

С.М. Піскунов, А.Ф. Шевченко, О.М. Ясинський, С.С. Дрібниця

Харківський національний університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

МЕТОД ВРАХУВАННЯ КОРЕЛЯЦІЙНОГО МОМЕНТУ ОЦІНОК ЗГЛАДЖЕНИХ КООРДИНАТ ЦІЛІ ДЛЯ ЗАСТОСУВАННЯ РОЗШИРЕНОГО ФІЛЬТРУ КАЛМАНА В КОГНІТИВНИХ РЛС

Розглянуті питання застосування розширених фільтрів Калмана в когнітивних радіолокаційних станціях. Такий підхід може бути доцільним у випадку "слабкої" нелінійності та гладкості функцій, що підлягають рекурентній фільтрації. Запропоновано метод врахування кореляційного моменту оцінок згладжених прямокутних координат цілі при роздільній фільтрації параметрів траєкторії на основі використання постійних коефіцієнтів. Метод спрощує вимоги до обчислювальних ресурсів когнітивних радіолокаційних станцій, що застосовують розширені фільтри Калмана. Наведено результати імітаційного моделювання. Додаткове врахування кореляційного зв'язку оцінок дозволяє частково відновити первинну інформацію щодо орієнтації напівосей еліпсів помилок первинних вимірювань. Це дозволяє підвищити точність видачі інформації при малих обчислювальних витратах та може сприяти прискоренню збіжності алгоритмів оптимізації в когнітивних радарях.

Ключові слова: когнітивна радіолокаційна станція, метод врахування кореляційного моменту, роздільна фільтрація параметрів траєкторії, розширений фільтр Калмана.

Вступ

Перспективним напрямком розвитку радіолокаційних станцій (РЛС) є когнітивні радари (Cognitive Radar) – локатори які, разом з алгоритмами обробки, здійснюють адаптацію параметрів зондувальних сигналів до цільової та заводої обстановки в режимі реального часу [1–2]. Застосування когнітивних РЛС може бути доцільним в зенітних засобах що потребують оптимального цілерозподілу в умовах щільних потоків цілей [3]. Зокрема в системах перехоплення зенітним вогнем в повітрі балістичних цілей (ракет, артилерійських снарядів та мін) т.з. C-RAM (Counter – Rockets, Artillery and Mortar) [4] та знищення тактичних безпілотних літальних апаратів C-LSS (Counter – Low, Small and Slow Unmanned Aerial System) [5]. Найбільш розповсюдженим критерієм міопійної (однокрокової) адаптації є мінімум умовного математичного очкування (МО) середньоквадратичної помилки (СКП) супроводження цілі яке прогнозується на наступний період локації. Більшість когнітивних алгоритмів адаптації оснований на використанні рекурентної байєсівської фільтрації результатів вимірювання та побудованих на них оптимізаційних процедур які потребують значних обчислювальних ресурсів [6]. Як відомо оглядові моностатичні РЛС вимірюють координати у сферичній (полярній) системі. Проте рекурентне байєсівське оцінювання координат цілі та їх похідних зручно здійснювати в прямокутній системі. Це обумовлено лінійністю рівнянь фільтрації за справедливості припущень щодо сталої швидкості цілі та її похі-

дних на інтервалі вимірювання та нормального розподілу шумів (лінійний фільтр Калмана). Застосування лінійних фільтрів Калмана (ФК) обмежене нелінійним зв'язком векторів вимірювання та оцінювання [1]. За умов "жорсткої" нелінійності в когнітивних РЛС доцільно застосовувати складні алгоритми байєсівської фільтрації на основі інтерполяційних поліноміальних розкладень (т.з. Finite Difference, Unscented, Spherical Simplex, Gauss-Hermite Kalman Filters) та (або) стохастичних розкладень (т.з. Monte-Carlo Kalman Filters) та їх комбінацій, які потребують великих обчислювальних ресурсів [7]. За випадків "слабкої" нелінійності та гладкості функцій, що підлягають диференціюванню більш виправданим може бути використання в когнітивних РЛС алгоритмів, що побудовано на базі розширених ФК [1–2]. Останні реалізують спрощені незалежні алгоритми фільтрації прямокутних координат цілі [8] шляхом застосування розкладання нелінійних функцій в ряд Тейлора поблизу їх середнього значення. Дані з виходу розширеного ФК після перерахунку в сферичну (полярну) систему координат зазвичай використовують для формування стробів супроводження, відбору нових відміток цілей та визначення оптимальних параметрів зондувальних сигналів на наступний цикл зондування. Однак помилки обробки радіолокаційних вимірювань можуть бути суттєвими для достовірності допущення про незалежність результуючих оцінок прямокутних координат цілі [11]. Так в роботі [11] розроблено метод урахування кореляційного зв'язку між оцінками прямокутних координат в оглядовій РЛС.

Однак отриманий в [11] кореляційний момент згладжених оцінок прямокутних координат залежить від поточного значення кореляційного моменту помилок непрямих вимірювань і від положення цілі в просторі, що обмежує застосування результатів в алгоритмах адаптації когнітивних РЛС через зростання обчислювальної складності.

Мета статті – розробити метод визначення кореляційного моменту оцінок згладжених прямокутних координат об'єкта при роздільній фільтрації параметрів траєкторії на основі розширеного фільтра Калмана з малою обчислювальною складністю для застосування в когнітивних РЛС.

Виклад основного матеріалу

Для простоти розглянемо РЛС зі сталим періодом огляду T_0 яка здійснює незалежне рівноточне вимірювання полярних координат цілі (похилої дальності \hat{r}_n , та азимута $\hat{\beta}_{1n}$), які на n -му циклі оновлення інформації утворюють вектор спостереження $\hat{\theta}_n^T = (\hat{r}_n, \hat{\beta}_{1n})$, де T – знак транспонування. Помилки вимірювань вважатимемо некорельованими з нормальним розподілом, нульовим середнім і матрицею точності виду $\mathbf{C}_\theta = \text{diag}(\sigma_{r_1}^{-1}, \sigma_{\beta_1}^{-1})$. Кожна пара вимірюваних координат \hat{r}_n і $\hat{\beta}_{1n}$ перераховується в прямокутну систему за виразом

$$\hat{x}_n = \hat{r}_n \sin(\hat{\beta}_{1n}) \quad \hat{y}_n = \hat{r}_n \cos(\hat{\beta}_{1n}),$$

де \hat{x}_n і \hat{y}_n – поточні непрямі оцінки координат. Останні утворюють вектор $\gamma_n^T = (\hat{x}_n, \hat{y}_n)$ з матрицею точності [7]: $\mathbf{C}_\gamma = \mathbf{H}_1^T \mathbf{C}_\theta \mathbf{H}_1$, де $\mathbf{H}_1 = \left\| \frac{\partial h_1^{(i)}(\gamma)}{\partial \gamma^{(j)}} \right\|_{\gamma=\hat{\gamma}}$ – матриця гесіан яку утворено частковими похідними функцій вектору оцінюваних параметрів $\mathbf{h}_1(\gamma)$ за всіма складовими в опорній точці оцінки $\gamma = \hat{\gamma}$, $i=1,2, j=1,2$.

Обертаючи матрицю точності знаходять кореляційну матрицю помилок (КМП) \mathbf{C}_γ^{-1} , діагональні елементи якої $\mathbf{C}_{\gamma 11}^{-1(22)}$ характеризують дисперсії $\sigma_{\hat{x}_n}^2$, $\sigma_{\hat{y}_n}^2$ оцінок координат \hat{x}_n і \hat{y}_n , а недіагональні елементи $\mathbf{C}_{\gamma 12(21)}^{-1}$ є їх кореляційними моментами. Останні, в загальному випадку, не є нульовими. Проте в РЛС з розширеним КФ зазвичай відмовляються від квазіоптимальної фільтрації, за якої згладжування оцінок координат здійснюється спільно [8]. Як правило, переходять до спрощеної фільтрації, коли поточні непрямі оцінки \hat{x}_n , \hat{y}_n що мають дисперсії:

$$\sigma_{\hat{x}_n}^2 = \mathbf{C}_{\gamma 11}^{-1} = \sin^2(\hat{\beta}_{1n}) \sigma_{r_1}^2 + \hat{r}_n \cos^2(\hat{\beta}_{1n}) \sigma_{\beta_1}^2;$$

$$\sigma_{\hat{y}_n}^2 = \mathbf{C}_{\gamma 22}^{-1} = \cos^2(\hat{\beta}_{1n}) \sigma_{r_1}^2 + \hat{r}_n \sin^2(\hat{\beta}_{1n}) \sigma_{\beta_1}^2,$$

відповідно вважаються незалежними [8]. Далі з використанням лінійних калманівських алгоритмів кожна прямокутна координата фільтрується незалежно відповідно до моделі прямолінійного рівномірного руху цілі [8]. Для однієї координати рівняння лінійного КФ, оптимального по мінімуму середньоквадратичної помилки оцінки вектору стану, мають вигляд [8]:

$$\hat{\mathbf{a}}_{xn}^e = \mathbf{F} \hat{\mathbf{a}}_{xn-1}^e; \quad \mathbf{P}_{xn}^e = \mathbf{F} \mathbf{P}_{xn-1}^f \mathbf{F}^T;$$

$$\mathbf{K}_{xn} = \mathbf{P}_{xn}^e \mathbf{H}_2^T (\mathbf{H}_2 \mathbf{P}_{xn}^e \mathbf{H}_2^T + \sigma_{\hat{x}_n}^2)^{-1};$$

$$\hat{\mathbf{a}}_{xn}^f = \hat{\mathbf{a}}_{xn}^e + \mathbf{K}_{xn} (\hat{x}_n - \mathbf{H}_2 \hat{\mathbf{a}}_{xn}^e); \quad \mathbf{P}_{xn}^f = (\mathbf{I} - \mathbf{K}_{xn} \mathbf{H}_2) \mathbf{P}_{xn}^e;$$

$$\mathbf{H}_2 = (1 \ 0); \quad \mathbf{F} = \begin{pmatrix} 1 & T_0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix},$$

де $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^f$ – вектор відфільтрованих параметрів (координати \hat{x}_n і швидкості її зміни $\hat{\dot{x}}_n$) за результатами n вимірювань; $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^e$ – вектор екстрапольованих параметрів на n -му кроці; \mathbf{P}_{xn}^f , \mathbf{P}_{xn}^e – КМП оцінювання $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^f$ і $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^e$ відповідно; \mathbf{K}_{xn} – матриця коефіцієнтів посилення нев'язок по координаті x в n -й момент часу; \mathbf{I} – одинична матриця.

В результаті фільтрації незалежно формуються вектори стану $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^{fT} = (\hat{x}_n \ \hat{\dot{x}}_n)$ та $\hat{\mathbf{a}}_{yn}^{fT} = (\hat{y}_n \ \hat{\dot{y}}_n)$ з діагональною матрицею точності \mathbf{C}_γ та КМП виду

$$\mathbf{C}_\gamma^{-1} = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix}, \quad (1)$$

де $c_{11} = P_{x11}^f$ та $c_{22} = P_{y22}^f$ – дисперсії помилок згладжених оцінок координат x і y відповідно, недіагональні елементи матриці – $c_{12} = c_{21} \neq 0$ визначають кореляційний момент згладжених оцінок \hat{x}_n^f та \hat{y}_n^f .

При незалежній фільтрації непрямих оцінок x_n^f , y_n^f , недіагональні елементи $c_{12} = c_{21}$ КМП (1) на n -му циклі можна наближено визначити, використовуючи співвідношення [10]

$$M[(\hat{x}_n^f - m_{xn})(\hat{y}_n^f - m_{yn})] = M[\tilde{x}_n \tilde{y}_n], \quad (2)$$

де $M[z]$ – знак математичного очікування (МО), m_{xn} , m_{yn} – МО оцінюваних координат \hat{x}_n , \hat{y}_n відповідно. В [11] показано, що за умов незалежної фільтрації вираз (2) має вигляд:

$$M[\tilde{x}_n \tilde{y}_n] = \left(K_{x_{n-1}} K_{y_{n-1}} M[\tilde{x}_{n-1}^{\text{fl}} \tilde{y}_{n-1}^{\text{fl}}] \right) \times \left(1 - K_{x_n} - K_{y_n} + K_{y_n} K_{x_n} \right) + K_{y_n} K_{x_n} M[\tilde{x}_n^{\text{fl}} \tilde{y}_n^{\text{fl}}], \quad (3)$$

де $\tilde{x}_n^{\text{fl}}, \tilde{y}_n^{\text{fl}}$ - флуктуації випадкових величин, отримані за результатами поточного непрямого оцінювання на n -му циклі оновлення інформації.

З виразу (3) слідує, що кореляційний момент між оцінками прямокутних координат за результатами спрощеної фільтрації $M[\tilde{x}_n \tilde{y}_n]$ залежить від кореляційних моментів флуктуацій $M[\tilde{x}_n^{\text{fl}} \tilde{y}_n^{\text{fl}}]$, коефіцієнтів посилення розузгодження за координатами K_{x_n}, K_{y_n} на n і $n-1$ циклах оновлення інформації відповідно. Для визначення кореляційного моменту згладжених оцінок прямокутних координат необхідно обчислення кореляційних моментів $M[\tilde{x}_n^{\text{fl}} \tilde{y}_n^{\text{fl}}]$ на суміжних циклах оновлення інформації. Це ускладнює реалізацію алгоритму.

Так як зміни кореляційних моментів помилок непрямих вимірювань можна вважати достатньо повільними, для визначення кореляційних моментів пропонується використовувати оцінку поточного значення кореляційного моменту помилок непрямих вимірювань

$$M[\tilde{x}_n^{\text{fl}} \tilde{y}_n^{\text{fl}}] = M[\tilde{x}_{n-1}^{\text{fl}} \tilde{y}_{n-1}^{\text{fl}}] = \hat{\rho}_{\hat{x}\hat{y}} \sigma_{\hat{x}n} \sigma_{\hat{y}n}, \quad (4)$$

де коефіцієнт кореляції непрямих оцінок визначається виразом [11]:

$$\hat{\rho}_{\hat{x}\hat{y}} = -\hat{x}_n \hat{y}_n \left(\frac{1}{\sigma_{r1}^2} - \frac{1}{\hat{r}_n^2 \sigma_{\beta 1}^2} \right) \times \left(\left(\frac{\hat{x}_n^2}{\sigma_{r1}^2} + \frac{\hat{y}_n^2}{\hat{r}_n^2 \sigma_{\beta 1}^2} \right) \left(\frac{\hat{x}_n^2}{\hat{r}_n^2 \sigma_{\beta 1}^2} + \frac{\hat{y}_n^2}{\sigma_{r1}^2} \right) \right)^{-\frac{1}{2}} \quad (5)$$

Проте кореляційний момент згладжених оцінок прямокутних координат залежить від поточного положення цілі в просторі, що також ускладнює реалізацію алгоритмів рекурентного оцінювання.

За результатами обчислень визначено, що можна виділити такі області простору де зміни кореляційного моменту за величиною і знаком подібні. В якості прикладу на рис. 1 наведені залежності $\hat{\rho}_{\hat{x}\hat{y}}$ від дальності цілі, що рухається рівномірно прямолінійно з азимутом $\beta_1=45^\circ$. На рис. 2 наведено залежності $\hat{\rho}_{\hat{x}\hat{y}}$ при змінному азимуті β_1 для фіксованих значень дальності r_1 . Обчислення проведено для первинних помилок вимірювання координат $\sigma_{r1} = 250\text{ м}$ і $\sigma_{\beta 1} = 20'$ відповідно.

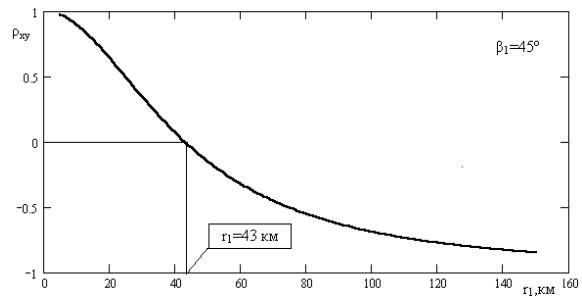


Рис. 1. Залежність $\hat{\rho}_{\hat{x}\hat{y}}$ від дальності до цілі

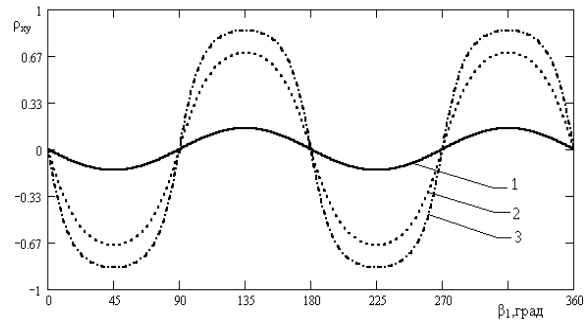


Рис. 2. Залежність $\hat{\rho}_{\hat{x}\hat{y}}$ від азимута цілі:

1 – $r_1 = 50$ км; 2 – $r_1 = 100$ км; 3 – $r_1 = 150$ км

З рис. 1 видно, що при $r_1 \approx 43$ км коефіцієнт кореляції дорівнює нулю, тобто еліпс помилок при $\beta_1 = 45^\circ$ перетворюється на коло, через однаковий внесок помилок вимірювання по дальності і азимуту $\sigma_{r1} = \hat{r}_n \sigma_{\beta 1}$. При відстані до цілі $r_1 < 43$ км коефіцієнт кореляції $\hat{\rho}_{\hat{x}\hat{y}} > 0$ і помилка по дальності переважає над азимутальною помилкою. Якщо $r_1 > 43$ км, то в цьому випадку переважає азимутальна помилка.

З аналізу кривих рис. 2 випливає, що на фіксованій дальності коефіцієнт кореляції повільно змінюється поблизу значень азимута $45^\circ, 135^\circ, 225^\circ, 315^\circ$, досягаючи свого максимального значення, і швидко змінюється, прямуючи до нуля при значеннях азимута приблизно $0^\circ, 90^\circ, 180^\circ, 270^\circ$. Тобто напіввісі еліпсу помилок первинних вимірювань стають паралельними осями прямокутної системи X, Y .

Одним з можливих шляхів подальшого спрощення обчислень є заміна точних значень кореляційних моментів помилок непрямих вимірювань на постійні коефіцієнти, близькі за величиною до точних значень кореляційних моментів помилок непрямих вимірювань, в залежності від тієї області простору де знаходиться ціль.

Розглянемо метод вибору значень постійних коефіцієнтів при знаходженні цілі в певній області простору. Для розглянутих вище вихідних даних визначимо інтервали від 0° до 90° по азимуту від 0 до 150 км і по дальності для заданих первинних помилок вимірювань σ_{r1} та $\sigma_{\beta 1}$. Для визначення постійних коефіцієнтів розіб'ємо вказану частину просто-

ру на сектори з кроком 18^0 по азимуту та з кроком 30 км по дальності. Спираючись на рис. 1 поблизу напрямків координатних осей X , Y і при дальності до цілі близько 43 км пропонується прийняти значення кореляційного моменту рівним нулю. Так як зміни кореляційного моменту $M[\tilde{x}_n^{fl} \tilde{y}_n^{fl}]$ за величиною симетричні щодо 45^0 , то постійні значення для інтервалів $(18^0 - 36^0)$ і $(54^0 - 72^0)$ є однаковими. Значення постійних коефіцієнтів для азимутів цілі в інтервалах $(18^0 - 36^0)$ і $(36^0 - 54^0)$ можна прийняти рівними значенням оцінок кореляційного моменту $M[\tilde{x}_n^{fl} \tilde{y}_n^{fl}]$ згідно з виразом (4) на дальності 20 км, 75 км, 105 км та 135 км відповідно. У табл. 1 наведені постійні коефіцієнти, пропонувані для використання при розрахунку кореляційного моменту згладжених оцінок прямокутних координат.

Таблиця 1
Значення постійних коефіцієнтів

Інтервали дальності, км	Кореляційний момент, км ²				
	Інтервали азимутів, град				
	0–18	18–36	36–54	54–72	72–90
до 30	0	0,020	0,024	0,020	0
30 – 60	0	0	0	0	0
60 – 90	0	–0,052	–0,064	–0,052	0
90 – 120	0	–0,126	–0,155	–0,126	0
120 – 150	0	–0,224	–0,277	–0,224	0

За результатами обчислень визначено, що заміна кореляційного моменту згладжених оцінок прямокутних координат, отриманого на основі виразу (4) постійними коефіцієнтами в відповідних областях простору цілком виправдана. Для обраних вихідних даних відмінність у значеннях СКП оцінювання по дальності і азимуту при використанні точних значень кореляційного моменту непрямих поточних вимірювань і постійних коефіцієнтів незначне і становить: по дальності $\leq 20\%$, по азимуту $\leq 5\%$. В якості прикладу на рис. 3, 4 наведено залежності СКП вимірювання дальності та азимуту, отримані за результатами розрахунків в залежності від номера циклу супроводження.

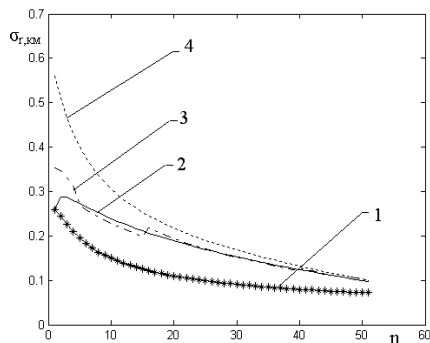


Рис. 3. Залежність СКП дальності від циклу вимірювання

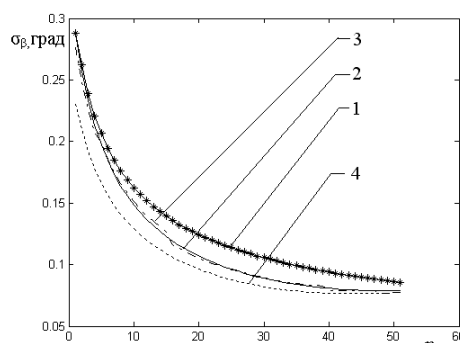


Рис. 4. Залежності СКП азимуту від циклу вимірювання

У РЛС здійснюється квазіоптимальна фільтрація (крива 1), роздільна фільтрація прямокутних координат цілей на основі виразів (3, 4) (крива – 2), роздільна фільтрація прямокутних координат при використанні постійних значень кореляційного моменту (табл. 1) (крива – 3) і роздільна фільтрація прямокутних координат (крива – 4). При обчисленні рис. 3, 4 прийнято, що супроводження цілі здійснюється на площині починаючи з точки з координатами $(x; y)=(120 \text{ км}; 80 \text{ км})$ відносно РЛС, ціль рівномірно прямолінійно зі швидкістю 200 м/с паралельно осі абсцис (OX). Аналіз кривих рис. 4 показує, що врахування кореляційного зв'язку оцінок прямокутних координат при роздільних прямокутних координатах веде до підвищення точності оцінювання координат цілі. Це можна пояснити тим, що втрата інформації щодо первісної орієнтації напівосей еліпсу помилок вимірювання координат цілі призводить до помилок обробки радіолокаційних вимірювань [9; 12]. Підвищення точності може сприяти більш швидкій збіжності алгоритмів оптимізації в когнитивних РЛС, що потребує додаткової перевірки.

Висновки

1. Для послаблення вимог до обчислювальних ресурсів та за умов “слабкої” нелінійності та гладкості функцій, що підлягають диференціюванню показана доцільність використання в когнитивних РЛС алгоритмів оптимізації побудованих на базі розширених фільтрів Калмана.

2. Запропоновано метод визначення кореляційного моменту оцінок згладжених прямокутних координат цілі при роздільній фільтрації параметрів траєкторії в оглядовій РЛС на основі використання постійних коефіцієнтів. Для зменшення необхідних обчислювальних ресурсів показана доцільність використання постійних коефіцієнтів, близьких за величиною точних значень кореляційних моментів помилок непрямих вимірювань, в залежності від області простору, в якій знаходиться ціль.

3. Показано, що додаткове врахування кореляційного зв'язку оцінок прямокутних координат цілі при роздільній фільтрації параметрів з використан-

ням постійних значень кореляційного моменту дозволяє відновити первинну інформацію щодо орієнтації напівосей еліпсів помилок вимірювань. Останнє дозволяє підвищити точність видачі інформації при малих обчислювальних витратах та може сприяти швидкій збіжності алгоритмів адаптації параметрів зондувальних сигналів до цільової та завадової обстановки в когнітивних РЛС.

Список літератури

1. Haykin S. *Cognitive Dynamic Systems: Perception-Action Cycle, Radar and Radio* [Електронний ресурс]. – Cambridge: Cambridge University Press, 2012. – 322 p. – Режим доступу: <https://www.twirpx.com/file/1056890/>.
2. Gini F. *Knowledge-based Radar Detection, Tracking, and Classification* / F. Gini, M. Rangaswamy. – New York: Published by John Wiley & Sons, 2008. – 288 p.
3. Метод і алгоритм знаходження оптимального плану цілерозподілу засобів протиповітряної оборони / С.М. Піскунов, Д.А. Купрієнко, А.Д. Мар'яш, А.Ф. Шевченко // Системи озброєння і військова техніка. – 2018. – № 1(53). – С. 36-41. <https://doi.org/10.30748/soivt.2018.53.05>.
4. Шевченко А.Ф. Противодействие ракетным артиллерийским и минометным обстрелам – перспективное направление развития ПВО Сухопутных войск / А.Ф. Шевченко, С.М. Піскунов // Системи озброєння і військова техніка. – 2017. – № 4(52). – С. 17-27.
5. Munday R. *Engagement of Low, Slow and Small Aerial Targets by GBAD: Study Report* / R. Munday. – NATO Industrial Advisory Group (Study Group 170). – NATO, 2013. – 333 p.
6. Sira S.P. *Advances in Waveform-Agile Sensing for Tracking. Synthesis Lectures on Algorithms and Software in Engineering. Lecture 2* / S.P. Sira, A. Papandreou-Suppappola. – New York: Morgan & Claypool Publishers series, 2009. – 83 p.
7. Haug A.S. *Bayesian Estimation and Tracking. A Practical Guide* / A.S. Haug. – New York: Published by John Wiley & Sons, 2012. – 397 p.
8. Кузьмин С.З. *Цифровая радиолокация. Введение в теорию* / С.З. Кузьмин. – К.: КВіЦ, 2000. – 428 с.
9. Фарина А. *Цифровая обработка радиолокационной информации. Сопровождение целей* / А. Фарина, Ф. Студер. – М.: Радио и связь, 1993. – 340 с.
10. Zhao Z. *Optimal Linear Unbiased Filtering with Polar Measurements for Target Tracking* / Z. Zhao, X.R. Li, V.P. Jilkov // Proc. of 5th Int. Conf. on Information Fusion, Annapolis, USA, July 8-10, 2002. – P. 1527-1534.
11. Просов А.В. Метод учета корреляционной связи сглаженных оценок прямоугольных координат цели при раздельной фильтрации параметров траектории в обзорной РЛС / А.В. Просов // Системи обробки інформації. – 2005. – № 2(42). – С. 111-118.
12. Candy J.V. *Bayesian signal processing: classical, modern, and particle filtering methods* / J.V. Candy. – New York: Published by John Wiley & Sons, 2009. – 460 p.

References

1. Haykin, S. (2012), *Cognitive Dynamic Systems: Perception-Action Cycle, Radar and Radio*, Cambridge University Press, Cambridge, 322 p., available at: www.twirpx.com/file/1056890/.
2. Gini, F. and Rangaswamy, M. (2008), *Knowledge-based Radar Detection, Tracking, and Classification*, John Wiley & Sons, New York, 397 p.
3. Piskunov, S.M., Kuprienko, D.A., Maryash, A.D. and Shevchenko, A.F. (2018), “Metod i alhorytm znakhodzhennya optimal'noho planu tsilerozpodilu zasobiv protypovitryanoyi oborony” [The Method and Algorithm for Searching of the Optimal Plan of Targets Distribution Air Defence System], *Systems of Arms and Military Equipment*, No. 1(53), pp. 36-41. <https://doi.org/10.30748/soivt.2018.53.05>.
4. Kisilev, S.S., Piskunov, S.M., Filippenkov, O.V. and Shevchenko, A.F. (2017), “Protivodeystviye raketnym artilleriyskim i minometnym obstrelam – perspektivnoye napravleniye razvitiya PVO Sukhoputnykh voysk” [The Counter-Rockets, Artillery And Mortar Concept As Perspective Field of Development of Air Defense of Ground Forces], *Systems of Arms and Military Equipment*, No. 4(52), pp. 17-27.
5. Munday, R. (2013), *Engagement of Low, Slow and Small Aerial Targets by GBAD: Study Report*, NATO Industrial Advisory Group (Study Group 170), 333 p.
6. Sira, S.P. and Papandreou-Suppappola, A. (2009), *Advances in Waveform-Agile Sensing for Tracking. Synthesis Lectures on Algorithms and Software in Engineering. Lecture 2*, Morgan & Claypool Publishers series, New York, 83 p.
7. Haug, A.S. (2012), *Bayesian Estimation and Tracking. A Practical Guide*, Cambridge University Press, John Wiley & Sons, 397 p.
8. Kuzmin, S.Z. (2000), “Tsifrovaya radiolokatsiya. Vvedeniye v teoriyu” [Digital radar. Introduction to the theory], KViC, Kyiv, 428 p.
9. Farina, A. and Studer, F. (1993), “Tsifrovaya obrabotka radiolokatsionnoy informatsii. Soprovozhdeniye tseyey” [Digital processing of radar information. Maintenance of goals], Radio and Communication, Moscow, 340 p.
10. Zhao, Z., Li, X.R. and Jilkov, V.P. (2002), *Optimal Linear Unbiased Filtering with Polar Measurements for Target Tracking*, *Proc. of 5th Int. Conf. on Information Fusion*, Annapolis, USA, pp. 1527-1534.
11. Prosov, A.V. (2005), “Metod ucheta korrelyatsionnoy svyazi sglazhennykh otsenok pryamougol'nykh koordinat tseli pri razdel'noy fil'tratsii parametrov trayektorii v obzornoy RLS” [The method of taking into account the correlation connection of the smoothed estimates of the rectangular coordinates of the target with separate filtering of the trajectory parameters in the surveillance radar station], *Information Processing Systems*, No. 2(42), pp. 111-118.
12. Candy, J.V. (2009), *Bayesian signal processing: classical, modern, and particle filtering*, Published by John Wiley & Sons, New York, 460 p.

Надійшла до редколегії 01.07.2019

Схвалена до друку 10.09.2019

Відомості про авторів:

Піскунов Станіслав Миколайович

кандидат технічних наук доцент
начальник кафедри
Харківського національного університету
Повітряних Сил ім. І. Кожедуба,
Харків, Україна
<https://orcid.org/0000-0002-4685-527X>

Шевченко Антон Федорович

кандидат технічних наук доцент
заступник начальника кафедри
Харківського національного університету
Повітряних Сил ім. І. Кожедуба,
Харків, Україна
<https://orcid.org/0000-0001-8171-8396>

Ясинський Олександр Миколайович

начальник навчальної лабораторії кафедри
Харківського національного університету
Повітряних Сил ім. І. Кожедуба,
Харків, Україна
<https://orcid.org/0000-0003-2086-5995>

Дрибниць Сергій Сергійович

викладач
Харківського національного університету
Повітряних Сил ім. І. Кожедуба,
Харків, Україна
<https://orcid.org/0000-0002-0625-420X>

Information about the authors:

Stanislav Piskunov

Candidate of Technical Sciences Associate Professor
Chief of Department
of Ivan Kozhedub Kharkiv National
Air Force University,
Kharkiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0002-4685-527X>

Anton Shevchenko

Candidate of Technical Sciences Associate Professor
Deputy Chief of Department
of Ivan Kozhedub Kharkiv National
Air Force University,
Kharkiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0001-8171-8396>

Oleksandr Yasynskiy

Chief of Educational Laboratory of Department
of Ivan Kozhedub Kharkiv National
Air Force University,
Kharkiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0003-2086-5995>

Sergiy Dribnitsya

Instructor
of Ivan Kozhedub Kharkiv National
Air Force University,
Kharkiv, Ukraine
<https://orcid.org/0000-0002-0625-420X>

**МЕТОД УЧЕТА КОРРЕЛЯЦИОННОГО МОМЕНТА ОЦЕНОК СГЛАЖЕННЫХ КООРДИНАТ ЦЕЛИ
ДЛЯ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ РАСШИРЕННОГО ФИЛЬТРА КАЛМАНА В КОГНИТИВНЫХ РЛС**

С.Н. Пискунов, А.Ф. Шевченко, А.Н. Ясинский, С.С. Дрибница

Предложен метод учета корреляционного момента оценок сглаженных прямоугольных координат цели при раздельной фильтрации параметров траектории на основе использования постоянных коэффициентов. Метод ослабляет требования к вычислительным ресурсам когнитивных РЛС которые используют расширенные фильтры Калмана. Дополнительный учет корреляционной связи оценок позволяет частично восстановить первоначальную информацию об ориентации полусей эллипсов ошибок первичных измерений. Это позволяет повысить точность выдачи информации при малых вычислительных затратах и может способствовать ускорению сходимости алгоритмов оптимизации в когнитивных РЛС.

Ключевые слова: когнитивная радиолокационная станция, метод учета корреляционного момента, раздельная фильтрация параметров траектории, расширенный фильтр Калмана.

**THE METHOD FOR TAKING INTO ACCOUNT THE CORRELATION MOMENT
OF SMOOTHED ESTIMATES FOR EXTENDED KALMAN FILTER USING IN COGNITIVE RADAR**

S. Piskunov, A. Shevchenko, O. Yasinskiy, S. Dribnitsya

There are some questions of extended Kalman filters application in cognitive radars, which provide real-time adaptation of probing signals parameters for targets and jamming scenario, are considered. A high computational cost is a well-known problem of realization of the adaptation algorithms. In the cognitive radars this algorithms are based on interpolation polynomial expansions and (or) stochastic approximation technics for recurrent filters as usual. Thereby simple extended Kalman filters using can be appropriate for cognitive radar in cases of weak nonlinearity and smoothness of recurrent filtered functions. In the article, a method for taking into account the correlation moments of estimates of smoothed rectangular coordinates of a target for separated filtering of trajectory parameters based on the use of the constant coefficients proposed. The reasonability of the constant coefficients using and slow character of changes of the correlation constant coefficients determined. The choosing of correlation coefficients in dependence of targets position in space proposed. The requirements of computing resources of cognitive radars that use extended Kalman filters can decreased by the proposed method. The simulation modeling in case of two-dimensional radar presented. Conclusions verified by obtained simulation results. Additional consideration of correlation dependences of estimates allows a partially reconstruction of initial information about orientation of semi-axes of error ellipse of initial measurements. This makes it possible to increase the accuracy of information output with low computational costs and can help speed up the convergence characteristics of adaptation algorithms in the cognitive radars as well.

Keywords: cognitive radar, method for taking into account the correlation moment, separated filtering of trajectory parameters, extended Kalman filter.