по каждой компоненте векторов $a(k)$, $b(k)$, $\gamma(k)$ увеличиваются на единицу и вычисление оценок продолжается до выполнения неравенств.

4. Алгоритм адаптивного интерполяционного фильтра включает следующие вычислительные операции.

1. Задание $(q_1, q_2, \ldots, q_N)$, $(p_1, p_2, \ldots, p_M)$, $(g_1, g_2, \ldots, g_H)$ степеней полиномов Лагранжа и выбор из таблиц [10] соответствующих им значений статистических узлов и чисел Кристоффеля.

2. Вычисление математических ожиданий, элементов ковариационных и взаимных ковариационных матриц экстраполированных векторов состояния и наблюдения по выражениям (3)–(8).

3. Обнаружение признака манёвра. В момент k формируется признак манёвра, если выполняется условие

$$[|u(k) - \hat{u}(k\,|\,k-1)| > \Delta] \wedge [|u(k+1) - \hat{u}(k+1\,|\,k)| > \Delta],$$

где Δ — заданное допустимое отклонение обновляемой последовательности, в противном случае — переход к операции 6.

4. Выработка сигнала $\zeta(k) = 1$ либо сигнала $\zeta(k) = -1$ изменения структуры функций $f(k, \tilde{z}_{k_1 \ldots k_N})$ и $h(k, \tilde{d}_{k_1 \ldots k_M})$:

$$\zeta(k) = +1, \quad \text{если } [u(k) - \hat{u}(k\,|\,k-1) > 0] \wedge [u(k+1) - \hat{u}(k+1\,|\,k) > 0],$$

$$\zeta(k) = -1, \quad \text{если } [u(k) - \hat{u}(k\,|\,k-1) < 0] \wedge [u(k+1) - \hat{u}(k+1\,|\,k) < 0],$$

и выполнение условия обнаружения признака манёвра (операции 3), при его невыполнении сигнал $\zeta(k) = 0$ и алгоритм переходит к операции 6.

5. Изменение в соответствии со знаком сигнала $\zeta(k)$ структуры функций $f(k, \tilde{z}_{k_1 \ldots k_N})$ и $h(k, \tilde{d}_{k_1 \ldots k_M})$ в выражениях для вычисления экстраполированных математических ожиданий векторов фазовых координат геометрического центра ДО, измерения

$$f(k, \tilde{z}_{k_1 \ldots k_N}) \Rightarrow f(k, \tilde{z}_{k_1 \ldots k_N}, \varsigma(k)), \quad h(k, \tilde{d}_{k_1 \ldots k_M}) \Rightarrow h(k, \tilde{d}_{k_1 \ldots k_M}, \varsigma(k))$$

и переход к выполнению операций 2–4.

6. Вычисление искомых оценок фазовых координат геометрического центра ДО и матрицы ошибок оценивания по выражениям (1) и (8).

7. Проверка выполнения необходимого условия $d_1^{(i)} < \varepsilon_1 \wedge d_2^{(i)} < \varepsilon_2$ получения фильтром оптимальных оценок $\hat{x}^{(i)}(k+1\,|\,k+1)$, $\Psi^{(i)}(k+1)$ с требуемой точностью. При невыполнении условия степени полиномов по каждой фазовой переменной увеличиваются на единицу и работа алгоритма повторяется.

5. Результаты моделирования. Качество работы построенного интерполяционного фильтра исследовано моделированием на ПЭВМ при описании движения ДО и измерений системами разностных уравнений второго и третьего порядков с нелинейностями.

Система второго порядка представляется уравнениями состояния (движения ДО)

$$x_1(k+1) = x_1(k) + \zeta(k)F(x_2(k))\Delta t, \quad x_2(k+1) = \zeta(k)F(x_2(k)),$$

$$F(x_2(k)) = l, \;\; x_2(k) \geq 0, \quad F(x_2(k)) = -l, \;\; x_2(k) < 0,$$

и уравнением наблюдения (измерений)

$$u(k+1) = x_1(k) + \zeta(k)F(x_2(k))\Delta t + \vartheta(k),$$

где Δt — период измерений (период поступления $2D$-изображений в систему обработки).

Система третьего порядка представляется уравнениями состояния

$$x_1(k+1) = x_1(k) + x_2(k)\Delta t + \zeta(k)F(x_3(k))\Delta t^2/2, \quad x_2(k+1) = x_2(k) + \zeta(k)F(x_3(k))\Delta t,$$

$$x_3(k+1) = \zeta(k)F(x_3(k)), \quad k = \overline{1, N}, \;\; F(x_3(k)) = l, \;\; x_3(k) \geq 0, \;\; F(x_3(k)) = -l, \;\; x_3(k) < 0,$$

и уравнением наблюдения

$$u(k+1) = x_1(k) + x_2(k)\Delta t + \zeta(k)F(x_3(k))\Delta t^2/2 + \vartheta(k).$$

Для этих же уравнений состояния и измерения выполнено моделирование алгоритма фильтра Unscented Kalman Filter (UKF). Исходные данные для моделирования: $x_1(0) = 100$, $x_2(0) = 3$, $x_3(0) = 2$, $\Psi_{11} = 16$, $\Psi_{12} = \Psi_{21} = 0$, $\Psi_{22} = 8$, $\hat{x}_1(0\,|\,0) = 140, 190$, $\hat{x}_2(0\,|\,0) = 4$, $\hat{x}_3(0\,|\,0) = 1$, $R_\vartheta = 100, 200$, $l = 10$, $N = 20$, количество узлов в интерполяционных фильтрах минимальное — четыре или равно количеству сигма-точек для алгоритма UKF.

Установлены следующие результаты:

— сходимость в среднем квадратическом оцениваемых фазовых координат интерполяционным фильтром к точным значениям обеспечивается за пять–шесть последовательных кадров $2D$-изображений (тактов);

— интерполяционный фильтр при минимальном количестве статистических узлов превосходит в 1,5 раза точность оценивания фазовых координат фильтром UKF на отрезках времени движения ДО без манёвра;

— чувствительность к манёвру интерполяционного фильтра равна трём последовательным невязкам в первой степени обновляемой последовательности;

— фильтр UKF без введения априорной информации о манёвре не применим (что следует и из [8, 9]) для оценки параметров траекторий движения маневрирующих ДО, поскольку ему свойственны возрастающие систематические ошибки с увеличением тактов работы.

Заключение. Изложенные теоретические положения адаптивного с обратной связью интерполяционного фильтра оценивания фазовых координат ДО существенно расширяют теоретическую базу методов слежения на $2D$-изображениях за их движением, когда движение описывается уравнением состояния и наблюдения с негладкими нелинейностями.

Интерполяционный фильтр доминирует над фильтром UKF, что обусловлено следующими факторами:

— в фильтре UKF многомерные интегралы для экстраполированных фазовых координат состояния и измерения вычисляются по формулам выборочного среднего, которые точны только для полиномов нулевой степени;

— в фильтре UKF используется только $2n + 1$ сигма-точек (аналоги статистических узлов, n — размерность фазового вектора) и $2n + 1$ весовых коэффициентов (аналоги чисел Кристоффеля), их невозможно варьировать, значит, невозможно повысить точность вычисления интегралов;

— в интерполяционном фильтре осуществляется адаптивный выбор степеней полиномов Лагранжа и соответственно статистических узлов и чисел Кристоффеля; в фильтре реализуется обратная связь по обновляемой последовательности, что обеспечивает его структурную адаптацию к возможным манёврам сопровождаемого ДО на $2D$-изображениях.

Из предложенного интерполяционного фильтра выводятся UKF, линейный дискретный фильтр Калмана и статистически линеаризованный фильтр; в этом смысле интерполяционный фильтр является универсальным.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Методы** компьютерной обработки изображений /Под ред. В. А. Сойфера. М.: Физматлит, 2003. 784 с.

2. **Радиоэлектронные** комплексы навигации, прицеливания и управления вооружением летательных аппаратов /Под ред. М. С. Ярлыкова. М.: Радиотехника, 2012. Т. 1. 504 с.; Т. 2. 256 с.

3. **Синицин И. Н.** Фильтры Калмана и Пугачева. М.: Университетская кн., Логос, 2006. 640 с.
4. **Микаэльян С. В.** Методы фильтрации на основе многоточечной аппроксимации плотности вероятности оценки в задаче определения параметров движения цели при помощи измерителя с нелинейной характеристикой // Электронное научно-техническое издание «Наука и образование». 2011. № 10. Эл № ФС 77-30569/238271. URL: http://technomag.edu.ru/doc/238271.html (дата обращения: 27.05.2014).
5. **Огарков М. А.** Методы статистического оценивания параметров случайных процессов. М.: Энергоатомиздат, 1990. 208 с.
6. **Руденко Е. А.** Оптимальные нелинейные дискретные фильтры порядка объекта и их гауссовские приближения // АиТ. 2010. № 2. С. 159–178.
7. **Soken H. E., Hajiyev C.** A novel adaptive unscented Kalman filter for pico satellite attitude estimation // Proc. PhysCon-2011. Leon, Spain, 5–8 September, 2011.
8. **Julier S. J., Uhlmann J. K.** New extension of the Kalman filter to nonlinear systems // Proc. SPIE. 1997. **3068**. P. 182–193.
9. **Julier S. J., Uhlmann J. K.** Unscented filtering and nonlinear estimation // Proc. IEEE. 2004. **92**, N 3. P. 401–422.
10. **Чернецкий В. И.** Анализ точности нелинейных систем управления. М.: Машиностроение, 1968. 246 с.
11. **Саврасов Ю. С.** Алгоритмы и программы в радиолокации. М.: Радио и связь, 1985. 216 с.

Поступила в редакцию 27 мая 2014 г.