

AUTOMATED CONTROL SYSTEMS

АВТОМАТИЗИРОВАННЫЕ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ

УДК 621.396.96

К.К. Васильев, Э.Д. Павлыгин, А.С. Гуторов

МНОГОМОДЕЛЬНЫЕ АЛГОРИТМЫ ОБРАБОТКИ ДАННЫХ СИСТЕМЫ МОБИЛЬНЫХ РЛС

Васильев Константин Константинович, доктор технических наук, профессор, заслуженный деятель науки и техники РФ, член-корреспондент АН республики Татарстан. Окончил радиотехнический факультет и аспирантуру Ленинградского электротехнического института им. В.И. Ульянова (Ленина). Заведующий кафедрой «Телекоммуникации» Ульяновского государственного технического университета. Имеет монографии, учебные пособия и статьи в области статистического синтеза и анализа информационных систем. [e-mail: vkk@ulstu.ru].

Павлыгин Эдуард Дмитриевич, кандидат технических наук. Окончил радиотехнический факультет Ульяновского политехнического института. Первый заместитель генерального директора по науке ФНПЦ ОАО «НПО «Марс». Имеет статьи в области статистических методов обработки сигналов. [e-mail: mars@mv.ru].

Гуторов Александр Сергеевич, окончил радиотехнический факультет УлГТУ, аспирант УлГТУ. Главный конструктор ФНПЦ ОАО «НПО «Марс». Имеет статьи в области статистических методов обработки сигналов. [e-mail: gutorov_as@mail.ru].

Аннотация

Рассмотрены особенности создания алгоритмов траекторной обработки для мобильных многопозиционных радиолокационных станций (РЛС) и программного комплекса для имитационного моделирования 3D-обстановки, процессов радиолокационного наблюдения и обмена информацией (виртуального полигона). Объединение данных и траекторная обработка осуществляются на основе многомоделных процедур одновременного различения и оценивания динамических векторных параметров.

Для изучения и отладки созданных алгоритмов траекторной обработки разработан программный виртуальный полигон, обеспечивающий моделирование виртуального 3D-полигона, включающего местные предметы и маневрирующие цели, а также процессы сбора и обработки информации с заданным числом мобильных РЛС различных типов. В качестве пояснения представлены материалы всех основных этапов обработки результатов наблюдений двух РЛС типа «Река», при этом были смоделированы три модели движения объектов с различными динамическими свойствами. Разработанные методы, алгоритмы и программное обеспечение могут быть положены в основу создания перспективных систем обработки большого числа взаимодействующих мобильных многопозиционных РЛС.

Ключевые слова: радиолокация, обнаружение, различение, оценивание, фильтрация, имитационное моделирование.

THE MULTI-MODEL DATA PROCESSING ALGORITHMS OF THE MOBILE RADAR SYSTEM

Konstantin Konstantinovich Vasiliev, Doctor of Engineering, Professor; Honoured Worker in the Science and Engineering of the Russian Federation; a correspondent member of the Tatarstan Academy of Sciences; graduated from the Faculty of Radio-Engineering at the Leningrad Institute of Electrical Engineering named after V. Ulyanov (Lenin); completed his post-graduate studies at the same Leningrad Institute of Electrical Engineering; Head of the Department of Telecommunications at Ulyanovsk State Technical University; an author of monographs, textbooks, and articles in the field of statistic synthesis and analysis of information systems. e-mail: vkk@ulstu.ru.

Eduard Dmitrievich Pavlygin, Candidate of Engineering; graduated from the Faculty of Radio-Engineering at Ulyanovsk Polytechnical Institute; Deputy First Director General for Science at Federal Research-and-Production Association 'Research-and-Production Association 'Mars'; an author of articles in the field of statistical methods of signal processing. e-mail: mars@mv.ru.

Alexander Sergeevich Gutorov, graduated from the Faculty of Radio-Engineering at Ulyanovsk State Technical University; a post-graduate student at Ulyanovsk State Technical University, Chief Designer at Federal Research-and-Production Association 'Research-and-Production Association 'Mars'; an author of articles in the field of statistical methods of signal processing. e-mail: mars@mv.ru.

Abstract

The creation features of trajectory processing algorithms for mobile multi-position radars and the software complex for 3D-simulation of a situation, radar surveillance and data exchange (virtual polygon) processes are considered. The combining data and the trajectory processing are carried out based on multi-model procedures of a simultaneous distinction and evaluation of dynamic vector parameters.

To examine and debug algorithms, designed for the trajectory processing, a software virtual polygon is developed, which provides a virtual 3D-polygon modeling, including local objects and maneuvering targets, as well as the processes of information acquisition and processing with a given number of mobile radars of various types. The documented materials of all the major processing stages of the observation results of two 'Reka' type radars are presented explanatorily. In addition, three models of the objects motion with different dynamic properties are simulated. The developed methods, algorithms, and software can be taken as a basis for the creation of advanced systems designed for the processing of a large number of interacting mobile multi-position radars.

Key words: radar location, detection, selection, evaluation, filtering, simulation.

ВВЕДЕНИЕ

В последние годы большое внимание уделяется созданию систем передачи и обработки информации для многопозиционных РЛС (МПРЛС). При этом возникает ряд достаточно сложных проблем, связанных с определением взаимных координат и обменом информацией, построением и реализацией алгоритмов обнаружения, сопровождения и распознавания целей. Несмотря на большое число работ, посвященных проблеме объединения данных МПРЛС [1–10], в настоящее время практически отсутствует общая методология построения системы обработки данных мобильных МПРЛС.

Каждая РЛС получает данные, как правило, в сферической системе координат (СК). Однако объединение нескольких сферических систем для построения траекторий множества целей в трехмерном пространстве оперативно-тактической группировки приведет к множеству разнородных криволинейных траекторий даже при линейном перемещении объектов. Для объединения данных, отождествления траекторий, сопровождения и распознавания целей потребуется очень большая скорость информацион-

ных потоков и быстродействие вычислительных средств. Поэтому СК, используемая для построения траекторий и распознавания всех целей, должна быть общей для всей группировки и выбираться таким образом, чтобы прямолинейное движение объектов описывалось линейными зависимостями. При надежном функционировании спутниковых навигационных систем для этого может использоваться земная базовая СК [9, 11]. В условиях отсутствия спутниковой связи целесообразно выбрать промежуточную земную или полусвязанную СК [11], характеризующуюся тем, что ее начало совмещено с координатами одной из РЛС группировки и перемещается вместе с ней в пространстве. Координатные оси параллельны соответствующим осям базовой СК и для каждой мобильной РЛС определяются ее пространственные координаты. Для корабельных систем это может быть достигнуто с помощью действующего комплекса ВЗОИ-ВЗОП [8]. Для организации процесса последовательного формирования базы траекторий, имеющих общие для группировки номера и сведения о типе целей, каждая РЛС передает на все платформы типовые данные: первичные координаты целей в полусвязанной СК, моменты времени получения этих данных и характери-

стики точности. На каждой платформе организуется самостоятельная обработка всех потоков данных, выполняются операции по завязке, слиянию, расхождению и удалению траекторий с идентификацией типа цели.

Для организации такой обработки целесообразно использовать многомодельные байесовские алгоритмы одновременного различения типов целей (моделей) и оценивания изменяющихся траекторных параметров [4–15]. Вместе с тем при синтезе информационных систем для мобильных МПРЛС возникают проблемы одновременного различения многих сигналов и оценивания векторных параметров, изменяющихся в процессе наблюдений. Поэтому особый практический интерес представляют рекуррентные методы обработки последовательности наблюдений, пригодные для построения относительно простых вычислительных программ [8–10, 12–15].

В настоящей работе рассматриваются возможности построения критерия качества и оптимальных рекуррентных процедур траекторной обработки данных МПРЛС, а также их реализация как составной части алгоритмического обеспечения созданного программного комплекса имитации 3D-обстановки на виртуальном полигоне.

1 КРИТЕРИЙ КАЧЕСТВА И ОПТИМАЛЬНЫЕ АЛГОРИТМЫ РАЗЛИЧЕНИЯ-ОЦЕНИВАНИЯ

1.1 Оптимальное оценивание изменяющихся параметров

Для определения оптимальной байесовской оценки \hat{X}_k вектора X_k обычно вводится неотрицательная скалярная функция потерь z_k [12]. При этом наилучшей оценке соответствует минимум математического ожидания функции потерь:

$$C = \int_{\Omega_z} \int_{\Omega_x} C_x(X_k, \hat{X}_k) W(X_k, Z_k) dX_k dZ_k, \quad (1)$$

где $W(X_k, Z_k)$ – совместная плотность распределения вероятностей (ПРВ) случайных величин X_k и Z_k , заданная на прямом произведении пространства наблюдений Ω_z и пространства параметров Ω_x .

Различным функциям потерь в такой схеме, вообще говоря, соответствуют различные оценки. Учитывая определенный субъективизм выбора C_x , можно предположить, что вид оценки полностью определяется фантазией исследователя. К счастью, это не так. Установлено, что для широкого класса \mathfrak{F} функций потерь при симметричных апостериорных распределениях вид оценки вообще не зависит от выбора $C_x \in \mathfrak{F}$. Класс \mathfrak{F} ограничен выпуклыми, симметричными относительно точки $\hat{X}_k - X_k = 0$ функциями $C_x(\hat{X}_k - X_k)$, удовлетворяющими условию [12]:

$$\lim_{X_k \rightarrow \infty} C_x W(X_k / Z_k) = 0.$$

В рассматриваемых задачах обычно требуется достаточно высокая точность оценок. При этом апостери-

орное распределение приближается к гауссовскому и удовлетворяется наиболее жесткое условие симметрии. Таким образом, при указанных предположениях конечный результат не зависит от выбора $C_x \in \mathfrak{F}$ и решающим обстоятельством является возможность получения этого результата.

Наиболее простые в вычислительном плане алгоритмы оценивания часто связаны с простой функцией потерь, которой, как показано в работе [12], можно пополнить класс \mathfrak{F} . К сожалению, традиционные формы записи простой функции потерь не позволяют учесть корреляционные связи и априорные дисперсии многомерных параметров. При отсутствии такого учета задача оценивания может вырождаться. Действительно, подставим выражение

$$C_x(\bar{x}, \hat{x}) = c_0 - \delta(\bar{x} - \hat{x}) \text{ для двумерного гауссовского параметра } \bar{x} = (x_1, x_2)^T \text{ с } V_0 = M \{ \bar{x} \bar{x}^T \} = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

в формулу (1). Тогда

$$C = c_0 - W(\hat{x}) \int_{\Omega_z} W(Z_k / \hat{x}),$$

$$\text{где } W(\hat{x}) = \left(2\pi\sigma^2(1-\rho^2) \right)^{-0.5} \times \exp \left\{ -\hat{x}_1 / 2\sigma^2 - (\hat{x}_2 - \rho\hat{x}_1)^2 / 2\sigma^2(1-\rho^2) \right\}.$$

Хорошо видно, что при $\rho \rightarrow 1$ не требуется даже связи параметра \bar{x} и наблюдений Z_k для получения бесконечной отрицательной средней величины потерь (т. е. бесконечного выигрыша). Достаточно выбрать, например $\hat{x}_1 = \hat{x}_2 = 1$. Причина неверного вывода заключается в том, что при $\rho = 1$ ранг матрицы V_0 и ранг распределения случайной величины \bar{x} равны единице. При этом параметры оказываются сосредоточенными на пространстве низшей размерности, чем δ -функция Дирака.

Для того, чтобы сделать предельный переход в многомерном случае более наглядным, введем вместо функции потерь равномерную функцию выигрыша

$$G_x(X_k, \hat{X}_k) = \begin{cases} g, & X_k - \hat{X}_k \in D, \\ 0, & X_k - \hat{X}_k \notin D, \end{cases}$$

где g – «премия» назначаемая за точное оценивание совокупности X_k ,

D – многомерная область в пространстве Ω_x , содержащая начало координат. При этом критерием качества является математическое ожидание функции выигрыша

$$G = M \{ G_x(X_k, \hat{X}_k) \} = g \int_{\Omega_z} \int_{X_k - \hat{X}_k \in D} W(X_k, Z_k) dZ_k, \quad (2)$$

а оптимальная оценка \hat{X}_k соответствует максимуму среднего выигрыша G . Нетрудно убедиться, что рассматриваемые критерии (1) и (2) приводят к одинаковым оценкам, если $G_x = c_0 - C_x$, где c_0 – произвольная постоянная.

Для выбора D_x при гауссовском векторе параметров X_k заметим, что априорная ПРВ $W(X_k)$ может быть оха-

рактирована эллипсоидом рассеяния $D_x: K(X_k) \leq b$, где $K(X_k) = \frac{1}{2}(X_k - m_x)^T V_0^{-1}(X_k - m_x); b = 0,5N + 1; N$ – размерность $\Omega_x; m_x = M\{X_k\}; V_0$ – ковариационная матрица $X_k; T$ – знак транспонирования. Выберем D подобной эллипсоиду рассеяния D_x и назначим премию g в размере $g = \beta mesD_x / mesD$, пропорциональном отношению объемов этих областей.

Оптимизацию правила принятия решения будем связывать с поиском наибольшего среднего выигрыша:

$$G = \beta \frac{mesD_x}{mesD} \int_{\Omega_x} \int_{\hat{X}_k \in D} W(X_k, Z_k) dZ_k.$$

После предельного перехода от равномерной функции выигрыша к простой при $mesD \rightarrow 0$ выражение для среднего выигрыша упрощается:

$$G = \beta mesD_x \int_{\Omega_x} W(X_k, Z_k) dZ_k.$$

Оптимальная байесовская оценка \hat{X}_k находится по максимуму среднего выигрыша G или, при заданных наблюдениях Z_k , по максимуму критерия:

$$T = \beta mesD_x W(\hat{X}_k) L(\hat{X}_k), \quad (3)$$

где $L(\hat{X}_k) = W(Z_k / \hat{X}_k)$ – функция правдоподобия.

Для гауссовских параметров X_k ПРВ

$$W(X_k) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^N \det V_0}} \exp\{-K(X_k)\},$$

и тогда с учетом объема эллипсоида рассеяния $mesD_x = \sqrt{(N+2)^N \pi^N \det V_0}$ получаем следующий вид статистики:

$$T = \beta \frac{(0,5N+1)^{0,5N}}{\Gamma(0,5N+1)} \exp\{-K(\hat{X}_k)\} L(\hat{X}_k), \quad (4)$$

где $\Gamma(\bullet)$ – гамма-функция.

Для рассмотренного примера оценки двумерного параметра $\bar{x} = (x_1, x_2)^T$ априорная область рассеяния D_x ограничена эллипсоидом $0,5 \bar{x}^T V_0 \bar{x} = 2$ (рис. 1). Премия в размере $\beta mesD_x / mesD$ назначается, если оценка \hat{x} попадает в область D , подобную D_x .

Тогда, при $mesD \rightarrow 0$, средний выигрыш

$$G = 2\beta \int_{\Omega_x} \exp\left\{-\frac{(\hat{x}_1^2 - 2\rho\hat{x}_1\hat{x}_2 + \hat{x}_2^2)}{2\sigma^2(1-\rho^2)}\right\} W(\bar{z} / \bar{x}) dz$$

будет максимален для оценки, максимизирующей

$$T = 2\beta \exp\left\{-\frac{(\hat{x}_1^2 - 2\rho\hat{x}_1\hat{x}_2 + \hat{x}_2^2)}{2\sigma^2(1-\rho^2)}\right\} L(\hat{x}_k).$$

Если $\rho \rightarrow 1$, то выигрыш максимален при $\hat{x}_1 = \hat{x}_2$ и составляет точно такую же величину, как и при оценке одного параметра $x = x_1 = x_2$.

Существенной особенностью статистики (4) является возможность точного нахождения точки \hat{X}_k ее максимума для следующего важного случая. Пусть имеется последовательность n -мерных наблюдений

$$z_i = C_i x_i + \theta_i, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (5)$$

m -мерного вектора изменяющихся параметров x_i на фоне белого гауссовского шума с $M\{\theta_i\} = 0$ и невырожденными ковариационными матрицами $V_{\theta_i} = M\{\theta_i \theta_i^T\}$, $i = 1, 2, \dots, k$. При этом динамика изменения параметра определяется линейными стохастическими разностными уравнениями:

$$x_i = \rho_i x_{(i-1)} + v_i \xi_i, \quad i = 2, 3, \dots, k, \quad (6)$$

где x_1 – гауссовский вектор с $M\{x_1\} = 0$,

$$M\{x_1 x_1^T\} = P_{\rho 1};$$

ρ_i – $m \times m$ -матрицы;

ξ_i – гауссовская m_1 -мерная некоррелированная последовательность с $M\{\xi_i\} = 0$, $M\{\xi_i \xi_i^T\} = V_{\xi_i}$;

v_i – $m \times m_1$ -матрицы.

Известно [12–15], что для этого случая оптимальные оценки по максимуму (4) находятся с помощью уравнений Калмана. Такие уравнения могут быть положены в основу траекторной обработки МПРЛС при условии точно известной модели движения цели (6). Однако в реальной радиолокационной обстановке, как правило, существует довольно большой набор таких моделей, соответствующих, например, различным типам летательных аппаратов и возможным видам маневрирования. Для такого многомодельного описания [4–10] необходимо построить критерий качества и синтезировать оптимальные алгоритмы совместного различения типа модели и оценивания векторов изменяющихся параметров [12–16].

Рекуррентные алгоритмы совместного оптимального различения и оценивания изменяющихся параметров.

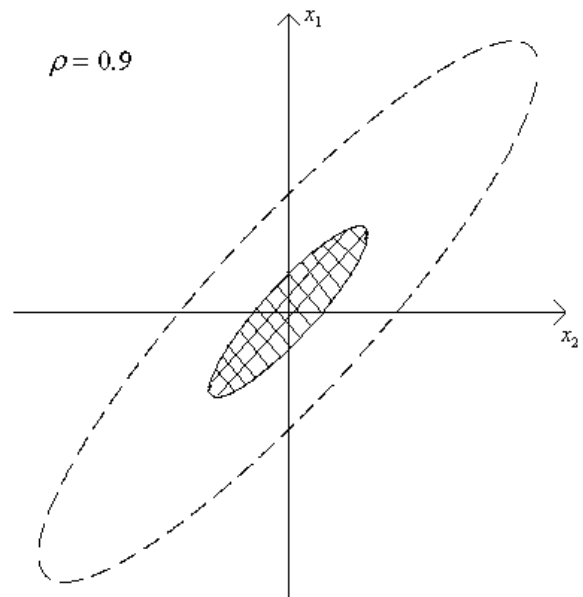


Рис. 1. Эллипс рассеяния, ограничивающий область (пунктир), и подобная ему область

Рассмотрим задачу проверки M гипотез H_l , $l = 1, 2, \dots, M$, каждой из которых соответствует априорная вероятность p_l и условная ПРВ $W(X_{lk}, Z_k/H_l)$ наблюдений и параметра X_{lk} .

На основе объединенной совокупности наблюдений всех имеющихся источников необходимо принять совместное решение $\hat{l}(\{\bar{z}_i\})$ и $\hat{X}_{lk}(\{\bar{z}_i\})$ относительно номера гипотезы и траекторных параметров. Качество совместного решения определим в смысле максимума среднего выигрыша с помощью функции выигрыша [13–15]:

$$G_x = \delta_k(l - \hat{l})G_{xl}(X_{lk} - \hat{X}_{lk}),$$

где $\delta_i(\bullet)$ – символ Кронекера,

$$a G_{xl} = g_l \text{ если } X_{lk} - \hat{X}_{lk} \in D_l$$

$$\text{и } G_{xl} = 0, \text{ если } X_{lk} - \hat{X}_{lk} \notin D_l.$$

Таким образом, ненулевая премия назначается лишь при верном решении \hat{l} и хорошем оценивании траекторных параметров.

Для выбора областей D_l и назначения премий g_l воспользуемся уже рассмотренным в п. 1.1 подходом. Выберем D_l подобными эллипсоидами рассеяния D_{xl} для каждой из априорных ПРВ $W(X_{lk})$ и назначим премии, пропорциональными отношению объемов этих областей:

$$g_l = \beta_l \text{mes}D_{xl} / \text{mes}D_l, \quad l = 1, 2, \dots, M.$$

Поиск оптимального правила совместного решения будем связывать с максимизацией среднего выигрыша:

$$G = M \{G_x\} = \sum_{l=1}^M p_l \frac{\beta_l \text{mes}D_{xl}}{\text{mes}D_l} \times \int_{\Omega_l} \int_{X_{lk} - \hat{X}_{lk} \in D_l} W(X_{lk}, Z_k/H_l) dZ_k dX_{lk}.$$

Очевидно, максимум G достигается, если выбрать оценки \hat{X}_{lk} , доставляющие наибольшие значения в каждой точке выборочного пространства, и включить в подобласти Ω_l такие $Z_k \in \Omega_l$, где $T_l \geq T_j, j \neq l$, причем

$$T_j = p_j \beta_j \frac{\text{mes}D_{xl}}{\text{mes}D_j} \int_{X_{jk} - \hat{X}_{jk} \in D_j} W(\hat{X}_{jk}, Z_k/H_j) dX_{jk}.$$

После предельного перехода от равномерной функции выигрыша к простой при $\text{mes}D_l = 0$ выражение для T_j упрощается. В этом случае

$$T_j = p_j \beta_j \text{mes}D_{xl} W(\hat{X}_{jk}, Z_k/H_j).$$

Таким образом, по наблюдениям Z_k следует вычислить все значения $T_j, j = 1, 2, \dots, M$ и принять совместное решение \hat{l}, \hat{X}_{lk} , соответствующие максимальному значению статистики T_k . Заметим, что для простой функции выигрыша оценка \hat{X}_{lk} находится по максимуму $\text{mes}D_{xl} W(X_{lk}, Z_k/H_l)$ или, что в данном случае то же самое, по максимуму произведения условной апостериор-

ной ПРВ $W(X_{lk}, Z_k/H_l)$ на объем эллипсоида рассеяния.

В общем случае полученное правило предполагает построение оценок $x_{11}, x_{12}, \dots, x_{lk}$ на основании всей выборки Z_k . Известно, что осуществление такой нелинейной интерполяции потребует большого объема дополнительных вычислений после фильтрации параметров.

Тем не менее, как показано в работах [13, 14], может быть найдено приближенное рекуррентное решение поставленной задачи вычисления критерия:

$$J_{lk}(X_{lk}, Z_k) = -\ln(T_l / \gamma_l), \quad (7)$$

где $\gamma_l = p_l \beta_l b_l^{N_l} / \Gamma(b_l)$, для случая нелинейных моделей изменения состояния и нелинейных моделей наблюдений с негауссовскими помехами. Для рассматриваемой задачи совместной проверки гипотез и оценивания векторных параметров для гауссовских моделей соответствующие рекуррентные алгоритмы становятся точными (табл. 1). Более того, кроме известного способа [12] рекуррентного вычисления статистики (7), удается получить еще две оптимальные процедуры.

Таким образом, в процессе последовательной обработки поступающих наблюдений на основе представленных в таблице результатов могут приниматься решения об отсутствии или наличии траектории с одновременной классификацией цели по динамическим, спектральным и другим признаковым характеристикам, описываемым одной из M векторных стохастических моделей.

В качестве примера многомодельной обработки траекторных данных рассмотрим одновременную работу нескольких двухкоординатных РЛС, передающих друг другу информацию об обнаруженных целях и их параметрах. При этом каждая РЛС в моменты времени асинхронно от всех РЛС получает наблюдения

$$z_{xi} = x_i + \xi_{xi}, \quad z_{yi} = y_i + \xi_{yi}, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (8)$$

о координатах x_i и y_i цели в связанной СК со случайными погрешностями ξ_{xi}, ξ_{yi} , имеющими дисперсии σ_{xi}^2 и σ_{yi}^2 соответственно. Для описания движения цели будем использовать набор из M моделей:

$$\begin{aligned} x_{li} &= x_{l(i-1)} + V_{xl(i-1)} T_i, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad l = 1, 2, \dots, M, \\ V_{xli} &= V_{xl(i-1)} + \gamma_{xl} \sigma_{xli} \xi_{xli}, \\ y_{li} &= y_{l(i-1)} + V_{yl(i-1)} T_i, \quad i = 1, 2, \dots, k, \quad l = 1, 2, \dots, M, \\ V_{yli} &= V_{yl(i-1)} + \gamma_{yl} \sigma_{yli} \xi_{yli}, \end{aligned} \quad (9)$$

где V_{xli} – скорость движения цели вдоль координаты x в момент времени $i = 1, 2, \dots, k$ для модели с номером $l = 1, 2, \dots, M$;

$$\sigma_{xi}^2 = V_{x0}^2 \frac{T_i}{T_{npl}}, \quad \sigma_{yi}^2 = V_{y0}^2 \frac{T_i}{T_{npl}};$$

V_{x0} – начальная скорость движения цели по координате x ;

$$T_i = t_i - t_{i-1};$$

ξ_{xli}, ξ_{yli} – гауссовские случайные величины с нулевыми средними и единичными дисперсиями.

Таблица 1

Многомодельный алгоритм различия – оценивания гауссовских последовательностей

Модель наблюдений для гипотезы H_e	$z_i = C_{ei}x_{ei} + \theta_{ei}, i = 1, 2, \dots, K, e = 1, 2, \dots, M$
Модель изменения параметров	$x_{ei} = \rho_{ei}x_{e(i-1)} + v_{ei}\xi_{ei}$
Фильтрация параметров	$\hat{x}_{ei} = \hat{x}_{\varepsilon ei} + P_{ei}C_{ei}^T V_{\theta ci}^{-1}(z_i - C_{ei}\hat{x}_{\varepsilon ei}),$ $\hat{x}_{\varepsilon ei} = \rho_{ei}\hat{x}_{e(i-1)}$
Ковариационные матрицы ошибок (первый вариант)	$P_{ei} = P_{\varepsilon ei}(E + C_{ei}^T V_{\theta ci}^{-1} C_{ei} P_{\varepsilon ei})^{-1},$ $P_{\varepsilon ei} = \rho_{ei}\rho_{e(i-1)}P_{ei}^T + v_{ei}V_{\xi ei}v_{ei}^T$
Ковариационные матрицы ошибок (второй вариант)	$P_{ei} = (E - B_{ei}C_i)P_{\varepsilon ei},$ $B_{ei} = P_{\varepsilon ei}C_{ei}^T \Gamma_{ei}^{-1},$ $\Gamma_{ei} = C_{ei}P_{ci}C_{ei}^T + V_{\theta ci}, P_{\varepsilon ei} = \rho_{ei}\rho_{e(i-1)}P_{ei} + V_{ei}V_{\xi ei}V_{ei}$
Решающая статистика (первый вариант [13])	$J_{ei} = J_{e(i-1)} - \frac{1}{2}(z_i - C_{ei}\hat{x}_{ei})^T (V_{\theta ci}^{-1} - V_{\theta ci}^{-1}C_{ei}P_{ei}C_{ei}^T V_{\theta ci}^{-1})(z_i - C_{ei}\hat{x}_{ei})$
Решающая статистика (второй вариант [13])	$J_{ei} = J_{e(i-1)} - \frac{1}{2}(z_i - C_{ei}\hat{x}_{ei})^T (V_{\theta ci}^{-1} + V_{\theta ci}^{-1}C_{ei}P_{ei}C_{ei}^T V_{\theta ci}^{-1})(z_i - C_{ei}\hat{x}_{ei})$
Решающая статистика (третий вариант [12])	$J_{ei} = J_{e(i-1)} - \frac{1}{2}(z_i - C_{ei}\hat{x}_{ei})^T (V_{\theta ci}^{-1} + C_{ei}P_{ei}C_{ei}^T)^{-1}(z_i - C_{ei}\hat{x}_{ei})$
Правило совместного решения	$\min_{1 \leq e \leq M} (J_{ek} - \ln p_e \beta_{oe}), \hat{x}_{ek}$
Начальные условия и априорные данные	$x_{\varepsilon e1} = M\{x_{\varepsilon e1}\} = m_x, P_{\varepsilon e1} = M\{(x_{e1} - m_{xe1})(x_{e1} - m_{xe1})^T\},$ $M\{\theta_{ei}\} = 0, M\{\xi_{ei}\xi_{ei}^T\} = V_{\xi ei}, M\{\theta_{ei}\theta_{ei}^T\} = V_{\theta ci}, J_{e0} = 0, P\{H_e\} = P$

Для выбора параметров интенсивности маневрирования цели γ_{xl}, γ_{yl} где $l = 1, 2, \dots, M$, обратим внимание, что общее изменение скорости за время T_{np} по координате составляет

$$V_{xlk} - V_{xl0} = y_{xl}V_{xl0} \sum_{i=1}^k \sqrt{\frac{T_i}{T_{np}}} \xi_{xl}.$$

Дисперсия этого изменения – $y_{xl}^2 V_{xl0}^2$, а СКО – $\sigma_{xi}^2 = y_{xl} V_{xl0}$. Таким образом, параметр $y_{xl} = \frac{\sigma_{Vxi}}{V_{xl0}}$ определяет относительное среднее изменение скорости цели за время прямолинейного движения с заданной начальной скоростью в зоне действия РЛС. Если $y_{xl} = 0$, то $V_{xli} = V_{xl0}$, то есть скорость не изменится. При $y_{xl} = 0,01$ скорость изменится на 1% и т. д.

Для построения алгоритмов траекторной обработки данных (табл. 1) с несколькими моделями необходимо записать модели наблюдений (8) и модели изменения состояния (9) в стандартной форме. С этой целью введем вектор наблюдений $z_i = (z_{xi} \ z_{yi})^T$ и вектор параметров $x_{li} = (x_{li} \ V_{xli} \ y_{li} \ V_{yli})^T$. После этого нетрудно убедиться, что стандартная форма записи матриц наблюдений и изменения состояния будет иметь следующий вид:

$$C = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}, \rho_{ci} = \begin{pmatrix} 1 & T_i & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & T_i & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$v_{ci} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ \alpha_{ci} & 0 \\ 0 & 0 \\ \beta_{ci} & 0 \end{pmatrix}, V_{\xi ci} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

На основе представленных формул могут быть непосредственно реализованы алгоритмы совместного различия вида модели и оценивания векторных изменяющихся параметров (табл. 1). Таким образом, рассмотренный подход к вычислению решающих статистик позволяет для рассмотренных и более сложных моделей находить рекуррентные оптимальные процедуры траекторной обработки информации от любого числа источников.

2 РЕАЛИЗАЦИЯ АЛГОРИТМОВ ПОСТРОЕНИЯ ТРАЕКТОРИЙ ЦЕЛЕЙ ПО НАБЛЮДЕНИЯМ МПРЛС

Для проверки эффективности работы алгоритмов траекторной обработки данных был разработан программный комплекс имитации работы системы многопозиционной РЛС, в который входят:

- модуль, обеспечивающий моделирование виртуального полигона внешней обстановки (визуализатор), в том числе движение целей в трехмерной сцене;
- модуль программной имитации работы РЛС, включающей имитацию сканирования пространства и приема отраженного сигнала, с учетом диаграммы направленности РЛС и заданных имитационных эффективных площадей рассеяния (ЭПР) целей, с целью обнаружения объектов в трехмерном пространстве для последующего формирования вторичных данных;
- модуль отождествления целей и построения обобщенных траекторий по наблюдениям с РЛС.

Формирование выходной информации с нескольких РЛС и ее последующий анализ с целью построения траекторий подвижных объектов осуществляются с помощью программных имитаторов РЛС, на вход которых поступает исходная динамически изменяющаяся информация от визуализатора виртуального полигона об объектах, движущихся в трехмерной сцене. Программные имитаторы РЛС обрабатывают поступающую от визуализатора исходную информацию об объектах моделируемого полигона, формируя сигналы первичной обработки. Далее, формируемые первичные сигналы поступают в модуль построения оценок траекторий движущихся целей для отождествления объектов и выработки характеристик движения объектов. Программные модули комплекса взаимодействуют между собой посредством сообщений стека протоколов UDP/IP (рис. 2).

Благодаря сетевой архитектуре программного комплекса, имеется возможность использования нескольких имитаторов РЛС, работающих на одной или отдельных ПЭВМ. Информация с каждой РЛС отправляется на отдельный программный порт в модуль построения оценок траекторий движущихся целей, имитируя подключение той или иной РЛС. Благодаря этому можно динамически добавлять и убирать отдельные РЛС и проводить исследования работы алгоритмов построения траекторий при изменяющемся числе работающих РЛС.

В рамках предложенной реализации, построение траекторий осуществляется с помощью произвольного числа фильтров, где на каждом шаге вычисляется критерий качества, в соответствии с которым выбирается наилучший фильтр для формирования (выбора) текущей точки траектории.

Работа программного модуля построения оценок координат основана на двух параллельных потоках: первый является основным программным потоком, отвечающим за работу интерфейса пользователя, а второй – за прием данных от РЛС по UDP-соединению и анализ принятых данных для построения оценок. При этом к программе может быть подключено число позиций РЛС, ограниченное только вычислительными ресурсами системы. Каждая позиция РЛС передает данные на свой порт. Благодаря этому можно разделить данные по условным номерам РЛС, что впоследствии облегчает процесс их анализа.

Структура принимаемых данных от одной РЛС содержит координаты самой РЛС, пространственные координаты обнаруженных отметок в связанной СК и моменты их формирования. Данные со всех портов (т. е. со всех имитируемых РЛС) в текущий момент времени сохраняются и сортируются по времени поступления. Благодаря этому в программе сначала анализируются более ранние наблюдения, а затем – более поздние, что обеспечивает последовательную обработку наблюдений во времени. Следует отметить, что в каждый момент времени данные могут поступать от разных РЛС: например, если две РЛС работают с интервалом в одну секунду, то на входе программы могут появляться данные как с одной, так и с двух РЛС. Кроме того, РЛС могут динамически подключаться и отключаться от программного модуля.

После того, как все наблюдения сформированы, они поступают в модуль построения оценок движущихся целей. На первом шаге выполняется сортировка траекторий по возрастанию числа пропущенных обзоров. Благодаря этому новые принятые наблюдения сначала соотносятся с более близкими точками траекторий, а затем – со все

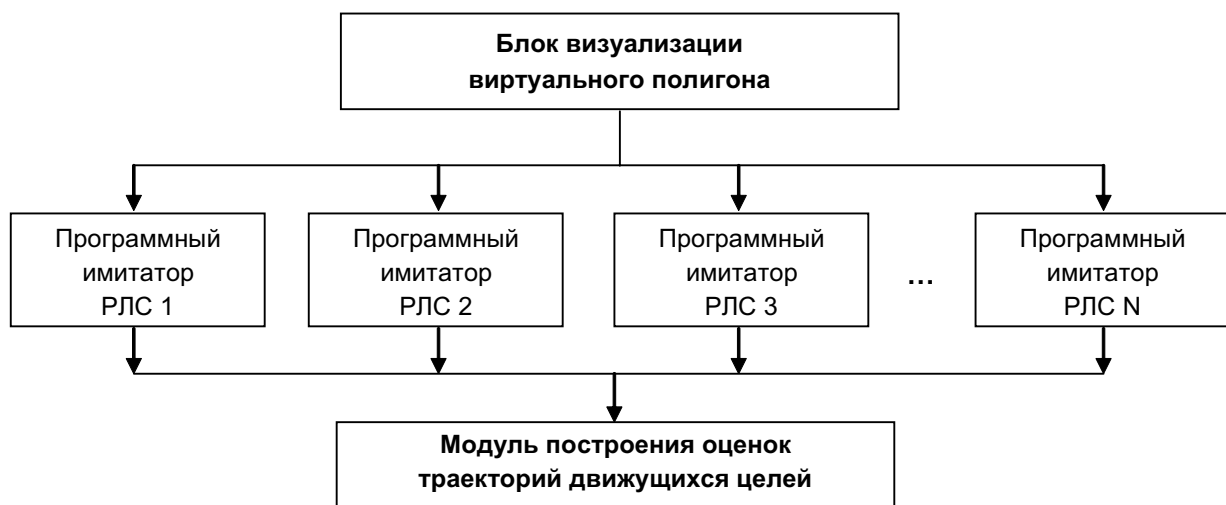


Рис. 2. Структурная схема программного комплекса

более дальними. Это позволяет уменьшить возможные погрешности и неточности при выделении новых точек для продолжения траекторий. Затем перебираются все активные траектории в порядке их сортировки, и для каждого обзора РЛС вызывается функция построения (оценивания) текущей траектории.

Оценивание траекторных параметров выполняется с помощью заданного набора фильтров, работающих независимо друг от друга. При этом число фильтров и их реализации (алгоритм работы) могут быть произвольными. Для управления работой фильтров создан программный класс TrackEstimator, который хранит пул фильтров и на каждой итерации построения оценок вызывает их в порядке приоритетов. Сначала вызывается наиболее приоритетный фильтр, т. е. тот, который показал наибольшую эффективность на предыдущем шаге. Если первый фильтр позволяет выделить новую точку траектории, то эта точка присоединяется и используется в качестве наблюдения для построения оценок по всем фильтрам, т. е. все фильтры всегда участвуют в оценивании, но текущее наблюдение выбирается по наиболее приоритетному фильтру. Если же с помощью первого фильтра не удалось найти новую точку траектории, то выбирается следующий по приоритету и процесс поиска повторяется. Если ни один из существующих фильтров не выделил новую точку траектории, то в классе TrackEstimator увеличивается счетчик пропущенных обзоров РЛС skip, и, когда он достигает значения 3, сопровождение завершается и в дальнейшем эта траектория не участвует в анализе. После этого вы-

полняется анализ оставшихся наблюдений в обзорах РЛС, не вошедших ни в одну из траекторий. Такие точки становятся претендентами на создание новых траекторий.

Чтобы разделить процесс управления фильтрами от их реализации, используется интерфейсный класс TrackFilter, имеющий программные интерфейсы, отвечающие за запуск процесса оценивания, выбора текущей точки из обзоров РЛС и передачи информации по фильтру. Реализации данных функций выполняются в дочернем классе, которые и определяют тот или иной алгоритм фильтрации и выделения наблюдений.

Для реализации алгоритмов рекуррентного оценивания были выбраны условные калмановские фильтры, работающие при различных параметрах маневрирования (9). При этом программа автоматически выбирает лучший фильтр в процессе формирования траектории по минимуму критерия (табл. 1)

$$J_{lm} = \sum_{i=m-N}^N (z_i - C_{ei} \hat{x}_{ei})^T (V_{\theta ci}^{-1} C_{ei} P_{ei} C_{ei}^T V_{\theta ci}^{-1}) (z_i - C_{ei} \hat{x}_{ei}), \tag{10}$$

подсчитанного в скользящем окне длиной $2N$.

Представленный алгоритм был апробирован на экспериментальных данных, сформированных в результате имитационного моделирования движения целей в 3D-сцене и последующей пороговой обработки целей в модуле имитации РЛС. На рисунке 3 показан фрагмент работы алгоритма построения траектории маневрирующей цели

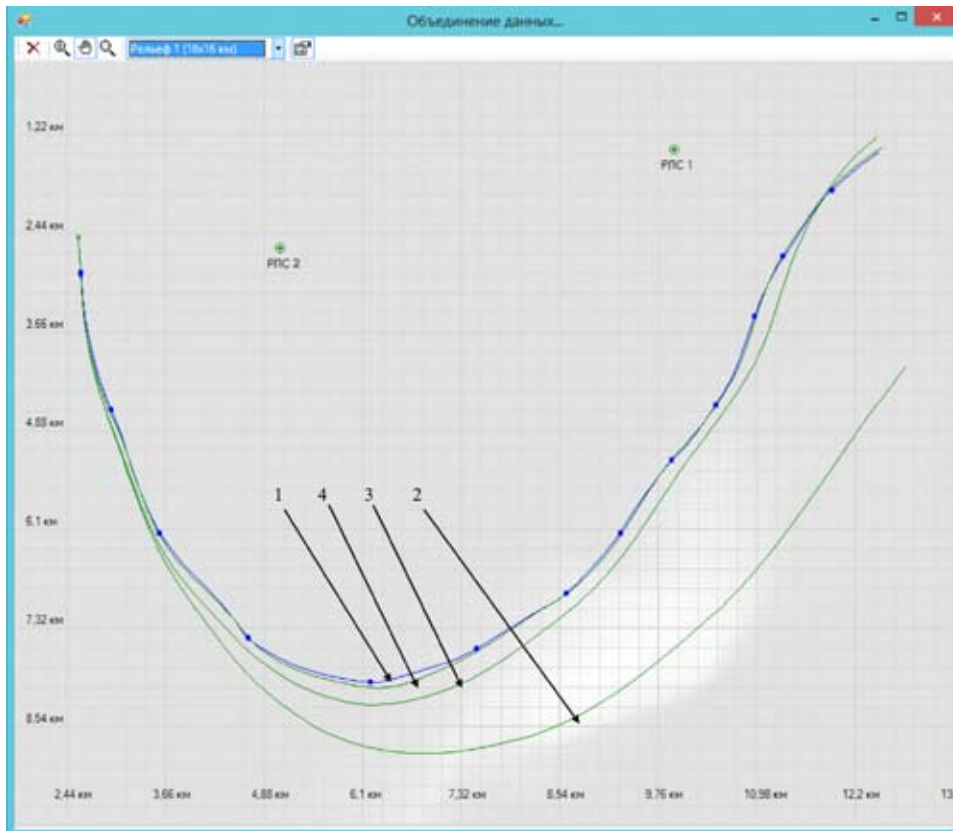


Рис. 3. Оценки траектории маневрирующей цели с использованием трех фильтров Калмана для различных моделей движения цели

по информации двух РЛС с помощью трех алгоритмов рекуррентного оценивания параметров движения цели. При расчете прогноза расположения следующей позиции обнаружения цели, выбор фильтра осуществляется на основе величины критерия (10).

Приоритетным выбирается тот фильтр, у которого величина J_m наименьшая. Если у всех трех фильтров данная величина равна нулю, то приоритеты назначаются по умолчанию, т. е. сначала фильтр с $\gamma=0$, затем фильтры с более высокими значениями γ .

Анализ полученных результатов и наблюдений РЛС с дальнейшим применением порогового сравнения (рис. 3, табл. 2) показывает, что при значении параметра интенсивности маневрирования цели $\gamma=0$ (кривая 2) оценки в меньшей степени подвержены скорости изменения координат при маневре, а значит в меньшей степени учитывается изменение направления движения цели – маневра. При значении параметра $\gamma=0,03$ (кривая 3) маневр учитывается в большей степени. И, наконец, при $\gamma=0,1$ (кривая 4) оценки в наибольшей степени соответствуют наблюдениям сильноманеврирующей цели. Вместе с тем, для линейно движущихся целей осуществляется выбор алгоритма оценивания с $\gamma=0$. Таким образом, благодаря использованию наборов фильтров, удается строить траектории как маневрирующих, так и линейно движущихся целей. Параметры движения целей, полученные в результате оценивания их траекторий, близки к истинным значениям.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Представлены особенности реализации основных этапов траекторной обработки данных нескольких мобильных РЛС. При этом использованы основные результаты синтеза и анализа алгоритмов многомодельного байесовского одновременного различения и оценивания траекторий нескольких типов маневрирующих целей. Для отладки алгоритмов разработан виртуальный полигон, отображающий 3D-обстановку, включающую местные предметы и маневрирующие цели, а также процессы сбора и обработки информации заданным числом мобильных РЛС различных типов. В качестве примера представлены все основные этапы обработки результатов наблюдений двух РЛС типа «Река» на основе трех моделей движения объектов с различными динамическими свойствами. Разработанные методы, алгоритмы и программное обеспечение может быть положено в основу создания перспективных систем обработки большого числа взаимодействующих мобильных МПРЛС.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Канащенков А.И., Меркулов В.И., Самарин О.Ф. Облик перспективных бортовых радиолокационных систем. Возможности и ограничения. – М. : ИПРЖ, 2002. – 176 с.
2. Информационные технологии в радиотехнических системах / под ред. И.Б. Федорова. – М. : МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2003. – 260 с.

Пример оценки составляющей y (км) координаты цели в связанной СК при различных принимаемых значениях параметра интенсивности маневрирования цели γ

Наблюдения РЛС	$\gamma=0$ (кривая 2)	$\gamma=0,03$ (кривая 3)	$\gamma=0,1$ (кривая 4)
2,92	2,92	2,92	2,92
4,58	4,58	4,58	4,58
6,15	6,20	6,18	6,15
7,36	8,05	7,74	7,46
7,97	8,91	8,30	8,15
7,56	8,80	7,94	7,66
6,83	8,54	7,01	6,85
6,15	8,05	6,21	6,19
5,24	7,53	5,56	5,45
...			

3. Вопросы перспективной радиолокации / под ред. А.В. Соколова. – М. : Радиотехника, 2003. – 512 с.

4. Mallick M., Krant J., Bar-Shalom Y. Multi-sensor Multi-target Tracking using Out-of-sequence Measurements. – Proc. Fifth Int. Conf. on Information Fusion, Annapolis, MD, U.S.A., 2002. pp. 135–152.

5. Рязанцев Л.Б. Многомодельное байесовское оценивание вектора состояния маневренной воздушной цели в дискретном времени // Вестник ТГТУ. – 2009. – Т. 15, № 4. – С. 729–739.

6. Радиотехнические системы / Ю.М. Казаринов [и др.] ; под ред. Ю.М. Казаринова. – М. : Академия, 2008 – 592 с.

7. Challa S., Evans R., Wang X. A Bayesian solution to the OOSM problem and its approximations // Journal of Information Fusion. 2003. № 4 (3).

8. Создание мобильной многопозиционной радиолокационной системы на основе канала связи РТК-2 и современных методов обработки РЛИ / К.К. Васильев [и др.] // Автоматизация процессов управления. – 2012. – № 4 (30). – С. 34–39.

9. Павлыгин Э.Д., Гуторов А.С., Лучков Н.В. Многопозиционные радиолокационные системы // Современные проблемы проектирования, производства и эксплуатации радиотехнических систем : сб. науч. тр. Восьмой Всерос. науч.-практ. конф. (с участием стран СНГ). – Ульяновск : УлГТУ, 2013. – С. 15–17.

10. Гуторов А.С. Проблемы совмещения отождествленных объектов от РЛС в многопозиционных системах // Современные проблемы проектирования, производства и эксплуатации радиотехнических систем : сб. науч. тр. Восьмой Всерос. науч.-практ. конф. (с участием стран СНГ). – Ульяновск : УлГТУ, 2013. – С. 18–21.

11. Лукомский Ю.А. Управление морскими подвижными объектами. – СПб. : Элмор, 1996. – 320 с.
12. Сейдж Э.П., Мелс Дж. Теория оценивания и ее применение в связи и управлении / пер. с англ. под ред. Б.Р. Левина. – М. : Связь, 1976. – 496 с.
13. Васильев К.К. Байесовское различение и оценивание случайных последовательностей // Радиотехника и электроника. – 1985. – № 3 (т. XXX). – С. 476–485.
14. Васильев К.К. Применение статистических методов при проектировании корабельных систем связи и автоматического управления движением // Автоматизация процессов управления. – 2011. – № 1 (23). – С. 72–77.
15. Васильев К.К., Крашенинников В.Р., Ташлинский А.Г. Статистический анализ последовательностей многомерных изображений // Научно-технические технологии. – 2013. – № 5 (т. 14). – С. 5–14.
16. Трифонов А.П., Шинаков Ю.С. Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. – М. : Радио и связь, 1986. – 264 с.

REFERENCES

1. Kanashchenkov A.I., Merkulov V.I., and Samarin O.F. *Oblik perspektivnykh bortovykh radiolokatsionnykh sistem. Vozmozhnosti i ogranicheniya* [Concept of Advanced Onboard Radar]. Moscow, IPRZh Radioengineering Publ., 2002. 176 p.
2. *Informatsionnye tekhnologii v radiotekhnicheskikh sistemakh. Pod red. I.B. Fedorova* [Information Technologies in Radiotechnical Systems. Under the Editorship of I.B. Fedorov]. Moscow, Bauman Moscow State Technical University Publ., 2003. 260 p.
3. *Voprosy perspektivnoy radiolokatsii. Pod red. A.V. Sokolova* [Issues of the Advanced Radiolocation. Under the Editorship of A.V. Sokolov]. Moscow, Radiotekhnika Publ., 2003. 512 p.
4. Mallick M., Krant J., and Bar-Shalom Y. Multi-sensor Multi-target Tracking using Out-of-sequence Measurements. *Proc. Fifth Int. Conf. on Information Fusion*. Annapolis, MD, U.S.A., 2002, pp. 135–152.
5. Ryzantsev L.B. Mnogomodelnoe bayesovskoe otsenivanie vektora sostoyaniya manevrennoy vozduшной tseli v diskretnom vremeni [Multi-Model Bayesian Estimation of Maneuvering Air Target Vector in Discrete Time]. *Vestnik TGTU* [Bulletin of Tambov State Technical University], 2009, vol.15, no.4, pp. 729–739.
6. Kazarinov Yu.M. and Others. Radiotekhnicheskie sistemy; pod red. Yu.M. Kazarinova [Radiotechnical Systems; under the Editorship of Yu.M. Kazarinov]. Moscow, Akademiya Publ., 2008. 592 p.
7. Challa S., Evans R., Wang X. A Bayesian Solution to the OOSM Problem and its Approximations. *Journal of Information Fusion*, 2003, no. 4 (3).
8. Vasiliev K.K., Pavlygin E.D., Luchkov N.V., Piftankin A.N., and Maslov A.A. Sozdanie mobilnoy mnogopozitsionnoy radiolokatsionnoy sistemy na osnove kanala svyazi RTK–2 i sovremennykh metodov obrabotki RLI [Creation of Mobile Multi-Position Radar System Based on Communications Channel Rtk-2 and Modern Methods of Radar Information Processing]. *Avtomatizatsiya protsessov upravleniya* [Automation of Control Processes], 2012, no. 4 (30), pp. 34–39.
9. Pavlygin E.D., Gutorov A.S., and Luchkov N.V. Mnogopozitsionnye radiolokatsionnye sistemy [Multi-Position Radar Systems]. *Sovremennye problemy proektirovaniya, proizvodstva i ekspluatatsii radiotekhnicheskikh sistem: sbornik nauch. tr. Vosmoy Vseros. nauch.-prakt. konf. (s uchastiem stran SNG)* [Collection of Research Papers of the 8-th All-Russian Workshop and Conf. (in partnership with CIS Countries): Modern Design, Production, and Operation Issues of Radiotechnical Systems], Ulyanovsk, UISTU Publ., 2013, pp. 15–17.
10. Gutorov A.S. Problemy sovmeshcheniya otozhdestvlenykh obyektov ot RLS v mnogopozitsionnykh sistemakh [Issues of Object Convergence Identified from Radar in Multiposition Systems]. *Sovremennye problemy proektirovaniya, proizvodstva i ekspluatatsii radiotekhnicheskikh sistem: sb. nauch. tr. Vosmoy Vseros. nauch.-prakt. konf. (s uchastiem stran SNG)* [Collection of Research Papers of the 8-th All-Russian Workshop and Conf. (in partnership with CIS Countries): Modern Design, Production, and Operation Issues of Radiotechnical Systems], Ulyanovsk, UISTU Publ., 2013, pp. 18–21.
11. Lukomskiy Yu.A. *Upravlenie morskimi podvizhnymi obyektami* [Maritime Mobile Objects Control]. Sankt-Peterburg, Elmor Publ., 1996. 320 p.
12. Sage Andrew P. and James L. Melsa. *Teoriya otsenivaniya i ee primeneniye v svyazi i upravlenii. Per. s angl. pod red. B.R. Levina* [Estimation Theory with Applications to Communications and Control. Translated from Engl. under the Editorship of B.R. Levin]. Moscow, Svyaz Publ., 1976. 496 p.
13. Vasiliev K.K. Bayesovskoe razlichenie i otsenivanie sluchaynykh posledovatel'nostey [Bayesian Selection and Estimation of Random Sequences]. *Radiotekhnika i elektronika* [Journal of Communications Technology and Electronics], 1985, no. 3 (vol. 30), pp. 476–485.
14. Vasiliev K.K. Primeneniye statisticheskikh metodov pri proektirovanii korabelnykh sistem svyazi i avtomaticheskogo upravleniya dvizheniem [Use of Statistics Methods for Design of Ship's Communications and Automatic Movement-Control Systems]. *Avtomatizatsiya protsessov upravleniya* [Automation of Control Processes], 2011, no. 1 (23), pp. 72–77.
15. Vasiliev K.K., Krashennnikov V.R., and Tashlinskiy A.G. Statisticheskyy analiz posledovatel'nostey mnogomernykh izobrazheniy [Statistical Analysis of Multidimensional Image Sequences]. *Naukoemkie tekhnologii* [Science Intensive Technologies], 2013, no. 5 (vol.14), pp. 5–14.
16. Trifonov A.P. and Shinakov Yu.S. *Sovmestnoe razlichenie signalov i otsenka ikh parametrov na fone pomekh* [A Joint Signal Selection and Estimation of their Parameters against the Noise Background]. Moscow, Radio i Svyaz Publ., 1986. 264 p.