## СТАТИСТИЧЕСКАЯ РАДИОФИЗИКА

УДК 621.376.3

# СТРУКТУРНЫЙ АНАЛИЗ ПЕРЕХОДНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК 3D-ОБЪЕКТОВ В ОДНОПОЗИЦИОННОЙ СИСТЕМЕ ОПТИЧЕСКОЙ ЛОКАЦИИ

© 2011 г. Л. В. Лабунец, Н. Н. Анищенко

Поступила в редакцию 02.03.2010 г.

Представлена методика цифрового моделирования структурных компонент переходных характеристик 3D-объектов в однопозиционных системах оптической локации. С помощью экспоненциально взвешенных оценок характеристик положения и масштаба, а также анализа гистограммы сглаженной сдвигом для выборки яркостей элементов поверхности цели выделены непрерывная и "разрывная" компоненты временных профилей импульсной эффективной площади рассеяния. Получено рациональное решение задачи статистического моделирования профилей импульсов, отраженных объектами локации в режиме "реального времени".

#### **ВВЕДЕНИЕ**

Имитационные цифровые модели изображений и характеристик заметности объектов локации приобретают ведущую роль при обосновании рациональной структуры и оптимизации параметров лазерно-телевизионных систем различного назначения. Вычислительный эксперимент, адекватный полигонным измерениям, позволяет сформировать представительную базу данных относительно отражательных свойств цели. Такого рода информация является надежной основой для статистического моделирования в "реальном времени" эффективной площади рассеяния (ЭПР), импульсной или переходной характеристики 3D-объекта и, в конечном итоге, реализаций входных сигналов локатора.

В оптическом диапазоне спектра зондирующего излучения для оценки отражающих свойств цели в дальней зоне применяют понятия ЭПР, а также импульсной и переходной характеристик объекта локации. Под импульсной и переходной характеристиками (ПХ) обычно понимают сигналы, отраженные 3D-объектом при его облучении соответственно импульсной функцией Дирака и функцией включения Хевисайда. Эти характеристики содержат информацию об энергетических свойствах цели, ее размерах и форме и поэтому весьма полезны для решения задач распознавания и классификации объектов.

В работе [1] представлена методика имитационного цифрового моделирования ЭПР и ПХ целей применительно к условиям однопозиционной лазерной локации. Статистическая обработка результатов моделирования ЭПР и ПХ, представленная в работе [2], позволила решить такие практически важные задачи синтеза и анализа активных лазерных систем как:

- сжатия информации и компактного хранения в базе данных результатов цифрового моделирования  $\Pi X$ ;
- расчета временных профилей импульсной ЭПР в режиме "реального времени";
- формирования признакового пространства, содержащего информацию об энергетических свойствах цели, ее размерах и форме.

В работе [3] методики имитационного цифрового моделирования характеристик заметности 3D-объектов и статистической обработки результатов моделирования обобщены на случай двухпозиционных лазерных систем наведения.

В основу решения указанных выше задач положено рациональное сочетание метода главных компонент (МГК) с релаксационными алгоритмами решения систем линейных неравенств. Как отмечалось в работах [2, 3], недостаток такого рода подхода обусловлен тем, что МГК реализует линейное отображение исходных данных на информативное пространство. Иными словами, МГК хорошо выделяет признаки, связанные с описанием гладкой части пространственной конфигурации цели. Однако метод в значительной степени игнорирует признаки, связанные с наличием "нерегулярностей" формы типа изломов, ребер, локальных плоских щитов и т.п.

В частности, результаты имитационного цифрового моделирования показали [1-3], что на поверхности объекта локации для значительного количества ракурсов наблюдения имеются локальные области интенсивного отражения (так называемые "блестящие точки"). Такого рода участки поверхности цели формируют резкие выбросы в двумерной функции яркости и, соответственно, выбросы на временном профиле импульсной ЭПР. Ясно, что эти структурные составляющие импульсной или переходной характеристики 3D-объекта являются

163 **3\*** 

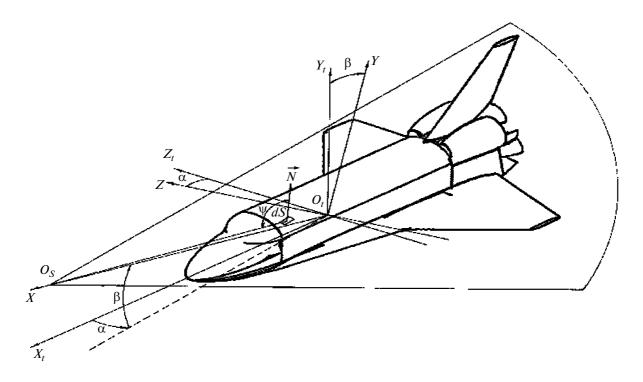


Рис. 1. Схема однопозиционной локации.

важными *нелинейными* признаками для успешного решения задачи распознавания целей. Проблема состоит в том, что,  $M\Gamma K$ -аппроксимация сглаживает резкие перепады временного профиля  $\Pi X$ .

В данной работе рассмотрена методика анализа структурных составляющих импульсной и переходной характеристик 3D-объекта в однопозиционных системах лазерной локации.

#### 1. ИМПУЛЬСНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЗАМЕТНОСТИ ЦЕЛИ

В оптическом диапазоне спектра зондирующего излучения расчет сигнала, отраженного целью, как правило, выполняют методами геометрической оптики, поскольку минимальные радиусы кривизны поверхности объекта значительно превышают длину волны оптического излучения. В частности, применяют принцип суперпозиции относительно потока лучистой энергии по множеству дифференциально малых участков поверхности цели. Геометрическая схема однопозиционной локации представлена на рис. 1. Ориентацию целевой системы координат  $O_t X_t Y_t Z_t$ , начало которой совмещено с условным центром объекта  $O_t$ , выбирают так, чтобы координатные плоскости  $X_tO_tY_t$ ,  $X_tO_tZ_t$  и  $Z_tO_tY_t$  являлись плоскостями тангажа, курса и крена соответственно. Ось  $O_tX$  лучевой системы координат  $O_tXYZ$  направлена на источник. Лучевую систему получают из целевой при ее последовательных поворотах вокруг осей  $Y_t$  и  $Z_t$  на углы  $\alpha$  и  $\beta$ , задающие ракурс цели. Источник и приемник оптического излучения совмещены в пространстве и находятся в точке  $O_S$ .

При некогерентном приеме в приближении малых углов, когда объект облучается полностью, а его размеры значительно меньше расстояния до источника и приемника  $L_0$ , переходная характеристика имеет вил

$$h(t|\alpha,\beta) = \int_{-R-R}^{R} \int_{-R}^{R} f(y,z)u\left\{t - 2\frac{L_0 - x(y,z)}{c}\right\}dydz,$$

где  $f(y,z) = \varphi(y,z) \; \xi_\lambda(\psi|y,z) \cos \psi$  — распределение яркости цели в картинной плоскости  $YO_tZ$ ;  $\varphi(y,z)$  — индикаторная функция, равная единице, если точка картинной плоскости с координатами (y,z) принадлежит проекции цели, и равная нулю в противном случае;  $\xi_\lambda(\psi|y,z)$  — коэффициент яркости элемента поверхности цели  $dS = dydz/\cos \psi$  при отражении назад;  $\psi$  — угол падения излучения на элемент dS; u(t) — функция включения Хевисайда; x(y,z) — абсцисса облученного элемента dS в лучевой системе координат; c — скорость света; R — наибольший полярный радиус проекции цели на картинную плоскость.

Интеграл Дюамеля относительно переходной характеристики и зондирующего импульса, задан-

ной формы  $i_S(t)$  и конечной длительности  $t_S$ , формирует временной профиль  $i_R(t|\alpha,\beta)$  импульса, отраженного объектом с заданного ракурса. При нестационарном облучении цели, когда выполняется условие

$$t_S < T \big(\alpha, \, \beta \big) = \! 2 \{ x_{\text{макс}}(y, \, z) - x_{\text{мин}}(y, \, z) \} / c,$$
 получим

$$i_R(t|\alpha,\beta) = \int_{V_{\text{cons}}(t)}^{V_{\text{MRKC}}(t)} i_S(t-v) d\{h(v|\alpha,\beta)\}. \tag{1}$$

Здесь интеграл понимается в смысле Стильтьеса [4], а пределы интегрирования варьируются в зависимости от значения отсчета времени

$$\begin{split} V_{\text{мин}}(t) = & \begin{cases} 0 & \text{для } 0 \leq t < t_{\mathcal{S}}, \\ t - t_{\mathcal{S}} & \text{для } t_{\mathcal{S}} \leq t \leq T\left(\alpha, \beta\right) + t_{\mathcal{S}}; \end{cases} \\ V_{\text{макс}}(t) = & \begin{cases} t & \text{для } 0 \leq t < T\left(\alpha, \beta\right), \\ T\left(\alpha, \beta\right) & \text{для } T\left(\alpha, \beta\right) \leq t \leq T\left(\alpha, \beta\right) + t_{\mathcal{S}}. \end{cases} \end{split}$$

В общем случае переходная характеристика объекта представляет собой сумму двух функций  $h(t|\alpha,\beta)=h_{\text{CONT}}(t|\alpha,\beta)+h_{\text{DISC}}(t|\alpha,\beta)$  (см., например, рис. 2). Первая  $h_{\text{CONT}}(t|\alpha,\beta)$  — это непрерывная дифференцируемая структурная компонента. Ее производная по времени — это импульсная характеристика цели

$$d_{\text{CONT}}(t|\alpha,\beta) = d\{h_{\text{CONT}}(t|\alpha,\beta)\}/dt,$$

т.е. ее реакция на зондирующий импульс в виде дельта-функции. Вторая составляющая — это разрывная функция, состоящая из хронологической последовательности перепадов  $A_n^{(S)}(\alpha, \beta)$  переходной характеристики

$$h_{\text{DISC}}(t|\alpha,\beta) = \sum_{n=1}^{N(\alpha,\beta)} A_n^{(S)}(\alpha,\beta) u \{t - T_n^{(S)}(\alpha,\beta)\},$$
$$T_1^{(S)}(\alpha,\beta) < T_2^{(S)}(\alpha,\beta) < \dots < T_{N(\alpha,\beta)}^{(S)}(\alpha,\beta).$$

Физически  $A_n^{(S)}(\alpha,\beta)$  представляет собой ЭПР локального участка интенсивного отражения ("блестящей точки") поверхности цели, расположенного на относительном удалении  $c\,T_n^{(S)}(\alpha,\beta)/2$  для заданного ракурса  $(\alpha,\beta)$ . Подстановка структурных компонент ПХ в выражение (1) и преобразование в соответствии с фильтрующим свойством интеграла Стильтьеса дает

$$i_{R}(t|\alpha,\beta) = \int_{V_{\text{MIRI}}(t)}^{V_{\text{MARC}}(t)} d_{\text{CONT}}(v|\alpha,\beta) i_{S}(t-v) dt +$$

$$+ \sum_{n=1}^{N(\alpha,\beta)} A_{n}^{(S)}(\alpha,\beta) i_{S} \{t-T_{n}^{(S)}(\alpha,\beta)\}.$$
(2)

Пусть зондирующий импульс конечной длительности  $t_{\rm S}$  удовлетворяет условию нормировки

$$\max_{t} \{i_{S}(t)\} = 1.$$

В этом случае при стационарном облучении цели, т.е.  $t_S > T(\alpha, \beta)$ , справедливо равенство

$$\max_{t} \{i_{R}(t|\alpha, \beta)\} = A(\alpha, \beta) \max_{t} \{i_{S}(t)\} =$$

$$= A(\alpha, \beta) = \int_{-R-R}^{R} f(y, z) dy dz.$$

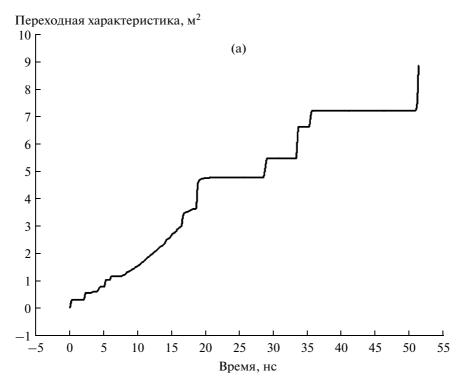
Иными словами, временные отсчеты отраженного импульса  $i_R(t|\alpha,\beta)$  имеют размерность м², т.е. имеют смысл ЭПР. По этой причине отражательную характеристику (2) для указанного правила нормировки зондирующего сигнала называют импульсной ЭПР объекта [1] и обозначают  $A_{t_s}(t|\alpha,\beta)$  (рис. 3). Важно отметить, что эта характеристика не инвариантна к длительности зондирующего импульса  $t_s$ . При применении альтернативного правила нормировки зондирующего сигнала по площади получим

$$\int_{0}^{t_{S}} i_{S}(t)dt = 1 \quad \Rightarrow \quad \int_{0}^{t_{S}+T(\alpha,\beta)} i_{R}(t|\alpha,\beta)dt = A(\alpha,\beta),$$

т.е. временные отсчеты отраженного импульса  $i_R(t|\alpha,\beta)$  в этом случае имеют размерность  $\mathrm{M}^2/\mathrm{c}$ , а его площадь — это ЭПР. Ясно, что тогда  $\lim_{t_s\to 0}\{A_{t_s}(t|\alpha,\beta)\}$  есть импульсная характеристика цели.

#### 2. ДАЛЬНОСТНЫЙ ПОРТРЕТ ОБЪЕКТА ЛОКАЦИИ

На рис. 2-4 представлены результаты имитационного цифрового моделирования ПХ и импульсных ЭПР триады целей: самолета МиГ-23, вертолета Apache (AH-64) и крылатой ракеты "Томагавк". Примеры соответствуют ракурсу облучения/наблюдения  $\alpha = \beta = 45^{\circ}$ . Результаты расчета отражательных характеристик для некоторых других ракурсов приведены в табл. 1. Исследование временных профилей импульсных ЭПР выполнялось для гауссовского зондирующего импульса длительностью  $t_S = 1$  нс. Условия вычислительного эксперимента соответствовали методике, представленной в работе [1]. Временная структура отражательных характеристик целей наглядно демонстрирует наличие двух структурных составляющих - непрерывной и "разрывной" компонент.



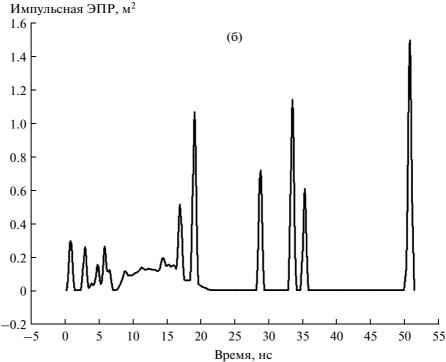
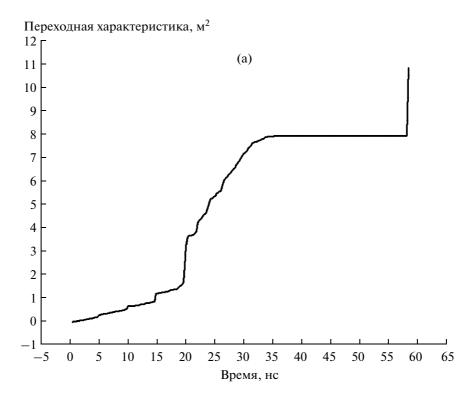


Рис. 2. Переходная характеристика (а) и импульсная ЭПР (б) самолета МиГ-23.

Эффективную идентификацию локальных участков интенсивного отражения на поверхности 3D-объекта выполняют с помощью адаптивного кубатурного алгоритма [1] численного интегрирования двумерной функции яркости цели f(y,z).

Этот алгоритм формирует два двумерных массива данных — яркости  $f(y_j, z_k)$  и глубины  $x(y_j, z_k)$  сцены, где (j, k) — индексы узлов адаптивного ортогонального растра в картинной плоскости. Расчет импульсных характеристик заметности цели преду-



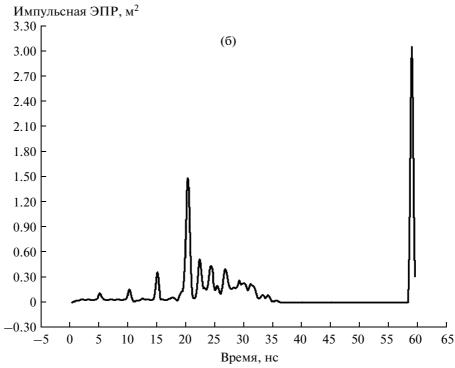


Рис. 3. Переходная характеристика (а) и импульсная ЭПР (б) вертолета АН-64.

сматривает дискретизацию массива запаздывания  $t_{jk} = 2x(y_j, z_k)/c$  в соответствии с выбранным интервалом дискретизации  $\Delta t_S = t_S/(M-1)$ , где M- количество отсчетов зондирующего импульса.

Иными словами, в процессе численного интегрирования формируется двумерная диаграмма рассеяния (рис. 5). Декартовы координаты каждой точки диаграммы — это запаздывание  $t_{jk}$  и яркость

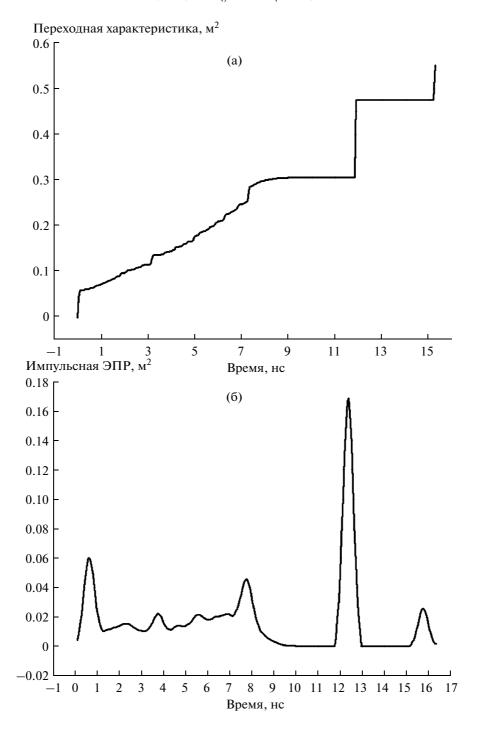


Рис. 4. Переходная характеристика (а) и импульсная ЭПР (б) ракеты "Томагавк".

 $F_{j,k} = 10 \lg\{f(y_j, z_k)/f_{\text{макс}}\}$  дифференциально малого элемента поверхности цели. Здесь  $f_{\text{макс}}$  — наибольшая яркость объекта локации с фиксированного ракурса  $(\alpha, \beta)$ . Логарифмическая шкала улучшает свойства выборочных оценок для статистик яркости и ее плотности распределения вероятности

(ПРВ). Важно также отметить, что эффективное исследование такого рода отражательной характеристики с различных ракурсов возможно исключительно с помощью имитационного цифрового моделирования. Рассмотренную двумерную диаграмму рассеяния уместно назвать дальностным портретом 3D-объекта.

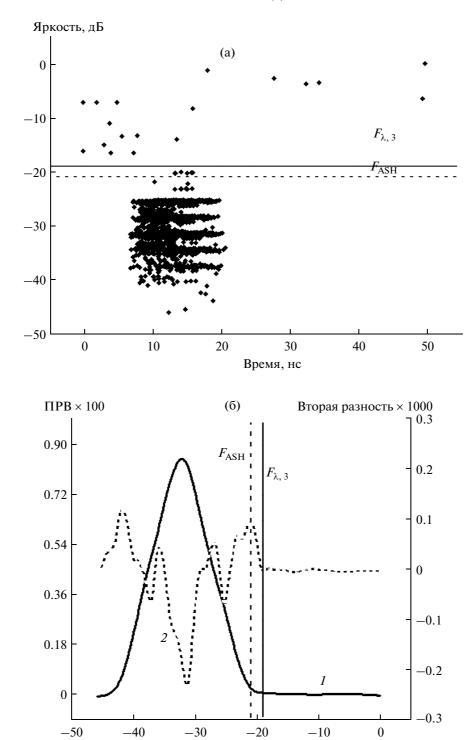


Рис. 5. Дальностный портрет (а) и гистограмма яркости (б) самолета МиГ-23.

Яркость, дБ

Анализ топологии дальностных портретов триады целей с различных ракурсов показал, что локальные участки интенсивного отражения на поверхности объекта локации соответствуют выбросам диаграммы рассеяния, т.е. относительно редким и

аномально большим значениям яркости (рис. 5а). Ясно, что выбросы формируют толстый правый "хвост" вероятностного распределения (рис. 5б) и обусловливают наличие положительных асимметрии и эксцесса ПРВ-яркости.

Таблица 1.	Отражательные характеристики триады целей
------------	---

Объект	$T(\alpha, \beta)$ , нс	$A(\alpha, \beta), M^2$	$A_{t_S}^{\text{makc}}, \text{ m}^2$	$f_{ m Makc}$			
	$\alpha = 22.2^{\circ}, \beta = 11.03^{\circ}$						
МиΓ-23	71.9	1.013	0.5967	0.1181			
AH-64	79.89	2.841	0.8486	0.8421			
"Томагавк"	27.4	0.0677	0.015	0.007			
I	$lpha=eta=45^\circ$						
МиΓ-23	50	7.071	1.493	1.359			
AH-64	58.5	11.75	3.054	2.171			
"Томагавк"	15.27	0.5546	0.1693	0.1693			
I	$\alpha = 59.64^{\circ}, \beta = -40.79^{\circ}$						
МиΓ-23	39.9	11.07	1.527	1.031			
AH-64	42.67	8.338	4.378	4.321			
"Томагавк"	18.5	0.9433	0.2312	0.2299			
I	$\alpha=67.5^{\circ},\beta=0$						
МиГ-23	35.15	9.912	4.126	4.125			
AH-64	44.94	4.091	1.592	1.539			
"Томагавк"	16.88	0.5091	0.0766	0.0672			

#### 3. УСТОЙЧИВЫЕ СТАТИСТИКИ ЯРКОСТИ ЦЕЛИ

Выборочные оценки характеристик положения и масштаба, устойчивые к "загрязнению" вероятностных распределений [5] являются рациональным инструментом маркировки выбросов на диаграмме рассеяния яркости 3D-объекта. В частности, удобными для практического применения являются экспоненциально взвешенные оценки (ЭВО) Мешалкина [6] для вектора математического ожидания и ковариационной матрицы нормальной ПРВ. В одномерном случае ЭВО математического ожидания  $m_{\lambda}$  и дисперсии  $\sigma_{\lambda}^2$  распределения яркости цели представляют собой решение следующей системы уравнений:

$$m_{\lambda} = \sum_{j,k} w^{\lambda}(d_{j,k}) F_{j,k} / \sum_{j,k} w^{\lambda}(d_{j,k}),$$

$$\sigma_{\lambda}^{2} = (1+\lambda) \sum_{j,k} w^{\lambda}(d_{j,k}) (F_{j,k} - m_{\lambda})^{2} / \sum_{j,k} w^{\lambda}(d_{j,k}).$$
(3)

Здесь  $\lambda > 0$  — параметр эффективности статистик;  $w(d) = \exp(-d/2)$  — экспоненциальная весовая функция;  $d_{j,\,k} = \left(F_{j,\,k} - m_\lambda\right)^2 / \left(2\sigma_\lambda^2\right)$  — одномерная метрика Махалонобиса.

Смысл  $\lambda$ -взвешенных оценок очевиден. Аномально большие значения яркости  $F_{j,\,k}$  формируют большие расстояния  $\sqrt{d_{j,\,k}}$ , поэтому взвешиваются

весами  $w^{\lambda}(d_{j,k})$ , достаточно малыми, чтобы не вносить значимый вклад в общую сумму. Иными словами, структура ЭВО обеспечивает автоматическое подавление выбросов в данных, если  $\lambda > 0$ . В работах [7, 8] показано, что ЭВО являются оценками минимума контраста, т.е. обеспечивают наименьшее значение критерия

$$\sigma_{\lambda}^{-\lambda/(1+\lambda)} \sum_{j,k} w^{\lambda}(d_{j,k}).$$

Однако снижение эффективности ЭВО повышает их устойчивость к нарушению гипотезы нормальности ПРВ.

Простейший итерационный алгоритм решения системы уравнений (3) состоит в применении метода последовательных приближений. В качестве начальных значений характеристик положения и масштаба удобно выбрать оценки максимального правлополобия

$$\tilde{m} = \frac{1}{N} \sum_{j,k} F_{j,k}, \ \tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{j,k} (F_{j,k} - \tilde{m})^2,$$
 (4)

где N — количество узлов адаптивной сетки интегрирования в картинной плоскости для двумерной функции яркости объекта локации с фиксированного ракурса ( $\alpha$ , $\beta$ ).

Оценки Мешалкина удобны для формирования дискриминантной границы, разделяющей кластер "типичных" значений яркости и ее выбросов на дальностном портрете цели (рис. 5). В качестве по-

рога отсечения аномально больших значений рационально выбрать величину  $(m_{\lambda}+c\sigma_{\lambda})$ . Положительный множитель c определяет ширину зоны, ассоцированной с элементами поверхности 3D-объекта, формирующими непрерывную часть  $h_{\text{CONT}}(t|\alpha,\beta)$  его переходной характеристики.

#### 4. ГИСТОГРАММА ЯРКОСТИ ЦЕЛИ

Дополнительным инструментом для маркировки выбросов на дальностном портрете цели является гистограмма яркости, сглаженная сдвигом (Average Shifted Histogram — ASH) [9]. Такого рода оценка ПРВ представляет собой классическую гистограмму, сглаженную окном данных. Как отмечалось выше, уникальным результатом имитационного цифрового моделирования является выборка яркостей  $\{F_{j,k}\}$  объемом N, рассчитанных для элементов поверхности 3D-объекта с фиксированного ракурса  $(\alpha,\beta)$ . Пусть  $F_{\text{мин}}$  и  $F_{\text{макс}}$  — наименьшее и наибольшее значение яркости в этой выборке, а  $\Delta F$  — ширина разрядного интервала гистограммы.

Известны различные правила выбора значения  $\Delta F$  [9], оптимального по критерию минимума среднего квадрата ошибки. В частности, широко распространенное в прикладной статистике правило Старгеса (Sturges)  $\Delta F = (F_{\text{макс}} - F_{\text{мин}})/(1 + \lg_2 N)$  справедливо для нормального распределения. Наличие асимметрии и эксцесса в ПРВ требуют снижения ширины разрядного интервала. Удобным для практического применения является робастное правило Фридмана-Дьякониса (Freedman-Diaconis)  $\Delta F = 2(IQ)/\sqrt[3]{N}$ , где IQ — интерквартильный диапазон, т.е. числовой интервал для выборки данных, упорядоченной по возрастанию и усеченной на 25% слева и справа. Вторым важным параметром сглаживания гистограммы является ширина разрядных подынтервалов  $\delta = \Delta F/m$ , где m- их количество. В конечном итоге, АЅН-оценку ПРВ вычисляют по формуле [9]

$$p(F;m)=\frac{1}{N\Delta F}\sum_{l=1-m}^{m-1}w_m(l)\,\vartheta_{i+l}$$
 для  $i\delta\leq F-F_{\text{muh}}<(i+1)\delta,\ \ 0\leq i\leq I_{\text{makc}}-1.$ 

Здесь  $\vartheta_i$  — количество наблюдений яркости, попавших в i-й подынтервал ( $\vartheta_i=0$ , если i<0 или  $i\geq I_{\text{макс}}$ );  $I_{\text{макс}}=(F_{\text{макс}}-F_{\text{мин}})/\delta$  — количество разрядных подынтервалов. Окно данных  $w_m(l)$  выбирают из условия  $\sum_l w_m(l)=m$ . В этом случае ASH-оценка интегрируема с единицей. Такой

нормировке удовлетворяет обобщенное окно вида

$$w_m(l) = mK(l/m) / \sum_{n=1-m}^{m-1} K(n/m),$$

где K(v) — положительная непрерывная функция ядра, заданная на стандартном интервале [-1; 1]. Популярные модели ядерных функций приведены в монографии [9, с. 140]. В частности, удобной для практического применения является трижды взвешенное окно Епанечникова  $K(v) = 35\left(1-v^2\right)^3/32$ , если  $|v| \le 1$ . В случае |v| > 1, K(v) = 0. Такой выбор обеспечивает дважды дифференцируемую ASH-оценку (рис. 5, кривая 2), т.е. возможность эффективного поиска экстремумов кривизны ПРВ (кривая I). Как показывают результаты вычислительного эксперимента, эти экстремумы определяют порог отсечения толстого правого "хвоста" вероятностного распределения (см. рис. 5б) и, в конечном итоге, формируют альтернативную границу выбросов на дальностном портрете цели (см. рис. 5а).

#### 5. ВЫЧИСЛИТЕЛЬНЫЙ ЭКСПЕРИМЕНТ

В соответствии с представленными выше методиками выполнялось имитационное цифровое моделирование дальностных портретов триады целей. На рис. 5 представлены диаграмма рассеяния яркости и ее гистограмма, сглаженная сдвигом для самолета МиГ-23 со штатным лакокрасочным камуфлирующим покрытием. Ракурс облучения/наблюдения объекта задавался углами  $\alpha = \beta = 45^{\circ}$ .

Расчет λ-взвешенных оценок математического ожидания (МО) и среднего квадратичного отклонения (СКО) выполнялся с помощью решения системы уравнений (3) методом последовательных приближений. Типичный процесс сходимости итерационной процедуры поиска устойчивых статистик представлен на рис. 6. В качестве начального приближения (первая итерация) выбирались оценки максимального правдоподобия (4). Значения параметра эффективности статистик  $\lambda = 0.5$  (1, 1') и 1 (2, 2') соответственно. Процесс сходимости для МО  $m_{\lambda}$  (1', 2'), а для СКО  $\sigma_{\lambda}$  — (1, 2). Расчеты ЭВО показали, что устойчивые характеристики положения и масштаба для яркостей триады целей на различных ракурсах не критичны к выбору значения параметра  $\lambda$ . В дальнейших вычислительных экспериментах выбиралось значение  $\lambda = 1$ .

Значения  $\lambda$ -взвешенных порогов  $F_{\lambda,c}=m_{\lambda}+c\sigma_{\lambda}$  отсечения аномально больших значений яркости триады целей для нескольких ракурсов  $(\alpha,\beta)$  представлены в табл. 2. Альтернативный критерий выбора порога  $F_{\rm ASH}$  по локальному экстремуму второй

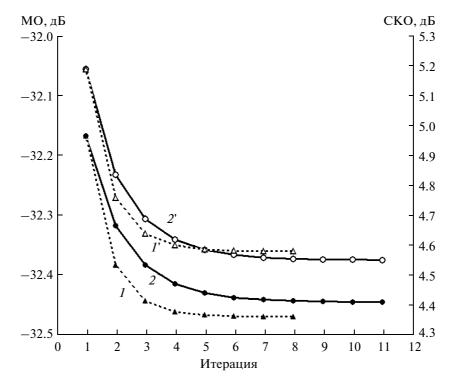


Рис. 6. Устойчивые статистики яркости самолета МиГ-23.

разности (кривизны) ASH-оценки гистограммы яркости удовлетворяет дополнительному условию выбора порога в соответствии с неравенством  $P \geq 0.95$ , где P — вероятность того, что яркость не превышает значения  $F_{\rm ASH}$ . Результаты расчетов

дальностных портретов вертолета и крылатой ракеты, а также соответствующие им ASH-оценки гистограммы яркости объектов для ракурса  $\alpha = \beta = 45^{\circ}$  иллюстрируют рис. 7, 8. На рис. 76, 86 изображены гистограмма, сглаженная сдвигом

Таблица 2. Оценки порога яркости (в дБ) для триады целей

a. B	Порог яркости			
α; β	МиГ-23	AH-64	"Томагавк"	
22.2°; -11.03°	-23.31	-24.05	-18.7	
	-18.47	-19.14	-15.15	
	-21.12	-23	-13.31	
45°; 45°	-23.56	-24.34	-26.17	
	-19.15	-19.7	-21.38	
	-20.83	-24.46	-22.48	
59.64°; -40.79°	-22.55	-27.55	-27.79	
	-18.09	-23.05	-23.12	
	-20.82	-24.46	-24.43	
67.5°; 0°	-27.87	-22.05	-21.3	
	-23.3	-17.49	-16.13	
	-25.5	-20.25	-17.64	

Примечание. Первые и вторые числа отвечают выбору двух и трех "сигмовой" зон, т.е. величинам c=2 и 3, третье число соответствует выбору порога по критерию  $F_{\rm ASH}$ .

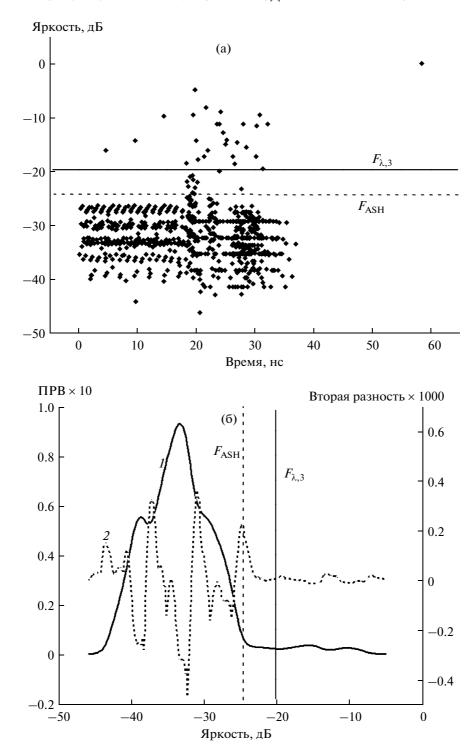


Рис. 7. Дальностный портрет (а) и гистограмма яркости (б) вертолета АН-64.

(кривая I), и ее вторая производная (кривая 2). На диаграммах рассеяния изображены пороги отсечения  $F_{\rm ASH}$  и  $F_{\lambda,3}$ . Отметим, что результаты имитационного моделирования  $\Pi X$  и дальностного портрета сферы радиусом 1 м (рис. 9) подтверждают эффективность предложенной методики

выделения структурных составляющих отражательных характеристики 3D-объекта. Сплошной линией на рис. 9б отмечен порог  $F_{\lambda,2}$ . Видно, что методика не идентифицирует наличие аномально больших выбросов на диаграмме рассеяния яркости сферы.

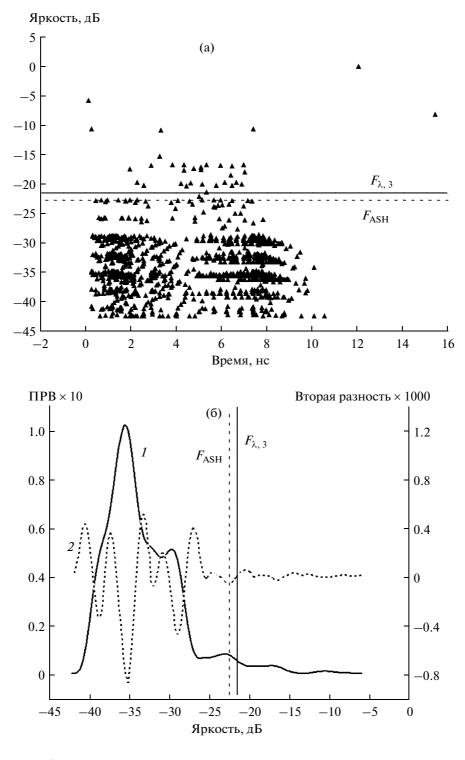


Рис. 8. Дальностный портрет (а) и гистограмма яркости (б) ракеты "Томагавк".

Сравнительный анализ характеристик положения и масштаба дальностных портретов триады целей для различных ракурсов  $(\alpha,\beta)$  показывает, что кластеры "типичных" значений разнесены по времени, но перекрываются по значениям яркости, локализуясь в диапазоне относительных величин от

-25 до -45 дБ. Напротив, для различных объектов множества аномально больших выбросов различаются по их количеству, величинам яркости и временному положению. Ясно, что такого рода признаки "разрывной" части ПХ могут быть положены в основу распознавания триады целей.

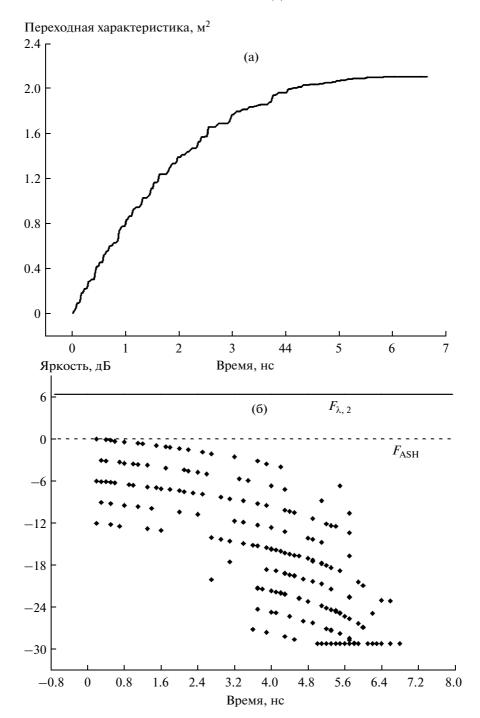


Рис. 9. Переходная характеристика (а) и дальностный портрет сферы радиусом 1 м (б).

Выделение структурных составляющих импульсной ЭПР объекта локации выполняют в соответствии с формулами

$$A_{t_S}^{\text{CONT}}(t|\alpha,\beta) = \sum_{j,k} \delta_{j,k} f_{j,k} i_S(t-t_{j,k});$$

$$A_{t_S}^{\mathrm{DISC}}(t|\alpha,\beta) = \sum_{i,k} (1-\delta_{j,k}) f_{j,k} i_S(t-t_{j,k});$$

$$\delta_{j, k} = \begin{cases} 1, \ f_{j, k} \leq f_{\lambda} \\ 0, \ f_{j, k} > f_{\lambda} \end{cases}; \ f_{\lambda} = f_{\text{make}} 10^{F_{\lambda, c}/10},$$

где  $\delta_{j,k}$  — индикатор кластера типичных значений яркости цели. На рис. 10 и 11 представлены структурные составляющие импульсной ЭПР самолета МиГ-23 для ракурса  $\alpha = \beta = 45^{\circ}$ . На рис. 10 представлены непрерывная (кривая *1*) и разрывная

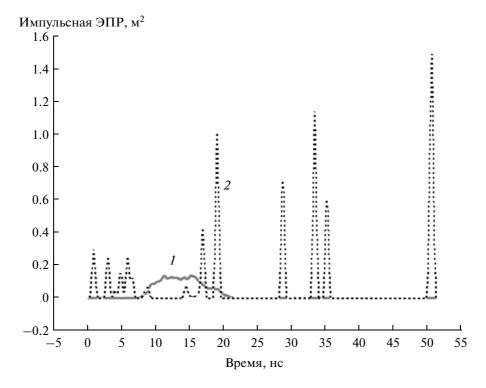


Рис. 10. Структурные составляющие импульсной ЭПР самолета МиГ-23.

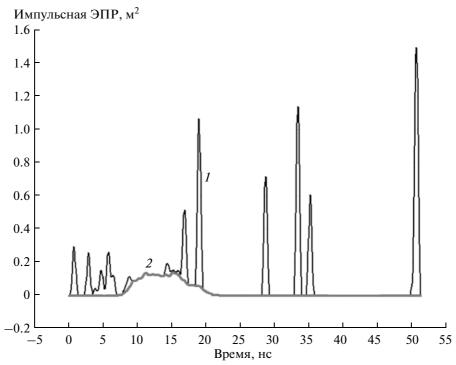


Рис. 11. Импульсная ЭПР и ее непрерывная часть для самолета МиГ-23.

часть ЭПР (кривая 2). На рис. 11 представлены результирующая импульсная ЭПР (кривая 1) и ее непрерывная часть (кривая 2). В качестве порога маркировки выбросов на дальностном портрете принималась величина  $F_{\rm ASH}$ .

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Структурный анализ переходной характеристики 3D-объекта в однопозиционной лазерной локации является надежной методической основой для расчета временных профилей импульсной ЭПР в

режиме "реального времени". Экспоненциально взвешенные оценки характеристик положения и масштаба дальностного портрета, а также ASH-гистограмма яркости цели позволяют эффективно выделять непрерывную и "разрывную" части переходной характеристики. Надежными дополнительными признаками для распознавания триады цели являются количество, амплитуды и временное положение выбросов импульсной ЭПР.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- 1. Лабунец Л.В. // РЭ. 2002. Т. 47. № 3. С. 308.
- 2. Лабунец Л.В. // РЭ. 2002. Т. 47. № 4. С. 452.
- 3. *Анищенко Н.Н., Лабунец Л.В.* // Электромагнитные волны и электронные системы. 2002. Т. 7. № 8. С. 60.

- 4. Гливенко В.И. Интеграл Стильтьеса. М.; Л.: ОНТИ, 1936
- Шурыгин А.М. Прикладная стохастика: робастность, оценивание, прогноз. М.: Финансы и статистика, 2000.
- Meshalkin L.D. // Proc. 6-th Int. Meeting of Uses of Epidemiology in Planning Health Services. Primosten, Yugoslavia. 1971. V. 1. P. 250.
- 7. *Шурыгин А.М.* // Теория вероятностей и ее применения. Т. 24. № 1. 1979. С. 233.
- 8. *Шурыгин А.М.* // Уч. зап. по статистике. Алгоритмическое и программное обеспечение прикладного статистического анализа. М.: Наука, 1980. Т. 36. С. 241.
- 9. *Scott D.W.* Multivariate Density Estimation: Theory, Practice, and Visualization. N.Y.: John Wiley and Sons, Inc, 1992.