

УДК 621.396.96

А.В. Просов

Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба

АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ ЛИНЕАРИЗАЦИИ РЕЗУЛЬТАТОВ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ ИЗМЕРЕНИЙ НА ТОЧНОСТЬ ОЦЕНОК ВЕКТОРА СОСТОЯНИЯ ЦЕЛИ

Получен способ уточнения оценок вектора состояния цели при использовании метода линеаризации результатов радиолокационных измерений для двумерного случая. Показано, что поправка, устраняющая систематическую ошибку оценки вектора состояния цели, обусловленная применением метода линеаризации, зависит от радиальной дальности до цели, азимута цели и ошибок измерения цели по азимуту. На основе статистического моделирования проанализирована точность фильтрации параметров траектории цели при использовании уточненной модели вектора состояния цели.

радиолокационное измерение, линеаризация, фильтрация параметров траектории цели

Постановка проблемы и анализ литературы

При радиолокационных измерениях вектор состояния связан в общем случае с вектором наблюдения детерминированной и нелинейной зависимостью [1, 2]. Для получения оценки вектора параметров цели, как правило, применяется метод линеаризации [1]. Использование этого метода основано на том, что ошибка оценивания вектора состояния чаще всего не столь велика, чтобы использовать более двух членов разложения функции в ряд Тейлора вокруг оценки вектора состояния [1]. Однако при решении некоторых задач возникает сомнение в применимости метода линеаризации в связи с тем, что диапазон изменений случайных аргументов не настолько мал, чтобы в его пределах функция могла быть с достаточной точностью линеаризована [2 – 5]. Заметим, что ошибки, вносимые линеаризацией, носят систематический характер, и полученные оценки вектора состояния являются смещенными [3 – 5]. Так при рекуррентной фильтрации параметров траектории на основе расширенного фильтра Калмана большие ошибки линеаризации могут привести к расхождению оценок [6]. В этих случаях для проверки применимости метода линеаризации и для уточнения полученных результатов может быть применен метод, основанный на сохранении в разложении функции не только линейных членов, но и некоторых последующих членов более высоких порядков и оценке погрешностей, связанных с этими членами.

В рассмотренной литературе показана методика уточнения результатов, полученных методом линеаризации, либо для функции одного случайного аргумента, либо для функции нескольких случайных аргументов [7]. Несмещенные оценки на основе тригонометрических соотношений, учитывающие ошибки линеаризации, были получены в работах [3 – 5].

Предложенные методики позволяют оценить возможность применения метода линеаризации и,

если необходимо, уточнить полученный результат. На практике часто оцениваемые параметры представлены в виде векторов. Однако способ уточнения результатов для таких случаев отсутствует.

Цель статьи – разработать способ уточнения оценок вектора состояния цели при использовании метода линеаризации результатов радиолокационных измерений на основе матричного анализа и проанализировать точность определения местоположения цели на основе использования уточненной модели вектора состояния цели.

Изложение основного материала

Пусть α вектор состояния, а θ вектор наблюдаемых параметров, который связан в общем случае с вектором состояния детерминированной и нелинейной зависимостью [1]:

$$\alpha = h(\theta). \quad (1)$$

Для наглядности рассуждений положим, что размерности векторов α и θ равны 2×1 . Чтобы связать оценки $\hat{\alpha}$ и $\hat{\theta}$ запишем связь между параметрами в окрестности прогнозируемой оценки $\hat{\theta}_0$ с использованием ряда Тейлора и сохраним в разложении первые три члена:

$$\hat{\alpha} = h(\hat{\theta}_0) + H(\hat{\theta} - \hat{\theta}_0) + G(\hat{\theta} - \hat{\theta}_0)(\hat{\theta} - \hat{\theta}_0)^T, \quad (2)$$

где

$$H = \left\| \frac{\partial h^{(i)}}{\partial \theta_{(j)}} \right\|_{\theta = \hat{\theta}_0}; \quad (3)$$

$$G = \left\| \frac{\partial^2 h^{(i)}}{\partial \theta_{(j)} \partial \theta_{(k)}} \right\|_{\theta = \hat{\theta}_0}; \quad (4)$$

H – матрица статического пересчета изменений вектора наблюдения в изменения вектора состояния; G – матрица статического пересчета квадрата изменений вектора наблюдения в изменения вектора состояния; T – знак транспонирования.

Матрицу $\mathbf{G}$ можно представить в виде

$$\mathbf{G} = \frac{d\mathbf{H}}{d\boldsymbol{\theta}}.$$

Видно, что мерность матрицы $\mathbf{G}$ равна трем, так как представляет собой результат векторно-матричной производной [8]. А результат произведения $(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_0)(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_0)^T$ есть двумерная матрица, в нашем случае размера два на два. Для получения результата произведения $\mathbf{G}(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_0)(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_0)^T$ проведем следующие рассуждения. Известна формула Тейлора для функции нескольких аргументов при $n = 2$ [9]:

$$f(x + \Delta x, y + \Delta y) = f(x, y) + [f'_x(x, y)\Delta x + f'_y(x, y)\Delta y] + \frac{1}{2!}[f''_{xx}(x, y)\Delta x^2 + 2f''_{xy}(x, y)\Delta x\Delta y + f''_{yy}(x, y)\Delta y^2]. \quad (5)$$

Для того чтобы записать выражение (2) по аналогии с (5) воспользуемся следующим приемом. Представим матрицу $\mathbf{H}$, которая в этом случае имеет размерность два на два в блочном виде – в виде вектор столбцов:

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} \frac{\partial h^{(1)}}{\partial \theta_1} & \frac{\partial h^{(1)}}{\partial \theta_2} \\ \frac{\partial h^{(2)}}{\partial \theta_1} & \frac{\partial h^{(2)}}{\partial \theta_2} \end{bmatrix} = \|\mathbf{h}'_{\theta_1} \quad \mathbf{h}'_{\theta_2}\|, \quad (6)$$

где $\mathbf{h}'_{\theta_1} = \begin{bmatrix} \frac{\partial h^{(1)}}{\partial \theta_1} \\ \frac{\partial h^{(2)}}{\partial \theta_1} \end{bmatrix}$; $\mathbf{h}'_{\theta_2} = \begin{bmatrix} \frac{\partial h^{(1)}}{\partial \theta_2} \\ \frac{\partial h^{(2)}}{\partial \theta_2} \end{bmatrix}$. Тогда матрица

$$\mathbf{G} = \frac{d\mathbf{H}}{d\boldsymbol{\theta}} = \left\| \frac{d\mathbf{h}'_{\theta_1}}{d\boldsymbol{\theta}} \quad \frac{d\mathbf{h}'_{\theta_2}}{d\boldsymbol{\theta}} \right\| \text{ будет состоять из четырех}$$

векторов столбцов

$$\mathbf{h}''_{\theta_1\theta_1} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 h^{(1)}}{\partial \theta_1^2} \\ \frac{\partial^2 h^{(2)}}{\partial \theta_1^2} \end{bmatrix}; \quad \mathbf{h}''_{\theta_1\theta_2} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 h^{(1)}}{\partial \theta_1 \partial \theta_2} \\ \frac{\partial^2 h^{(2)}}{\partial \theta_1 \partial \theta_2} \end{bmatrix};$$

$$\mathbf{h}''_{\theta_2\theta_1} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 h^{(1)}}{\partial \theta_2 \partial \theta_1} \\ \frac{\partial^2 h^{(2)}}{\partial \theta_2 \partial \theta_1} \end{bmatrix}; \quad \mathbf{h}''_{\theta_2\theta_2} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 h^{(1)}}{\partial \theta_2^2} \\ \frac{\partial^2 h^{(2)}}{\partial \theta_2^2} \end{bmatrix}.$$

Причем $\mathbf{h}''_{\theta_1\theta_2} = \mathbf{h}''_{\theta_2\theta_1}$ [9]. Представим $(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_0)$ как $\begin{pmatrix} \Delta\theta_1 \\ \Delta\theta_2 \end{pmatrix}$. Тогда выражение (2) можно представить в виде

$$\hat{\boldsymbol{\alpha}} = \mathbf{h}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0) + \mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_0) +$$

$$+ \frac{1}{2}[\mathbf{h}''_{\theta_1\theta_1}\Delta\theta_1^2 + 2\mathbf{h}''_{\theta_1\theta_2}\Delta\theta_1\Delta\theta_2 + \mathbf{h}''_{\theta_2\theta_2}\Delta\theta_2^2].$$

Найдем математическое ожидание $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$:

$$\mathbf{m}_{\hat{\boldsymbol{\alpha}}} = \mathbf{h}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0) + \frac{1}{2}[\mathbf{h}''_{\theta_1\theta_1}D_{\theta_1} + 2\mathbf{h}''_{\theta_1\theta_2}K_{\theta_1\theta_2} + \mathbf{h}''_{\theta_2\theta_2}D_{\theta_2}], \quad (7),$$

где D_{θ_1} и D_{θ_2} – дисперсии ошибок измерения параметров θ_1 и θ_2 , а $K_{\theta_1\theta_2}$ – корреляционный момент θ_1 и θ_2 . Поправкой учитывающей нелинейность функции является второй член формулы (7). Если составляющие вектора наблюдения не коррелированы, то выражение (7) будет иметь вид:

$$\mathbf{m}_{\hat{\boldsymbol{\alpha}}} = \mathbf{h}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0) + \frac{1}{2}[\mathbf{h}''_{\theta_1\theta_1}D_{\theta_1} + \mathbf{h}''_{\theta_2\theta_2}D_{\theta_2}].$$

Рассмотрим следующий пример, достаточно часто встречающийся на практике. Вектор наблюдаемых параметров $\boldsymbol{\theta} = \|r \quad \beta\|^T$ представлен в полярной системе координат, а вектор состояния $\boldsymbol{\alpha} = \|x \quad y\|^T$ описывается двумя декартовыми координатами цели на плоскости. Векторная функция $\boldsymbol{\alpha} = \mathbf{h}(\boldsymbol{\theta})$ имеет составляющие:

$$h^{(1)} = x = r \cos \beta, \quad h^{(2)} = y = r \sin \beta. \quad (8)$$

Элементы корреляционной матрицы ошибок вектора состояния имеют вид:

$$c_{11} = r^2 \sigma_\beta^2 \sin^2 \beta + \sigma_r^2 \cos^2 \beta; \quad (9a)$$

$$c_{22} = r^2 \sigma_\beta^2 \cos^2 \beta + \sigma_r^2 \sin^2 \beta; \quad (9b)$$

$$c_{12} = (\sigma_r^2 - r^2 \sigma_\beta^2) \sin \beta \cos \beta. \quad (9c)$$

Статическая матрица пересчета $\mathbf{H}$ равна:

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} \cos \beta & -r \sin \beta \\ \sin \beta & r \cos \beta \end{bmatrix} = \|\mathbf{h}'_r \quad \mathbf{h}'_\beta\|.$$

Составляющие вектор столбцы матрицы $\mathbf{G}$ имеют вид:

$$\mathbf{h}''_{rr} = \begin{bmatrix} \frac{\cos \beta}{\partial r} \\ \frac{\sin \beta}{\partial r} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \quad \mathbf{h}''_{r\beta} = \begin{bmatrix} \frac{\cos \beta}{\partial \beta} \\ \frac{\sin \beta}{\partial \beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\sin \beta \\ \cos \beta \end{bmatrix};$$

$$\mathbf{h}''_{\beta r} = \begin{bmatrix} \frac{-r \sin \beta}{\partial r} \\ \frac{r \cos \beta}{\partial r} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\sin \beta \\ \cos \beta \end{bmatrix}; \quad \mathbf{h}''_{\beta\beta} = \begin{bmatrix} \frac{-r \sin \beta}{\partial \beta} \\ \frac{r \cos \beta}{\partial \beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -r \cos \beta \\ -r \sin \beta \end{bmatrix}.$$

Заметим, что $\mathbf{h}''_{r\beta} = \mathbf{h}''_{\beta r}$. Предполагая независимость ошибок измерений r и β , выражение (7) примет вид:

$$\mathbf{m}_{\hat{\boldsymbol{\alpha}}} = \mathbf{h}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_0) + \frac{1}{2}\mathbf{h}''_{\beta\beta}D_\beta,$$

где $D_\beta = \sigma_\beta^2$ – дисперсия ошибок измерения координаты β . Поправкой учитывающей нелинейность является вектор столбец:

$$\delta = -\frac{1}{2} \frac{\|r \cos \beta\|}{\|r \sin \beta\|} D_\beta.$$

Очевидно, что при заданной дисперсии ошибок измерения D_β величина составляющих δ – $\delta_x = -\frac{D_\beta}{2} r \cos \beta$ и $\delta_y = -\frac{D_\beta}{2} r \sin \beta$ зависит от r и β и не зависит от дисперсии ошибок измерения дальности $D_r = \sigma_r^2$. Таким образом, методика уточнения результатов линеаризации при радиолокационных измерениях в векторном виде сводится к вычислению вектор столбца δ , составляющие элементы которого зависят от дальности, азимута цели и дисперсии ошибок измерения азимута.

Аналогичный результат расчета поправки, учитывающей ошибки линеаризации, на основе тригонометрических соотношений был получен в [3], а ограничения при сопровождении воздушных целей на основе расширенного фильтра Калмана для двумерного и трехмерного случаев приведены в [5].

Таким образом, несмещенные оценки вектора параметров цели имеют вид:

$$\hat{\alpha}^H = \begin{pmatrix} r \cos \beta \\ r \sin \beta \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} r \cos \beta \\ r \sin \beta \end{pmatrix} D_\beta, \quad (10)$$

а элементы корреляционной матрицы ошибок C^H несмещенного вектора состояния [3]:

$$\begin{aligned} c_{11}^H &= r^2 e^{-2\sigma_\beta^2} [\cos^2 \beta (\cosh 2\sigma_\beta^2 - \cosh \sigma_\beta^2) + \\ &+ \sin^2 \beta (\sinh 2\sigma_\beta^2 - \sinh \sigma_\beta^2)] + \\ &+ \sigma_r^2 e^{-2\sigma_\beta^2} [\cos^2 \beta (2 \cosh 2\sigma_\beta^2 - \cosh \sigma_\beta^2) + \\ &+ \sin^2 \beta (2 \sinh 2\sigma_\beta^2 - \sinh \sigma_\beta^2)]; \quad (11a) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} c_{22}^H &= r^2 e^{-2\sigma_\beta^2} [\sin^2 \beta (\cosh(2\sigma_\beta^2) - \cosh(\sigma_\beta^2)) + \\ &+ \cos^2 \beta (\sinh 2\sigma_\beta^2 - \sinh \sigma_\beta^2)] + \\ &+ \sigma_r^2 e^{-2\sigma_\beta^2} [\sin^2 \beta (2 \cosh 2\sigma_\beta^2 - \cosh \sigma_\beta^2) + \\ &+ \cos^2 \beta (2 \sinh 2\sigma_\beta^2 - \sinh \sigma_\beta^2)]; \quad (11b) \end{aligned}$$

$$c_{12}^H = \sin \beta \cos \beta e^{-4\sigma_\beta^2} \left[\sigma_r^2 + (r^2 + \sigma_r^2)(1 - e^{\sigma_\beta^2}) \right]. \quad (11b)$$

Анализ состоятельности оценок, полученных с помощью метода линеаризации, а также условий применимости метода линеаризации и уточненной модели оценки вектора состояния цели был проведен в [3–5].

Пусть в радиолокационной станции (РЛС) результаты независимых первичных измерений сферических координат цели (дальности $\hat{r}$, азимута $\hat{\beta}$) образуют вектор наблюдения $\hat{\theta}$ с корреляционной матрицей ошибок $C_0 = \text{diag}(\sigma_r^2, \sigma_\beta^2)$. Пусть на рас-

стоянии $r = 150$ км и азимуте $\beta \approx 0$ относительно РЛС захвачена цель на сопровождение. Цель движется прямолинейно и равномерно со скоростью $V = 200$ м/с, сохраняя постоянный азимут движения относительно РЛС. С использованием калмановского алгоритма вектор состояния фильтруется в соответствии с моделью прямолинейного и равномерного движения цели [10]:

$$\hat{\alpha}_n^f = F \hat{\alpha}_{n-1}^f, \quad P_n^f = F P_{n-1}^f F^T;$$

$$K_n = P_n^f H_2^T (H_2 P_n^f H_2^T + C)^{-1};$$

$$\hat{\alpha}_n^f = \hat{\alpha}_n^f + K_n (\hat{\alpha}_n - H_2 \hat{\alpha}_n^f), \quad P_n^f = (I - K_n H_2) P_n^f;$$

$$H_2^T = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}; \quad F = \begin{pmatrix} 1 & T_0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & T_0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},$$

где $\hat{\alpha}_n^f = (\hat{x}_n \quad \hat{y}_n \quad \hat{v}_n \quad \hat{w}_n)$ – вектор отфильтрованных параметров (координаты $\hat{x}_n, \hat{y}_n$ и скорости их изменения $\hat{v}_n, \hat{w}_n$) по результатам n измерений; $\hat{\alpha}_n^f$ – вектор экстраполированных параметров на n -й цикл; P_n^f и P_n^f – корреляционные матрицы ошибок оценивания $\hat{\alpha}_n^f$ и $\hat{\alpha}_n^f$ соответственно; I – единичная матрица.

Для получения количественных оценок поправки учитывающей нелинейность рассмотрим относительную погрешность оценивания ошибок вектора состояния цели:

$$\Delta_m = \frac{\hat{\sigma}_m^H - \hat{\sigma}_m}{\hat{\sigma}_m},$$

где $\hat{\sigma}_m^H$ – среднеквадратическая ошибка (СКО) несмещенных оценок местоположения цели по координате $m = x, y$, полученных по результатам фильтрации и на основе соотношений (10) и (11); $\hat{\sigma}_m$ – среднеквадратическая ошибка по координате $m = x, y$, полученных по результатам фильтрации и на основе соотношений (8) и (9).

На рис. 1, 2 представлены результаты расчета зависимости относительной погрешности оценивания ошибок вектора состояния цели по координате x от цикла измерения n , полученные на основе 1000 статистических испытаний для СКО измерения дальности $\sigma_r = 250$ м и азимута $\sigma_\beta = 1^\circ$ (рис. 1) и $\sigma_r = 250$ м, $\sigma_\beta = 2^\circ$ (рис. 2) соответственно.

Анализ кривых рис. 1, 2 показывает, что с увеличением количества циклов измерений абсолютная величина относительной погрешности оценивания по координате x возрастает.

Анализ расчетов показал, что при указанных условиях статистического моделирования абсолютная величина относительной погрешности оценива-

ния по координате x не превышает 2,1 % при $\sigma_\beta = 1^\circ$ и принимает значения до 18 % при значительных ошибках измерения азимута цели ($\sigma_\beta = 2^\circ$).

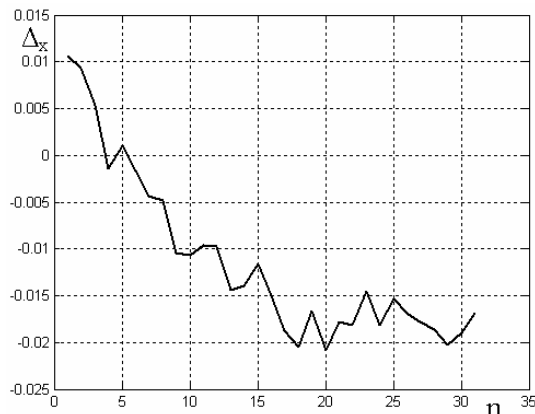


Рис. 1. График зависимости относительной погрешности оценок Δ_x от цикла измерения n при $\sigma_\beta = 1^\circ$

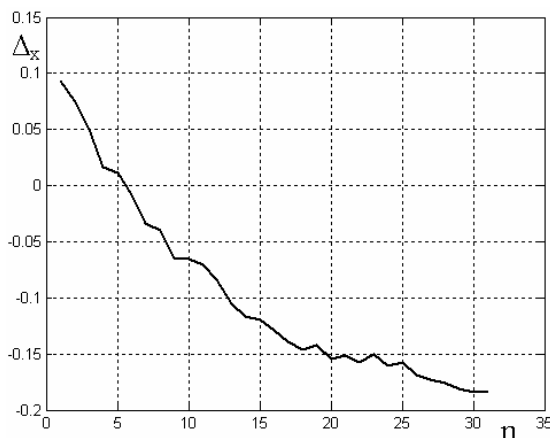


Рис. 2. График зависимости относительной погрешности оценок Δ_x от цикла измерения n при $\sigma_\beta = 2^\circ$

Выводы

1. Получен способ уточнения оценок вектора состояния цели при использовании метода линеаризации результатов радиолокационных измерений на основе матричного анализа.

АНАЛІЗ ВПЛИВУ ЛІНЕАРИЗАЦІЇ РЕЗУЛЬТАТІВ РАДІОЛОКАЦІЙНИХ ВИМІРЮВАНЬ НА ТОЧНІСТЬ ОЦІНОК ВЕКТОРА СТАНУ ЦІЛІ

Просов А.В.

Отримано спосіб уточнення оцінок вектора стану цілі при використанні метода лінеаризації результатів радіолокаційних вимірювань для двовимірного випадку. Показано, що поправка, яка усуває систематичну похибку оцінок вектора стану цілі, обумовлена застосуванням методу лінеаризації, залежить від радіальної дальності до цілі, азимута цілі і похибок вимірювання цілі за азимутном. На основі статистичного моделювання проаналізована точність фільтрації параметрів траєкторії цілі при використанні уточненої моделі вектору стану цілі.

Ключові слова: радіолокаційне вимірювання, лінеаризація, фільтрація параметрів траєкторії цілі.

ANALYSIS OF LINEARIZATION EFFECT OF RADAR MEASUREMENTS RESULTS ON ACCURACY OF ESTIMATIONS OF STATE VECTOR OF TARGET

Prosov A.V.

The method of improvement of estimations of state vector at use of a method of linearization of radar measurement results is received for a two-dimensional case. It is shown, that the correction eliminating a bias of an estimation of state vector of a target caused by application of a method of linearization, depends on target radial range, azimuth and azimuth measuring errors of a target. On the basis of statistical simulation accuracy of target trajectory parameter filtering is analysed at use of the improved model of state vector of a target.

Keywords: radar observation, linearization, target trajectory parameter filtering.

2. Показано, что поправка, устраняющая систематическую ошибку оценки вектора состояния цели, обусловленная применением метода линеаризации, зависит от радиальной дальности до цели, азимута цели и ошибок измерения цели по азимуту.

3. На основе анализа результатов статистического моделирования показано, что при определенных ошибках измерения полярных координат цели и местоположения цели предположение о малости ошибок оценивания вектора состояния оказывается не достоверным и применение линеаризованной модели вектора состояния цели нецелесообразно.

Список литературы

1. Ширман Я.Д., Манжос В.Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.
2. Miller K.S., Leskiw M. D. Nonlinear Estimation with Radar Observations // IEEE Transactions on AES Vol. 18, No. 2, March 1982. – P. 192-200.
3. Lerro D., Bar-Shalom Y. Tracking with Debiased Consistent Converted Measurements versus EKF // IEEE Transactions On AES Vol. 29, No. 3, July 1993. – P. 1015-1022.
4. Bar-Shalom Y., Longbin M., Xiaoquan S., Ynu Z., Zhong Kang S. Unbiased Converted Measurements for Tracking // IEEE Transactions on AES Vol. 34, No. 3, July 1998. – P. 1023-1027.
5. Schlosser M., Kroschel K. Limits in Tracking with Extended Kalman Filters // IEEE Transactions on AES Vol. 0, No. 4, Oct 2004. – P. 1351-1359.
6. Сейдж Э., Мелс Дж. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении: Пер. с англ. – М.: Связь, 1976. – 496 с.
7. Вентцель Е.С. Теория вероятностей: Учеб. для вузов. – М.: Высш. шк., 2001. – 575 с.
8. Красногоров С.И. Матричный анализ в задачах отыскания экстремумов. – Ногинск.: Научно-исследовательский центр 30 ЦНИИ МО, 1998. – 100 с.
9. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров – М.: Наука., 1984. – 831 с.
10. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию. – К.: КВиЦ, 2000. – 428 с.

Поступила в редколлегию 27.02.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. А.В. Кобзев, Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков.