

УДК 621.396.96

УЧЕТ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ УГЛОВ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ОРИЕНТАЦИИ ЛЕТАТЕЛЬНОГО АППАРАТА ПРИ АДАПТАЦИИ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ ПОРТРЕТОВ К ИЗМЕНЯЮЩИМСЯ УСЛОВИЯМ НАБЛЮДЕНИЯ

С.Н. ЯРМОЛИК, М.В. СВИНАРСКИЙ, А.С. ХРАМЕНКОВ, Е.В. ЗАЙКО

Военная академия Республики Беларусь, Республика Беларусь

Поступила в редакцию 19 апреля 2018

Аннотация. Рассмотрен способ оценки и учета статистических распределений углов пространственной ориентации летательного аппарата в интересах адаптации радиолокационных систем к изменяющимся условиям наблюдения. Методом математического моделирования проанализировано влияние условий наблюдения объекта на параметры распределения углов его ориентации. Оценки анализируемых законов распределения формировались двумя методами: методом статистических испытаний и методом Монте-Карло. Рассмотрены достоинства и недостатки каждого из методов. Полученные оценки текущих распределений углов ориентации объекта позволяют адаптировать радиолокационные портреты к изменяющимся условиям наблюдения.

Ключевые слова: распределение углов пространственной ориентации объекта, метод Монте-Карло.

Abstract. A method for estimating and accounting for the statistical distributions of angles for the spatial orientation of an aircraft in the interest of adapting radar systems to changing observation conditions is considered. The influence of the object observation condition on the distribution parameters of the angles of its orientation is analyzed by the method of mathematical modeling. Estimates of the analyzed distribution laws were formed by two methods: the method of statistical test and the Monte-Carlo method. The advantages and disadvantages of each method are considered. The obtained estimates of current distributions of object orientation angles allow adapting radar portraits to changing observation conditions.

Keywords: distribution of the angles of the objects spatial orientation, the Monte-Carlo method.

Doklady BGUIR. 2018, Vol. 116, No. 6, pp. 65-72

**The account of distribution of angles of spatial orientation of aircraft at adaptation of radar portraits to varied viewing conditions
S.N. Yarmolik, M.V. Svinarskiy, A.S. Khramenkov, E.V. Zaiko**

Введение

Актуальность задачи адаптации устройств радиолокационного распознавания (РЛР) объектов обусловлена необходимостью повышения эффективности принимаемых решений [1]. В интересах классификации объектов используют доступные радиолокационному наблюдению признаки: размеры, форму, параметры флуктуаций, тип двигательной установки, параметры движения. Наиболее полно различия объектов характеризуют их радиолокационные портреты

(РЛП) $\xi = \|\xi_1 \ \xi_2 \ \dots \ \xi_{N_\alpha}\|^T$ [1].

Распознавание класса радиолокационного объекта по байесовским критериям предполагает формирование и анализ совокупности отношений правдоподобия [1]:

$$\hat{g} = \max_g \left[\Lambda_{g/0} \xi \right], \quad g = \overline{1, M}, \quad (1)$$

где \hat{g} – оценка номера класса наблюдаемой цели; $\Lambda_{g/0} \stackrel{\sim}{=} \frac{p_g \stackrel{\sim}{\mathcal{C}}}{p_0 \stackrel{\sim}{\mathcal{C}}}$ – отношение правдоподобия в g -м канале обработки; $p_g \stackrel{\sim}{\mathcal{C}}$ – многомерная плотность вероятности элементов портрета, представляющего собой аддитивную смесь радиолокационного фона и сигнала, отраженного от цели g -го класса; $p_0 \stackrel{\sim}{\mathcal{C}}$ – многомерная плотность вероятности радиолокационного фона; M – количество распознаваемых объектов.

Принятие решения о классе цели основано на сопоставлении РЛП наблюдаемого объекта с имеющимся в каждом канале эталонным портретом [1]. Устройство распознавания является многоканальным по распознаваемым классам. Эффективность принимаемого решения зависит от оптимальности процедуры обработки РЛП и степени его соответствия эталону.

Радиолокационный сигнал, отраженный от наблюдаемого объекта, существенно зависит от ориентации летательного аппарата (ЛА) в пространстве [1]. Пространственную ориентацию цели в системе координат (СК) линии визирования (ЛВ) радиолокатора принято характеризовать совокупностью трех углов ориентации: курса, тангажа и крена ($\Theta^{ЛВ} = \|\psi^{ЛВ} \quad \vartheta^{ЛВ} \quad \gamma^{ЛВ}\|^T$) [2]. В процессе полета ЛА постоянно изменяются его углы пространственной ориентации (УПО) относительно радиолокатора, что обуславливает необходимость адаптации эталонных РЛП к условиям наблюдения ЛА.

При адаптации устройств РЛР к УПО ЛА принято использовать их максимально правдоподобные оценки [1]. При этом весь диапазон анализируемых значений УПО целей разбивается на сектора, размеры которых определяются точностью формирования оценок углов. При этом размеры секторов определяются на этапе задания эталонных признаков и зависят от класса распознаваемой цели. Эталонные портреты целей формируются применительно к каждому из возможных угловых секторов, т.е. являются зависимыми от УПО ЛА: $\xi(\Theta^{ЛВ})$. Очевидно, что наличие существенных ошибок оценивания УПО целей приводит к рассогласованию между наблюдаемыми и эталонными РЛП, снижая эффективность классификации [3]. В [4] предложен способ повышения точности оценивания значений УПО наблюдаемого объекта ($\hat{\Theta}^{ЛВ} = \|\hat{\psi}^{ЛВ} \quad \hat{\vartheta}^{ЛВ} \quad \hat{\gamma}^{ЛВ}\|^T$), обеспечивающий повышение эффективности принимаемых решений о классе объекта [3]. Для достижения высокой точности оценки УПО ЛА в СК ЛВ необходимо располагать определенным временным ресурсом [4]. Необходимость компромиссного выбора между точностью оценивания УПО ЛА и располагаемым временным ресурсом вынуждает совершенствовать подходы к адаптации.

Перспективным направлением в создании адаптивных систем РЛР является использование оценок распределения случайных УПО наблюдаемого объекта. Суть данного метода заключается в адаптивном формировании эталонных РЛП в соответствии с текущими оценками совместного распределения УПО ЛА $p(\hat{\Theta}^{ЛВ})$:

$$p_g(\xi) = \int_{\Gamma(\hat{\Theta}^{ЛВ})} p_g(\xi | \hat{\Theta}^{ЛВ}) p(\hat{\Theta}^{ЛВ}) d\hat{\Theta}^{ЛВ}, \quad (2)$$

где $\Gamma(\hat{\Theta}^{ЛВ})$ – область определения возможных значений УПО ЛА; $p_g(\xi | \hat{\Theta}^{ЛВ})$ – многомерная плотность вероятности дискретных отсчетов РЛП объекта g -го класса, условная по УПО ЛА; $p(\hat{\Theta}^{ЛВ})$ – многомерная плотность вероятности оценок УПО ЛА в СК ЛВ.

Трудность практического использования данного подхода связана с отсутствием информации о текущем распределении $p(\hat{\Theta}^{ЛВ})$. Оценивать закон распределения УПО в изменяющихся условиях наблюдения ЛА необходимо на текущем контакте с целью.

Статья посвящена разработке эффективного метода аппроксимации статистических распределений оценок УПО, а также учету полученных распределений при адаптации РЛП к условиям наблюдения объекта.

Основная часть

Исследование закона распределения (ЗР) УПО наблюдаемого ЛА проводилось с использованием комплекса моделирования, структура которого представлена на рис. 1.

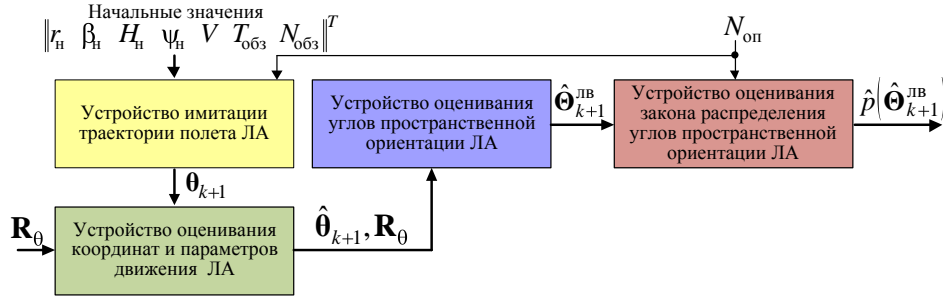


Рис. 1. Обобщенная структурная схема комплекса моделирования

Устройство имитации траектории полета ЛА обеспечивает формирование сферических координат центра масс наблюдаемого объекта. В качестве входных данных используются: $r_n = 100$ км – начальная дальность полета ЛА; $\beta_n = 60$ град – начальный азимут полета ЛА; $H_n = 5$ км – начальная высота полета ЛА; $\psi_n = 220$ град – начальный курс полета ЛА; $T_{обз} = 5$ с – период обзора радиолокатора; $V = 200$ м/с – модуль вектора полной скорости полета ЛА; $N_{обз} = 200$ – количество точек траектории ЛА. Для построения гистограммы распределения использовалась выборка размером $N_{оп} = 10^5$. Для каждого контакта с целью $k = 1, \overline{N_{обз}}$ формируется вектор наблюдения θ_{k+1} , элементами которого являются значения радиальной дальности r , азимута β и угла места ε ЛА.

Устройство оценивания (УО) координат и параметров движения ЛА предназначено для оценки сферических координат ЛА с учетом ошибок их оценивания. Точность формируемых оценок определяется диагональной корреляционной матрицей ошибок наблюдаемых параметров \mathbf{R}_0 , элементами которой являются среднеквадратические отклонения гауссовских ошибок дальности (σ_r , [м]), азимута (σ_β [град]) и угла места (σ_ε [град]). На выходе устройства оценивания координат и параметров движения ЛА для текущего временного интервала (($k+1$)-й обзор) формируется оценка вектора наблюдаемых параметров $\hat{\theta}_{k+1}$ и соответствующая матрица ошибок их измерения \mathbf{R}_0 . Элементами $\hat{\theta}_{k+1}$ являются разовые оценки радиальной дальности \hat{r}_{k+1} , азимута $\hat{\beta}_{k+1}$ и угла места $\hat{\varepsilon}_{k+1}$ ЛА. Оценка вектора наблюдаемых параметров $\hat{\theta}_{k+1}$ и матрица ошибок \mathbf{R}_0 поступают в УО УПО ЛА, структура которого детально рассмотрена в [4].

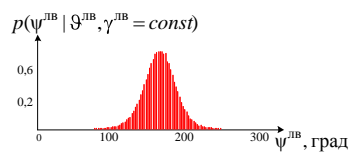
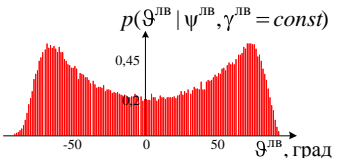
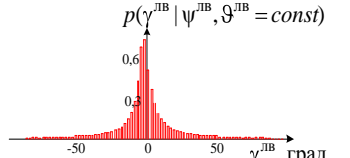
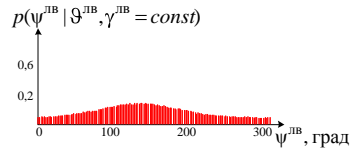
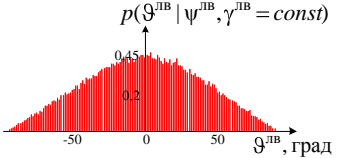
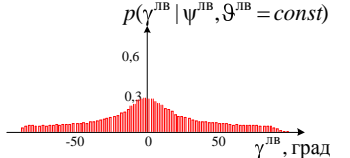
УО УПО ЛА оценивает углы ориентации ЛА $\hat{\Theta}_{k+1}^{лв} = \left\| \hat{\Psi}_{k+1}^{лв} \quad \hat{\Theta}_{k+1}^{лв} \quad \hat{\gamma}_{k+1}^{лв} \right\|^T$ на основе разовых оценок его сферических координат. Основу УО УПО ЛА составляет фильтр Калмана (ФК) второго порядка. Инициализация ФК осуществляется алгоритмом фильтрации по конечной выборке [4]. На выходе ФК формируется оценка вектора состояния, элементами которого являются фильтрованные значения прямоугольных координат объекта и их производные $\hat{\mathbf{a}}_{k+1} = \left\| \hat{x} \quad \hat{V}_x \quad \hat{a}_x \quad \hat{y} \quad \hat{V}_y \quad \hat{a}_y \quad \hat{z} \quad \hat{V}_z \quad \hat{a}_z \right\|^T$. По значениям вектора $\hat{\mathbf{a}}_{k+1}$, в соответствии с методикой, приведенной в [4], формируются текущие оценки УПО ЛА $\hat{\Theta}_{k+1}^{лв}$.

УО ЗР УПО ЛА предназначено для оценки ЗР методом статистических испытаний. В результате проведения $N_{оп}$ опытов для заданных условий формируется выборка независимых случайных оценок УПО ЛА $\left\| \hat{\Theta}_{(k+1)_1}^{лв} \quad \hat{\Theta}_{(k+1)_2}^{лв} \quad \dots \quad \hat{\Theta}_{(k+1)_{N_{оп}}}^{лв} \right\|^T$. По полученным оценкам УПО ЛА строится гистограмма распределения ($\hat{p} \hat{\Theta}_{k+1}^{лв}$) и производится оценивание математического ожидания (\mathbf{m}^Θ) и среднеквадратического отклонения (σ^Θ) УПО ЛА.

В [4] показано, что точность оценивания УПО цели существенно зависит от точности оценивания угловых координат объекта и протяженности интервала наблюдения. Анализ влияния указанных факторов на ЗР УПО ЛА оценивался методом математического моделирования.

В табл. 1 приведены гистограммы ЗР УПО ЛА в СК ЛВ, оцененные для разных значений СКО ошибок измерения азимута ЛА (σ_β) при фиксированном значении СКО ошибок дальности ($\sigma_r = 75$ м) и угла места ЛА ($\sigma_\epsilon = 1$ град) после ($k = 4$)-го контакта с целью, соответствующего дальности до цели $r = 96$ км.

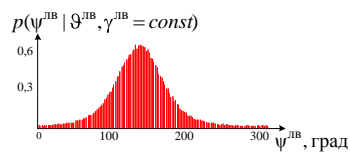
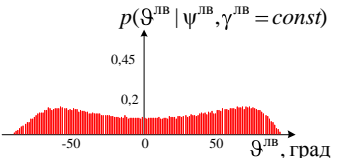
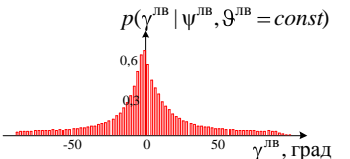
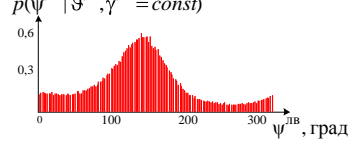
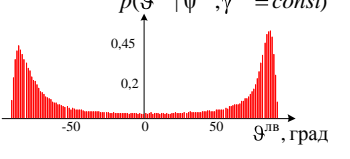
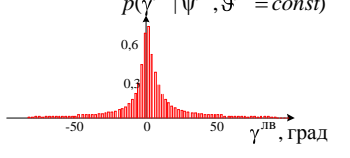
Таблица 1. ЗР УПО ЛА в зависимости от ошибок измерения азимута

σ_β	Закон распределения угла курса ЛА в СК ЛВ	Закон распределения угла тангажа ЛА в СК ЛВ	Закон распределения угла крена ЛА в СК ЛВ
0,25 град	 <p>$p(\Psi^{ЛВ} \vartheta^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\Psi^{ЛВ}} = 158,5^\circ$ $\sigma^{\Psi^{ЛВ}} = 23,5^\circ$</p>	 <p>$p(\vartheta^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\vartheta^{ЛВ}} = 2,6^\circ$ $\sigma^{\vartheta^{ЛВ}} = 52,5^\circ$</p>	 <p>$p(\gamma^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \vartheta^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\gamma^{ЛВ}} = 1,8^\circ$ $\sigma^{\gamma^{ЛВ}} = 25,3^\circ$</p>
1,5 град	 <p>$p(\Psi^{ЛВ} \vartheta^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\Psi^{ЛВ}} = 169,3^\circ$ $\sigma^{\Psi^{ЛВ}} = 85,1^\circ$</p>	 <p>$p(\vartheta^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\vartheta^{ЛВ}} = 0,95^\circ$ $\sigma^{\vartheta^{ЛВ}} = 37,2^\circ$</p>	 <p>$p(\gamma^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \vartheta^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\gamma^{ЛВ}} = 0,9^\circ$ $\sigma^{\gamma^{ЛВ}} = 41^\circ$</p>

Анализ данных табл. 1 позволяет утверждать, что: ЗР УПО ЛА зависит от точности измерения азимута ЛА; на первых контактах с целью наблюдается сложный ЗР УПО ЛА, существенно отличный от гауссовского ЗР.

В табл. 2 представлены гистограммы ЗР УПО ЛА в СК ЛВ для разных значений СКО ошибок измерения угла места ЛА (σ_ϵ) при фиксированном значении СКО ошибок дальности ($\sigma_r = 75$ м) и азимута ЛА ($\sigma_\beta = 0,5$ град) после ($k = 4$)-го контакта с целью, соответствующего дальности до цели $r = 96$ км.

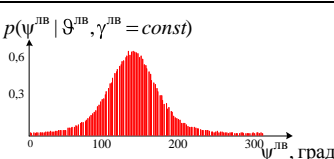
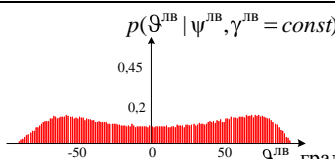
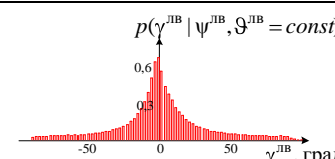
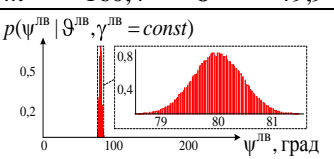
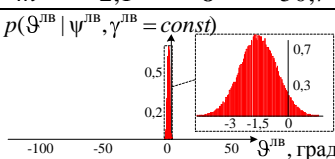
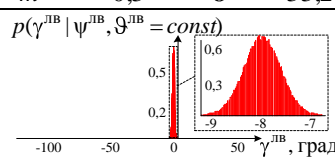
Таблица 2. ЗР УПО ЛА в зависимости от ошибок измерения угла места

σ_ϵ	Закон распределения угла курса ЛА в СК ЛВ	Закон распределения угла тангажа ЛА в СК ЛВ	Закон распределения угла крена ЛА в СК ЛВ
1 град	 <p>$p(\Psi^{ЛВ} \vartheta^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\Psi^{ЛВ}} = 160,4^\circ$ $\sigma^{\Psi^{ЛВ}} = 49,9^\circ$</p>	 <p>$p(\vartheta^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\vartheta^{ЛВ}} = 2,07^\circ$ $\sigma^{\vartheta^{ЛВ}} = 50,7^\circ$</p>	 <p>$p(\gamma^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \vartheta^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\gamma^{ЛВ}} = -0,3^\circ$ $\sigma^{\gamma^{ЛВ}} = 33,2^\circ$</p>
4 град	 <p>$p(\Psi^{ЛВ} \vartheta^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\Psi^{ЛВ}} = 155,8^\circ$ $\sigma^{\Psi^{ЛВ}} = 74,4^\circ$</p>	 <p>$p(\vartheta^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\vartheta^{ЛВ}} = 1,1^\circ$ $\sigma^{\vartheta^{ЛВ}} = 72,1^\circ$</p>	 <p>$p(\gamma^{ЛВ} \Psi^{ЛВ}, \vartheta^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\gamma^{ЛВ}} = 10,7^\circ$ $\sigma^{\gamma^{ЛВ}} = 58,5^\circ$</p>

Анализ данных табл. 2 позволяет утверждать, что: ЗР УПО ЛА зависит от точности измерения угла места ЛА; на первых контактах с целью наблюдается сложный ЗР УПО ЛА, существенно отличный от гауссовского ЗР.

В табл. 3 представлены гистограммы ЗР УПО ЛА в СК ЛВ для разной протяженности интервала наблюдения при фиксированных значениях СКО ошибок дальности ($\sigma_r = 75$ м), азимута ($\sigma_\beta = 0,5$ град) и угла места ($\sigma_\varepsilon = 1$ град) ЛА.

Таблица 3. ЗР УПО ЛА в зависимости от протяженности интервала наблюдения

k	Закон распределения угла курса ЛА в СК ЛВ	Закон распределения угла тангажа ЛА в СК ЛВ	Закон распределения угла крена ЛА в СК ЛВ
4	 <p>$p(\psi^{ЛВ} \vartheta^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\psi^{ЛВ}} = 160,4^\circ$ $\sigma^{\psi^{ЛВ}} = 49,9^\circ$</p>	 <p>$p(\vartheta^{ЛВ} \psi^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\vartheta^{ЛВ}} = 2,1^\circ$ $\sigma^{\vartheta^{ЛВ}} = 50,7^\circ$</p>	 <p>$p(\gamma^{ЛВ} \psi^{ЛВ}, \vartheta^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\gamma^{ЛВ}} = -0,3^\circ$ $\sigma^{\gamma^{ЛВ}} = 33,2^\circ$</p>
100	 <p>$p(\psi^{ЛВ} \vartheta^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\psi^{ЛВ}} = 80,1^\circ$ $\sigma^{\psi^{ЛВ}} = 0,3^\circ$</p>	 <p>$p(\vartheta^{ЛВ} \psi^{ЛВ}, \gamma^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\vartheta^{ЛВ}} = -1,4^\circ$ $\sigma^{\vartheta^{ЛВ}} = 0,6^\circ$</p>	 <p>$p(\gamma^{ЛВ} \psi^{ЛВ}, \vartheta^{ЛВ} = const)$</p> <p>$m^{\gamma^{ЛВ}} = -8,1^\circ$ $\sigma^{\gamma^{ЛВ}} = 0,3^\circ$</p>

Данные табл. 3 позволяют утверждать, что: на первых контактах с целью наблюдается сложный ЗР УПО ЛА, отличный от гауссовского ЗР; с увеличением количества контактов с целью ЗР стремится к нормальному с одновременным уменьшением дисперсии.

Наличие переходных процессов в УО УПО обуславливает низкую точность адаптации на первых контактах с целью. Метод статистических испытаний требует значительных временных затрат, что исключает практическое использование изменяющихся ЗР оценок УПО для адаптации эталонных РЛП. Преодолеть отмеченный недостаток позволяет аппроксимация ЗР численным методом Монте-Карло, обеспечивающая переход от многократного повторения опытов к нелинейным преобразованиям распределений обрабатываемых данных [5]. Возможность использования метода Монте-Карло в интересах аппроксимации закона распределения УПО ЛА исследовалась методом математического моделирования. Структура комплекса моделирования представлена на рис. 2.

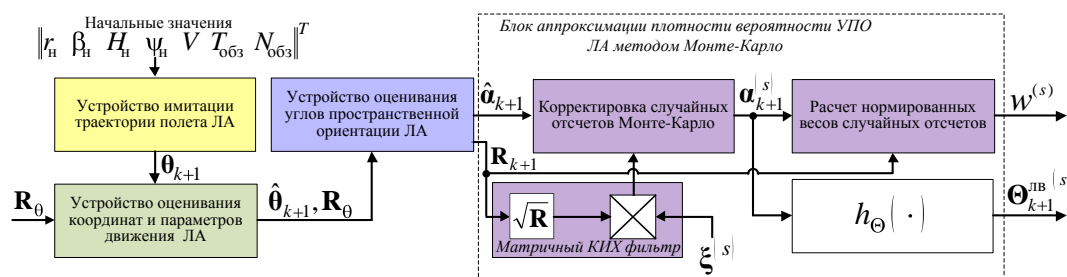


Рис. 2. Структурная схема комплекса моделирования для оценивания аппроксимации УПО ЛА численным методом Монте-Карло

В основе метода аппроксимации плотности вероятности методом Монте-Карло лежит аппроксимация произвольной плотности $p(\alpha^s)$ совокупностью случайных отсчетов α^s ($s = \overline{1, N}, N \gg 1$) с нормированными весами этих отсчетов $w^{(s)}$ [5]:

$$p(\alpha^s) \approx \frac{1}{N} \sum_{s=1}^N \tilde{w}^{(s)} \delta(\alpha^s - \alpha^s) = \sum_{s=1}^N w^{(s)} \delta(\alpha^s - \alpha^s), \quad (3)$$

где $w^{(s)} = \tilde{w}^{(s)} / \sum_{s=1}^N \tilde{w}^{(s)}$ – нормированное значение веса случайного s -го отсчета; $\tilde{w}^{(s)}$ – ненормированное значение веса случайного s -го отсчета; $\delta(\alpha^s - \alpha^s)$ – дельта-функция, рассчитываемая в точке α^s .

Входными данными блока аппроксимации плотности вероятности УПО ЛА методом Монте-Карло является оценка вектора состояния $\hat{\mathbf{a}}_{k+1}$ и корреляционная матрица флуктуационных ошибок фильтрации \mathbf{R}_{k+1} [4]. Полагается, что плотность вероятности вектора состояния представляет собой многомерную гауссову плотность вероятности с корреляционной матрицей в виде матрицы ошибок фильтрации. Многомерная гауссова плотность вероятности с математическим ожиданием $\hat{\mathbf{a}}_{k+1}$ и корреляционной матрицей \mathbf{R}_{k+1} аппроксимируется методом Монте-Карло путем получения случайных отсчетов $\mathbf{a}_{k+1}^{(s)}$ с использованием матричного фильтра с конечной импульсной характеристикой (КИХ):

$$\mathbf{a}_{k+1}^{(s)} = \hat{\mathbf{a}}_{k+1} + \sqrt{\mathbf{R}} \xi^{(s)}, \quad (4)$$

где $\sqrt{\mathbf{R}}$ – импульсная характеристика формирующего фильтра, представляющая собой верхнюю треугольную матрицу; $\xi^{(s)}$ – случайный вектор размером $n = 9$ (по количеству элементов вектора состояния $\hat{\mathbf{a}}_{k+1}$), каждый элемент которого распределен по гауссову закону с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией.

КИХ фильтр формирует из некоррелированных отсчетов «белого» шума ($\xi^{(s)}$) координаты, характеризующиеся требуемыми корреляционными свойствами. Формирующий фильтр задается матричной импульсной характеристикой ($\sqrt{\mathbf{R}}$), определяемой путем факторизации исходной корреляционной матрицы флуктуационных ошибок фильтрации \mathbf{R}_{k+1} .

Выходные отсчеты формирующего фильтра корректируются с учетом значений $\hat{\mathbf{a}}_{k+1}$, после чего вычисляются ненормированные веса $\tilde{w}^{(s)}$, а также нормированные $w^{(s)}$:

$$\tilde{w}^{(s)} = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\mathbf{R}_{k+1}|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2} (\mathbf{a}_{k+1}^{(s)} - \hat{\mathbf{a}}_{k+1})^T \mathbf{R}_{k+1}^{-1} (\mathbf{a}_{k+1}^{(s)} - \hat{\mathbf{a}}_{k+1})}. \quad (5)$$

Частицы $(\mathbf{a}_{k+1}^{(s)}, w^{(s)})$ численно аппроксимируют плотность вероятности вектора состояния. Координаты $\mathbf{a}_{k+1}^{(s)}$ используются для аппроксимации плотности вероятности УПО ЛА путем функционального преобразования $\Theta_{k+1}^{(s)} = h_{\Theta}(\mathbf{a}_{k+1}^{(s)})$, представленного в [2] при сохранении нормированных весов $w^{(s)}$. Полученные значения случайных отсчетов $\Theta_{k+1}^{(s)}$ и нормированных весов $w^{(s)}$ представляют собой результат аппроксимации плотности вероятности УПО ЛА методом Монте-Карло.

Результаты аппроксимации плотности вероятности УПО ЛА численным методом Монте-Карло представлены в табл. 4. Исходные данные для оценивания ЗР выбирались такие же, как и для метода статистических испытаний. Для сравнения результатов аппроксимации ЗР УПО ЛА использовались данные, приведенные в табл. 2. Количество случайных отсчетов для аппроксимации методом Монте-Карло было выбрано $N = 10^5$.

Таблица 4. Аппроксимация ЗР УПО ЛА методом Монте-Карло

σ_{ε}	Аппроксимация ЗР угла курса	Аппроксимация ЗР угла тангажа	Аппроксимация ЗР угла крена
4 град			

Анализ результатов табл. 4 иллюстрирует соответствие оценок распределений УПО, полученных методом статистических испытаний и методом Монте-Карло, подтверждая эффективность использования разработанного метода в интересах аппроксимации статистических распределений наблюдаемых радиолокационных данных. Основным

преимуществом метода Монте-Карло (по сравнению с методом статистических испытаний) является возможность получения требуемой аппроксимации ЗР УПО ЛА при каждом контакте с целью без необходимости длительного набора необходимой статистики [5]. Кроме того, применение метода Монте-Карло позволяет перейти от вычисления многомерного интеграла (2) к сумме весов, принадлежащих анализируемой области:

$$\hat{p}_g(\xi) = \sum_{s=1}^N w^{(s)} p_g \xi | \Theta_{k+1}^{nb(s)} \hat{p} \Theta_{k+1}^{nb(s)} \delta \hat{\Theta} - \Theta_{k+1}^{nb(s)}. \quad (6)$$

Полученная оценка плотности вероятности РЛП соответствует текущим углам пространственной ориентации объекта наблюдения, и рассмотренный подход позволяет формировать РЛП, адаптивные к текущим условиям наблюдения ЛА.

Разработанная методика формирования оценок распределения текущих УПО радиолокационных объектов, основанная на расчете нормированных весов и частиц с помощью метода Монте-Карло, может быть использована при синтезе эффективных систем распознавания, адаптивных к текущим условиям наблюдения радиолокационных объектов.

Заключение

С помощью разработанного моделирующего комплекса методом статистических испытаний проанализированы распределения случайных УПО наблюдаемого радиолокационного объекта. Показано, что оценки распределений УПО ЛА существенно зависят от условий наблюдения объектов. Представленные результаты позволяют утверждать, что значительное влияние на ЗР УПО оказывают СКО ошибок измерения азимута и угла места ЛА, а также увеличение длительности процедуры наблюдения (увеличение числа контактов с целью). На первых контактах с целью ЗР УПО ЛА характеризуется весьма сложной формой, существенно отличаясь от нормального распределения. С течением времени при прямолинейном полете цели происходит нормализация ЗР УПО ЛА.

При адаптации устройств радиолокационного распознавания к углам пространственной ориентации ЛА использовать метод статистических испытаний в условиях ограниченного времени не представляется возможным. Кроме того, существенным ограничением при учете сформированной оценки ЗР УПО ЛА является сложность вычисления многомерного интеграла. Использование численного метода Монте-Карло позволило преодолеть отмеченные недостатки. Предложенный подход, основанный на эффективной аппроксимации изменяющихся статистических распределений УПО весовой суммой случайных частиц, формируемых с учетом требуемых нелинейных преобразований, позволяет адаптировать радиолокационные портреты ЛА к изменяющимся условиям наблюдения.

Список литературы

1. Курлович В. И., Шаляпин С.В. Основы теории радиосистем. Минск: Воен. акад. Респ. Беларусь. 1999. 342 с.
2. Оценивание углов ориентации летательного аппарата в интересах адаптации к условиям наблюдения / С.Н. Ярмолик [и др.] // Вестн. Воен. акад. Респ. Беларусь. 2017. № 4. С. 73–82.
3. Свилярский М.В., Ярмолик С.Н., Храменков А.С. Влияние ракурса наблюдения цели на эффективность классификации радиолокационных объектов // Доклады БГУИР. 2017. № 2. С. 31–38.
4. Повышение точности оценивания ориентации летательного аппарата в интересах адаптации радиолокационных портретов к условиям наблюдения / С.Н. Ярмолик [и др.] // Докл. БГУИР. 2018. № 4. С. 73–82.
5. Особенности использования метода Монте-Карло для аппроксимации статистических распределений результатов нелинейных преобразований в радиолокационных задачах / А.С. Солонар [и др.] // Изв. Нац. акад. наук Беларуси. Сер. физ.-техн. наук. 2016. № 4. С. 91–98.

References

1. Kurlovich V. I., Shalyapin S.V. Osnovy teorii radiosistem. Minsk: Voен. arad. Resp. Belarus. 1999. 342 s. (in Russ.)
2. Ocenivanie uglov orientacii letatel'nogo apparata v interesah adaptacii k usloviyam nablyudeniya / S.N. Yarmolik [i dr.] // Vestn. Voен. arad. Resp. Belarus. 2017. № 4. S. 73–82. (in Russ.)

3. Svinarskiy M.V., Yarmolik S.N., Hramenkov A.S. Vliyanie rakursa nablyudeniya celi na effektivnost klassifikatsii radiolokatsionnih obektov // Dokl. BGUIR. 2017. № 2. S. 31–38. (in Russ.)
4. Povyshenie tochnosti ocenivaniya orientatsii letatel'nogo apparata v interesah adaptatsii radiolokatsionnih portretov k usloviyam nablyudeniya / S.N. Yarmolik [i dr.] // Doklady BGUIR. 2018. № 4. S. 73–82. (in Russ.)
5. Osobennosti ispolzovaniya metoda Monte-Karlo dlya approksimatsii statisticheskikh raspredelenij rezultatov nelineinikh preobrazovaniy v radiolokatsionnih zadachah / A.S. Solonar [i dr.] // Izv. Nac. akad. nauk Belarusi. Ser. fiz.-tehn. nauk. 2016. № 4. S. 91–98. (in Russ.)

Сведения об авторах

Ярмолик С.Н., к.т.н., доцент, начальник цикла кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Свинарский М.В., аспирант кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Храменков А.С., старший инженер кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Зайко Е.В., магистрант кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Адрес для корреспонденции

220057, Республика Беларусь,
г. Минск, пр. Независимости, 220,
Военная академия Республики Беларусь
тел. +375-33-640-61-14;
e-mail: mechislav1993@gmail.com
Свинарский Мечислав Витальевич

Information about the authors

Yarmolik S.N., PhD, associate professor, head of the cycle the department of radiolocation and transceivers devices of Military academy of the Republic of Belarus.

Svinarskiy M.V., PG student of the department of radiolocation and transceivers devices of Military academy of the Republic of Belarus.

Khramenkov A.S., senior engineer of the department of radiolocation and transceivers devices of Military academy of the Republic of Belarus.

Zaiko E.V., master student of the department of radiolocation and transceivers devices of Military academy of the Republic of Belarus.

Address for correspondence

220057, Republic of Belarus,
Minsk, Nezavisimosti ave., 220,
Military academy of the Republic of Belarus
tel. +375-33-640-61-14;
e-mail: mechislav1993@gmail.com;
Svinarskiy Mechislav Vitalevich