

**МЕТОД УЧЕТА КОРРЕЛЯЦИОННОЙ СВЯЗИ СГЛАЖЕННЫХ ОЦЕНОК ПРЯМОУГОЛЬНЫХ КООРДИНАТ ЦЕЛИ ПРИ РАЗДЕЛЬНОЙ ФИЛЬТРАЦИИ ПАРАМЕТРОВ ТРАЕКТОРИИ В ОБЗОРНОЙ РЛС**

А.В. Просов

(Объединенный научно-исследовательский институт Вооруженных Сил, Харьков)

*Разработан метод учета корреляционной связи между оценками прямоугольных координат цели, полученных с использованием упрощенной независимой фильтрации параметров траектории объекта в обзорной РЛС. Показано, что за счет дополнительного учета корреляционной связи сглаженных оценок прямоугольных координат цели можно повысить точность оценивания координат объекта.*

***корреляционная связь, обзорная радиолокационная станция, раздельная фильтрация параметров траектории объекта, калмановский алгоритм***

**Постановка проблемы и анализ литературы.** При обработке радиолокационных данных в обзорной радиолокационной станции (РЛС), измеряющей полярные координаты цели, обычно рекуррентной фильтрации подвергаются прямоугольные координаты объекта. Поскольку связь между этими системами координат является нелинейной, то целесообразно использовать алгоритмы оптимальной нелинейной фильтрации [1]. Однако эти нелинейные алгоритмы сложны в реализации. Поэтому на практике находят применение решения, основанные на более полном использовании подходов и структур для линейных фильтров Калмана [2,3,4]. К числу таких подходов относится, так называемая, упрощенная независимая фильтрация прямоугольных координат цели, полученная на основе расширенного фильтра Калмана [2]. Результаты обработки данных после пересчета в полярную систему координат обычно используются как для формирования стробов сопровождения и отбора новых отметок в самой РЛС, так и для выдачи информации потребителю. Однако ошибки обработки радиолокационных измерений могут быть существенными для принятого допущения о независимости результирующих оценок прямоугольных координат цели.

**Цель статьи** – разработать метод учета корреляционной связи между оценками прямоугольных координат цели, полученных с использованием упрощенной независимой фильтрации прямоугольных координат в обзорной РЛС и оценить, полученный при этом выигрыш в точности оценивания координат объекта.

**Изложение основного материала.** Пусть в РЛС с периодом обзора  $T_0$  проводится независимое равноточное измерение полярных координат цели (дальности  $\hat{r}_{1n}$ , азимута  $\hat{\beta}_{1n}$ ), которые на  $n$ -м цикле обновления

информации образуют вектор наблюдения  $\hat{\boldsymbol{\theta}}_n^T = (\hat{r}_{1n}, \hat{\beta}_{1n})$ , где T – знак транспонирования. Ошибки этих измерений имеют гауссово распределение с нулевым средним и матрицей точности  $\mathbf{C}_\theta = \text{diag}(1/\sigma_{r1}^2, 1/\sigma_{\beta1}^2)$ .

Каждая пара измеренных координат  $\hat{r}_{1n}$  и  $\hat{\beta}_{1n}$  пересчитывается в прямоугольную систему

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

где  $\hat{x}_n$  и  $\hat{y}_n$  текущие косвенные оценки. Они образуют вектор  $\mathbf{Y}_n^T = (\hat{x}_n, \hat{y}_n)$  с матрицей точности [5]:  $\mathbf{C}_\gamma = \mathbf{H}_1^T \mathbf{C}_\theta \mathbf{H}_1$ , где  $\mathbf{H}_1 = \left\| \frac{\partial h_1^{(i)}(\mathbf{Y})}{\partial \gamma^{(j)}} \right\|_{\mathbf{Y}=\hat{\mathbf{Y}}}$ , матрица частных производных функций вектора

наблюдаемых параметров  $\mathbf{h}_1(\mathbf{Y})$  по всем составляющим в опорной точке оценки  $\mathbf{Y} = \hat{\mathbf{Y}}$ ,  $i = 1, 2$ ,  $j = 1, 2$ .

Обращая матрицу  $\mathbf{C}_\gamma$ , находят корреляционную матрицу ошибок  $\mathbf{C}_\gamma^{-1}$ , диагональные элементы  $\mathbf{C}_{\gamma_{ii}}^{-1}$  ( $i = 1, 2$ ) которой характеризуют дисперсии  $\sigma_{\hat{x}_n}^2$  и  $\sigma_{\hat{y}_n}^2$  оценок координат  $\hat{x}_n$  и  $\hat{y}_n$ , а недиагональные элементы  $\mathbf{C}_{\gamma_{12}}^{-1}$ ,  $\mathbf{C}_{\gamma_{21}}^{-1}$  – их корреляционные моменты. Последние, в общем случае, не равны нулю. Несмотря на это, в РЛС обычно осуществляется упрощенная фильтрация, при которой текущие косвенные оценки  $\hat{x}_n$ ,  $\hat{y}_n$  с дисперсиями:

$$\sigma_{\hat{x}_n}^2 = \mathbf{C}_{\gamma_{11n}}^{-1} = \sin^2(\hat{\beta}_{1n})\sigma_{r1}^2 + \hat{r}_{1n}^2 \cos^2(\hat{\beta}_{1n})\sigma_{\beta1}^2; \quad (2)$$

$$\sigma_{\hat{y}_n}^2 = \mathbf{C}_{\gamma_{22n}}^{-1} = \cos^2(\hat{\beta}_{1n})\sigma_{r1}^2 + \hat{r}_{1n}^2 \sin^2(\hat{\beta}_{1n})\sigma_{\beta1}^2, \quad (3)$$

соответственно считаются независимыми [2]. Далее с использованием линейных калмановских алгоритмов каждая прямоугольная координата фильтруется независимо в соответствии с моделью прямолинейного и равномерного движения цели [2]. Для одной координаты  $x$  уравнения линейного калмановского фильтра, оптимального по минимуму среднеквадратической ошибки оценки вектора состояния, имеют вид [2]:

$$\hat{\boldsymbol{\alpha}}_{xn}^3 = \mathbf{F} \hat{\boldsymbol{\alpha}}_{xn-1}^f; \mathbf{P}_{xn}^3 = \mathbf{F} \mathbf{P}_{xn-1}^f \mathbf{F}^T; \quad (4)$$

$$\mathbf{K}_{xn} = \mathbf{P}_{xn}^3 \mathbf{H}_2^T (\mathbf{H}_2 \mathbf{P}_{xn}^3 \mathbf{H}_2^T + \sigma_{\hat{x}_n}^2)^{-1}; \quad (5)$$

$$\hat{\boldsymbol{\alpha}}_{xn}^f = \hat{\boldsymbol{\alpha}}_{xn}^3 + \mathbf{K}_{xn} (\hat{x}_n - \mathbf{H}_2 \hat{\boldsymbol{\alpha}}_{xn}^3); \mathbf{P}_{xn}^f = (\mathbf{I} - \mathbf{K}_{xn} \mathbf{H}_2) \mathbf{P}_{xn}^3; \quad (6)$$

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

где  $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^f$  – вектор отфильтрованных параметров по результатам  $n$  измерений;  $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^3$  – вектор экстраполированных параметров на  $n$ -й цикл;  $\mathbf{P}_{xn}^f$  и  $\mathbf{P}_{xn}^3$  – корреляционные матрицы ошибок оценивания  $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^f$  и  $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^3$  соответственно;  $\mathbf{K}_{xn}$  – матрица коэффициентов усиления невязки по координате  $x$  в  $n$ -й момент времени;  $\mathbf{I}$  – единичная матрица.

В процессе такой фильтрации независимо формируются вектора состояния  $\hat{\mathbf{a}}_{xn}^T = (\hat{x}_n^f \ \hat{x}_n^f)$  и  $\hat{\mathbf{a}}_{yn}^T = (\hat{y}_n^f \ \hat{y}_n^f)$  с диагональной матрицей точности  $\mathbf{C}_3$  и обратной ей

$$\mathbf{C}_3^{-1} = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix}, \quad (7)$$

где  $c_{11} = \mathbf{P}_{x11}^f$  и  $c_{22} = \mathbf{P}_{y11}^f$  – дисперсии ошибок сглаженных оценок координат  $x$  и  $y$  соответственно, недиагональные элементы матрицы –  $c_{12}$  и  $c_{21}$  определяют корреляционный момент сглаженных оценок  $\hat{x}_n^f$  и  $\hat{y}_n^f$ . В действительности  $c_{12} = c_{21} \neq 0$ .

При независимой фильтрации косвенных оценок  $\hat{x}_n$ ,  $\hat{y}_n$ , недиагональные элементы  $c_{12} = c_{21}$  матрицы (7) на  $n$ -м цикле можно приближенно определить, используя соотношение [6]

$$\mathbf{M} \left( (\hat{x}_n^f - m_{xn}) (\hat{y}_n^f - m_{yn}) \right) = \mathbf{M} (\tilde{x}_n \tilde{y}_n),$$

где  $\mathbf{M}$  – знак математического ожидания (МОЖ);  $m_{xn}$ ,  $m_{yn}$  – МОЖ оцениваемых координат  $\hat{x}_n$ ,  $\hat{y}_n$  соответственно. Выражение для вычисления сглаженного значения  $\hat{x}_n^f$  имеет вид

$$\hat{x}_n^f = \hat{x}_n^3 + \mathbf{K}_{xn} (\hat{x}_n - \hat{x}_n^3). \quad (8)$$

Введем обозначения флюктуаций следующих случайных величин (СВ):  $\tilde{x}_n = \hat{x}_n^f - m_{xn}$  – флюктуация СВ, полученная по результатам фильтрации,  $\tilde{x}_n^3 = \hat{x}_n^3 - m_{xn}^3$  – флюктуация СВ, полученная по результатам экстраполяции,  $\tilde{x}_n^H = \hat{x}_n - m_{xn}$  – флюктуация СВ, полученная по результатам текущего косвенного оценивания. Заметим, что  $m_{xn} = m_{xn}^3$ . Флюктуацию  $\tilde{x}_n$ , используя (8), преобразуем к виду

$$\begin{aligned}\tilde{x}_n &= \hat{x}_n^f - m_{xn} = \hat{x}_n^3 + K_{xn} (\hat{x}_n - \hat{x}_n^3) - m_{xn} = \hat{x}_n^3 - m_{xn} + K_{xn} (\tilde{x}_n^H + m_{xn} - \hat{x}_n^3) = \\ &= \tilde{x}_n^3 + K_{xn} (\tilde{x}_n^H - \tilde{x}_n^3) = \tilde{x}_n^3 - K_{xn} \tilde{x}_n^3 + K_{xn} \tilde{x}_n^H.\end{aligned}$$

Аналогично по координате  $y$ . Используя эти соотношения и учитывая, что  $M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^H) = 0$ ,  $M(\tilde{x}_n^H \tilde{y}_n^3) = 0$ , находим

$$M(\tilde{x}_n \tilde{y}_n) = M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3) (1 - K_{yn} - K_{xn} + K_{xn} K_{yn}) + K_{xn} K_{yn} M(\tilde{x}_n^H \tilde{y}_n^H), \quad (9)$$

где  $M(\tilde{x}_n^H \tilde{y}_n^H)$  является корреляционным моментом ошибок косвенных измерений  $\hat{x}_n$  и  $\hat{y}_n$  на  $n$ -м цикле. Из анализа выражения (9) видно, что необходимо найти МОЖ  $M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3)$ . Рассмотрим флюктуацию  $\tilde{x}_n^3$ . Так как используется модель прямолинейного и равномерного движения, то

$$\hat{x}_n^3 = \hat{x}_{n-1}^f + \hat{x}_{n-1}^f T_0;$$

$$\hat{x}_{n-1}^f = \hat{x}_{n-1}^3 + K_{xn-1} (\hat{x}_{n-1} - \hat{x}_{n-1}^3) = \hat{x}_{n-1}^3 + K_{xn-1} (\tilde{x}_{n-1}^H + m_{xn-1} - \hat{x}_{n-1}^3).$$

Учтем, что  $m_{xn} = m_{xn-1} + m_{Vxn-1} T_0$ , где  $m_{Vxn-1}$  – МОЖ скорости изменения оценки  $\hat{x}_n$ ,  $K_{xn-1}$  – коэффициент усиления невязки по координате  $x$  на  $n-1$  шаге обновления информации. Тогда

$$\begin{aligned}\tilde{x}_n^3 &= \hat{x}_n^3 - m_{xn} = \hat{x}_{n-1}^f + \hat{x}_{n-1}^f T_0 - m_{xn-1} - m_{Vxn-1} T_0 = \\ &= \hat{x}_{n-1}^3 - m_{xn-1} + K_{xn-1} \tilde{x}_{n-1}^H - K_{xn-1} (\hat{x}_{n-1}^3 - m_{xn-1}) + T_0 (\hat{x}_{n-1}^f - m_{Vxn-1}) = \\ &= \tilde{x}_{n-1}^3 + K_{xn-1} \tilde{x}_{n-1}^H - K_{xn-1} \tilde{x}_{n-1}^3 + T_0 \tilde{x}_{n-1}^f.\end{aligned}$$

Аналогично по координате  $y$ . Используя эти соотношения и принимая во внимание равенства  $M(\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^H) = 0$ ;  $M(\tilde{x}_{n-1}^H \tilde{y}_{n-1}^3) = 0$ ;

$$M(\tilde{x}_{n-1}^H \tilde{y}_{n-1}^3) = 0; \quad M(\tilde{x}_{n-1}^H \tilde{y}_{n-1}^f) = 0; \quad M(\tilde{x}_{n-1}^f \tilde{y}_{n-1}^3) = 0; \quad M(\tilde{x}_{n-1}^f \tilde{y}_{n-1}^H) = 0:$$

$$\begin{aligned}M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3) &= M(\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3) (1 - K_{yn-1} - K_{xn-1} + K_{xn-1} K_{yn-1}) + \\ &+ T_0^2 M(\tilde{x}_{n-1}^f \tilde{y}_{n-1}^f) + K_{xn-1} K_{yn-1} M(\tilde{x}_{n-1}^H \tilde{y}_{n-1}^H).\end{aligned} \quad (10)$$

Из анализа выражения (10) следует, что  $M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3)$  зависит от МОЖ  $\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3$ ,  $\tilde{x}_{n-1}^f \tilde{y}_{n-1}^f$ ,  $\tilde{x}_{n-1}^H \tilde{y}_{n-1}^H$  на предыдущем шаге. Примем, что корреляционная связь между  $\tilde{x}_{n-1}^f$  и  $\tilde{y}_{n-1}^f$  мала и  $M(\tilde{x}_{n-1}^f \tilde{y}_{n-1}^f)$  значительно меньше  $M(\tilde{x}_{n-1}^H \tilde{y}_{n-1}^H)$ , следовательно, вторым слагаемым можно пренеб-

речь. Для отыскания МОЖ произведения  $\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3$  можно записать выражение аналогичное (10), затем для  $n - 2$  цикла и т.д. Из анализа соотношения (10) видно, что при последовательной записи  $M(\tilde{x}_{n-k}^3 \tilde{y}_{n-k}^3)$ , где  $k = 1, \dots, n$ , МОЖ флюктуаций случайных величин  $\hat{x}_n^3$  и  $\hat{y}_n^3$  полученных по результатам экстраполяции умножаются на выражение

$$(1 - K_{y_{n-k}} - K_{x_{n-k}} + K_{x_{n-k}} K_{y_{n-k}}),$$

зависящее от коэффициентов усиления невязки, которые меньше единицы и с поступлением информации убывают, поэтому при перемножении дадут малую величину. Следовательно, первым слагаемым в (10) также можно пренебречь и

$$M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3) \approx K_{x_{n-1}} K_{y_{n-1}} M(\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3).$$

С учетом этого выражение (9) сводится к виду

$$M(\tilde{x}_n \tilde{y}_n) = (K_{x_{n-1}} K_{y_{n-1}} M(\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3)) (1 - K_{y_n} - K_{x_n} + K_{x_n} K_{y_n}) + K_{x_n} K_{y_n} M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3). \quad (11)$$

Из (11), следует, что корреляционный момент между оценками прямоугольных координат по результатам упрощенной фильтрации  $M(\tilde{x}_n \tilde{y}_n)$  зависит от корреляционных моментов  $M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3)$ ,  $M(\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3)$ , коэффициентов усиления невязки по координатам  $x$  и  $y$   $K_x$ ,  $K_y$ ,  $K_{x_{n-1}}$ ,  $K_{y_{n-1}}$  на  $n$  и  $n - 1$  циклах обновления информации.

На практике для траекторной обработки параметров движения цели упрощенную фильтрацию часто используют совместно с  $\alpha$ ,  $\beta$  фильтром, алгоритм которого для одной координаты  $x$  имеет вид [2]:

$$\hat{x}_n^f = \hat{x}_n^3 + \alpha (\hat{x}_n^f - \hat{x}_n^3), \quad \hat{x}_n^f = \hat{x}_n^3 + \beta / T_0 (\hat{x}_n^f - \hat{x}_n^3), \quad \hat{x}_n^3 = \hat{x}_{n-1}^f + \hat{x}_{n-1}^f T_0, \quad (12)$$

где  $\alpha$ ,  $\beta$  – постоянные коэффициенты усиления невязки. На основе выражений (12) и методики получения (11) корреляционный момент результирующих оценок  $\alpha, \beta$  фильтрации представим в виде

$$M_\alpha(\tilde{x}_n \tilde{y}_n) = (\alpha^2 M(\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3)) (1 - 2\alpha + \alpha^2) + \alpha^2 M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3). \quad (13)$$

Анализ выражений (11), (13) показывает, что для определения корреляционного момента сглаженных оценок прямоугольных координат необходимо вычисление корреляционных моментов  $M(\tilde{x}_n^3 \tilde{y}_n^3)$ ,

$M(\tilde{x}_{n-1}^3 \tilde{y}_{n-1}^3)$  на смежных циклах обновления информации, что затрудняет реализацию. Так как изменение корреляционных моментов ошибок косвенных измерений является достаточно медленным, предлагается для отыскания корреляционных моментов ошибок косвенных измерений

использовать оценку текущего значения корреляционного момента ошибок косвенных измерений. В этом случае

$$\hat{M}\left(\tilde{x}_n^i \tilde{y}_n^i\right) = \hat{M}\left(\tilde{x}_{n-1}^i \tilde{y}_{n-1}^i\right) = \hat{\rho}_{xy} \sigma_{\tilde{x}_n} \sigma_{\tilde{y}_n},$$

где  $\hat{\rho}_{xy}$  определяется выражением [5]

$$\hat{\rho}_{xy} = -\frac{\hat{x}_n \hat{y}_n \left[ (1/\sigma_{r1}^2) - (1/\hat{r}_{1n}^2 \sigma_{\beta 1}^2) \right]}{\sqrt{\left[ (\hat{x}_n^2/\sigma_{r1}^2) + (\hat{y}_n^2/\hat{r}_{1n}^2 \sigma_{\beta 1}^2) \right] \left[ (\hat{x}_n^2/\hat{r}_{1n}^2 \sigma_{\beta 1}^2) + (\hat{y}_n^2/\sigma_{r1}^2) \right]}}.$$

Для получения количественной оценки корреляционного момента прямоугольных координат  $\hat{x}_n^f$ ,  $\hat{y}_n^f$  по результатам упрощенной фильтрации было проведено моделирование работы двух видов упрощенных фильтров. Первый реализует линейный калмановский алгоритм, а второй  $\alpha$ ,  $\beta$  фильтр. Полагаем, что обзорная РЛС с периодом обзора  $T_0 = 10$  с обеспечивает измерения полярных координат цели  $r_1$ ,  $\beta_1$  со среднеквадратическими ошибками:  $\sigma_{r1} = 250$  м;  $\sigma_{\beta 1} = 20'$ . Коэффициенты усиления  $\alpha, \beta$  фильтра примем равными  $\alpha = 0,8$ ,  $\beta = 0,5$  [2]. Цель приближается к РЛС с постоянной скоростью 200 м/с, сохраняя постоянный азимут движения  $\beta_1 = 45^\circ$ . Сопровождение осуществляется с дальности  $r_1 = 180$  км.

На рис. 1, а приведены графики зависимости оценок корреляционных моментов  $\hat{M}_\alpha(\tilde{x}_n \tilde{y}_n)$  оценок координат  $\hat{x}_n^f$ ,  $\hat{y}_n^f$  по результатам упрощенной фильтрации (кривые 1, 2) и  $\hat{M}(\tilde{x}_n^i \tilde{y}_n^i)$  ошибок косвенных измерений  $x$  и  $y$  (кривая 3) от номера цикла обновления информации  $n$ . На рис. 1, б представлены результаты расчета и моделирования для  $\alpha$ ,  $\beta$  фильтра. Кривые 1 соответствует результатам статистического моделирования по 100 реализациям, а кривые 2 получены на основе аналитических выражений (11), (13) для рис. 1, а и рис. 1, б соответственно.

Из анализа кривых рис. 1, а следует, что при заданной траектории движения цели модуль корреляционного момента сглаженных оценок прямоугольных координат уменьшается от 0,5 до 0,01 км<sup>2</sup>. Уменьшение корреляционной связи результирующих оценок  $\hat{x}_n^f$ ,  $\hat{y}_n^f$  обусловлено как их фильтрацией, так и уменьшением корреляционного момента ошибок косвенных оценок  $\hat{x}_n$  и  $\hat{y}_n$  за счет приближения цели к РЛС. Из рис. 1 б, видно, что при использовании  $\alpha$ ,  $\beta$  алгоритма фильтрации характер изменения корреляционных связей сглаженных оценок соответствует изменению корреляционного момента ошибок текущих косвенных оценок  $\hat{x}_n$  и  $\hat{y}_n$ , а их разница по величине объясняется выбором значений постоянных коэффициентов усиления фильтра, что согласуется с (13).

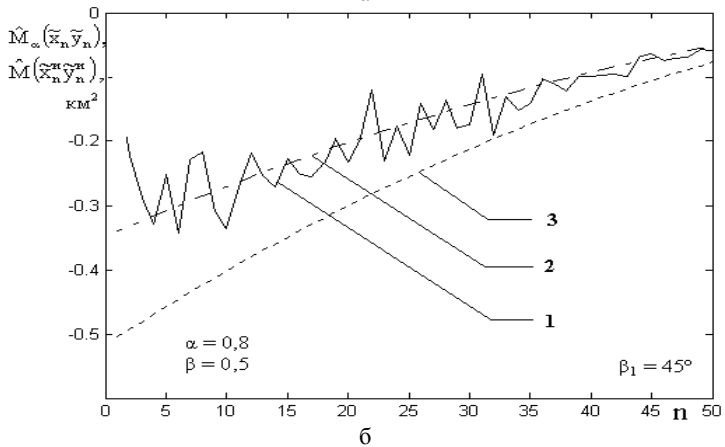
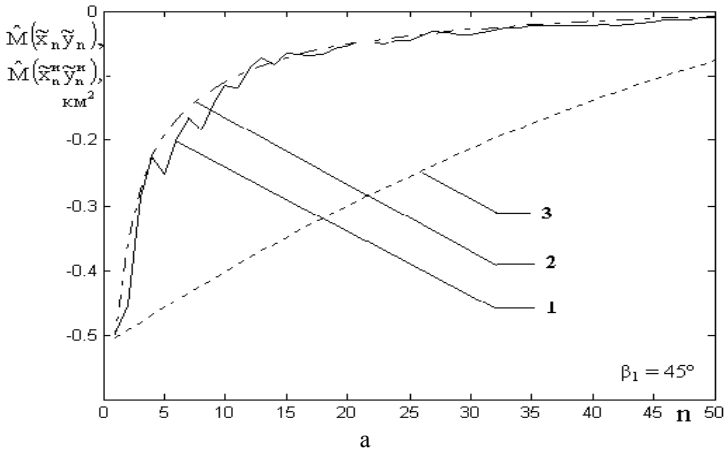


Рис. 1. Зависимость оценок корреляционных моментов от номера цикла  $n$

Для оценки полученного выигрыша в точности оценивания координат объекта за счет дополнительного учета корреляционной связи оценок прямоугольных координат цели при раздельной  $\alpha, \beta$ -фильтрации в РЛС были рассчитаны площади эллипсов ошибок оценивания координат цели, полученные после перевода в полярную систему координат.

На рис. 2 приведены графики зависимости отношения  $Q_1 = S_1/S_{\text{opt}}$  и  $Q_2 = S_2/S_{\text{opt}}$ , где  $S_1$  – площадь эллипса ошибок, полученного без учета корреляционной связи сглаженных координат цели;  $S_2$  – площадь эллипса ошибок, полученного с использованием упрощенного учета корреляционной связи, на основе выражения (13);  $S_{\text{opt}}$  – площадь эллипса ошибок, полученного на основе оптимального учета корреляционной связи сглаженных координат цели в зависимости от азимута цели  $\beta_1$  при дальности  $r_1 = 100$  км и  $\alpha = 0,8$ .

Из анализа кривых рис. 2 следует, что дополнительный упрощенный учет корреляционной связи оценок прямоугольных координат цели при

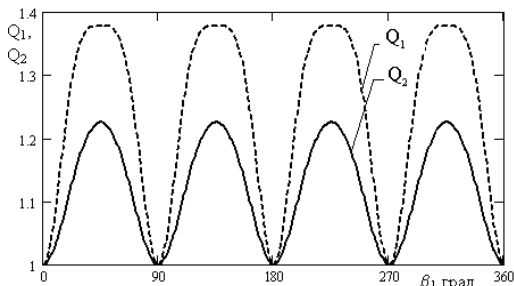


Рис. 2. Отношения площадей эллипсов ошибок

раздельной  $\alpha, \beta$ -фильтрации прямоугольных координат объекта в обзорной РЛС позволяет уменьшить площадь эллипсов ошибок до 15 %. Это можно объяснить тем, что восстановлена информация об ориентации полуосей эллипса. Уменьшение площади эллипсов ошибок ведет к повышению

точности при сопровождении целей, а также при выдаче информации потребителю.

**Выводы.** 1. Получено выражение для определения в динамике корреляционного момента сглаженных оценок прямоугольных координат цели при раздельной фильтрации в обзорной РЛС на основе расширенного фильтра Калмана и  $\alpha, \beta$  фильтра.

2. Показано, что дополнительный учет корреляционной связи оценок прямоугольных координат цели при раздельной фильтрации параметров траектории позволяет уменьшить площадь эллипсов ошибок, что ведет к повышению точности оценивания при сопровождении целей, а также при выдаче информации потребителю.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Сейдж Э., Мелс Дж. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении: Пер. с англ. – М.: Связь, 1976. – 496 с.
2. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию. – К.: КВиЦ, 2000. – 428 с.
3. Фарина А., Студер Ф. Цифровая обработка радиолокационной информации. Сопровождение целей / Пер. с англ. – М.: Радио и связь, 1993. – 340 с.
4. Zhao Z., Li X.R., Jilkov V.P. Optimal Linear Unbiased Filtering with Polar Measurements for Target Tracking // Proc. of 5th Int. Conf. on Information Fusion, Annapolis, USA, July 8-10, 2002.
5. Ширман Я.Д., Манжос В.Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.
6. Кучук Г.А. Оцінка втрач у системах з обмеженим очікуванням // Системи обробки інформації. – Х.: ХВУ, 2004. – Вип. 4. – С. 133 – 137.
7. Ветцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Высш. шк., 2001. – 575 с.

Поступила 22.02.2005

**Рецензент:** доктор технических наук, профессор А.В. Кобзев,  
Харьковский университет Воздушных Сил.