

УДК 621.376.3

**Цифровое моделирование и обработка переходных характеристик
объектов в оптической локационной системе наведения**

Н. Н. Анищенко, Л. В. Лабунец

Представлены методика и алгоритмы имитационного цифрового моделирования переходных характеристик 3D- объекта на фоне подстилающей поверхности в двухпозиционной системе ближней оптической локации, а также методика статистической обработки результатов имитационного моделирования. Получено эффективное решение задачи сжатия информации и построения модели профилей отраженных импульсов, функционирующей в режиме реального времени.

The technique and algorithms of digital simulation for transient response of 3D-object on a background surface in the semiactive optical radar system as well as the technique of statistical processing for simulation results are represented. The effective solution of the data compression task and the solution of constructing the real-time profiles model of the reflected impulses are obtained.

Введение. Имитационное цифровое моделирование переходных характеристик (ПХ) является удобным инструментом для исследования отражающих свойств антропогенных объектов в двухпозиционных оптических локационных системах. Под ПХ обычно понимают сигнал отраженный целью при её зондировании сигналом в виде функции Хевисайда (функции включения). Эта характеристика содержит информацию об энергетических свойствах объекта, его размерах, форме, и поэтому полезна для решения задач анализа заметности и классификации целей. Дополнительной особенностью двухпозиционных локационных систем является наличие динамических ошибок слежения за объектом, в результате которых луч подсвета совершает случайные угловые колебания. При этом пучок захватывает различные участки цели и подстилающей поверхности (ПП). Пятно подсвета при скользящих углах падения растягивается по ПП до

размеров больших, чем пространственная протяженность зондирующих импульсов. Эти факторы приводят к искажению временного профиля принимаемого импульса относительно зондирующего, что трудно учесть при физическом моделировании.

Методика цифрового моделирования. Геометрическая схема двухпозиционной системы оптической локации приведена на **рис. 1**. Передатчик и приемник разнесены в пространстве и находятся в точках O_S и O_R соответственно. В приближении некогерентного приема и малых углов облученность оптики может быть представлена в виде

$$E_R(t) = \frac{\Phi_S}{\pi L_{OR}^2(S_t)} \iint M_0\{y_S - Y_{OS}(t), z_S - Z_{OS}(t)\} U\left(t - \frac{L_{SR}}{c}\right) r_\lambda(\psi, \theta, \gamma) \cos\psi \cos\theta dS,$$

где Φ_S - пиковый (во времени) поток лучистой энергии в пучке подсвета; $M_0(y_S, z_S)$ - поверхностная плотность распределения потока в поперечном сечении пучка подсвета; проходящем через дифференциально малый участок отражающей поверхности dS ; (y_S, z_S) - декартовы координаты элемента dS в поперечном сечении пучка подсвета (рис. 1); $\{Y_{OS}(t), Z_{OS}(t)\}$ - координаты смещения оси пучка в картинной плоскости относительно условного центра цели, вызванного ошибками слежения за положением объекта; $U(t)$ - временной профиль функции включения; $L_{SR} = L_S + L_R$; L_S и L_R - расстояния от элемента dS до источника и приемника; $r_\lambda(\psi, \theta, \gamma)$ - коэффициент яркости элемента dS ; ψ и θ - углы падения излучения и наблюдения отраженного потока для элемента dS ; 2γ - угол между направлениями облучения элемента dS и приема; S_t - видимые из точки приема и облучаемые источником поверхности цели.

Для двухпозиционных оптических систем наведения, функционирующих в ближней зоне, размеры пучка подсвета соизмеримы с размерами объекта локации. В этом случае отражающие свойства цели принято нормировать по отношению к отражающим свойствам эталонного рассеивателя. В качестве по-

следнего удобно использовать равномерно диффузно и без потерь отражающий плоский щит, установленный в месте расположения объекта перпендикулярно пучку подсвета ($\psi_H = 0$) и полностью его перекрывающий. В соответствии с выражением (1) нетрудно найти облученность приемной оптики, находящейся на расстоянии L_{OR} в направлении нормали эталонного щита ($\theta_H = 0$). С учетом условия нормировки

$$\iint_{(S_H)} M_0(y_S, z_S) \cos \psi_H dS = \iint_{-\infty}^{+\infty} M_0(y_S, z_S) dy_S dz_S = 1, \text{ получим } E_H = \Phi_S / (\pi L_{OR}^2).$$

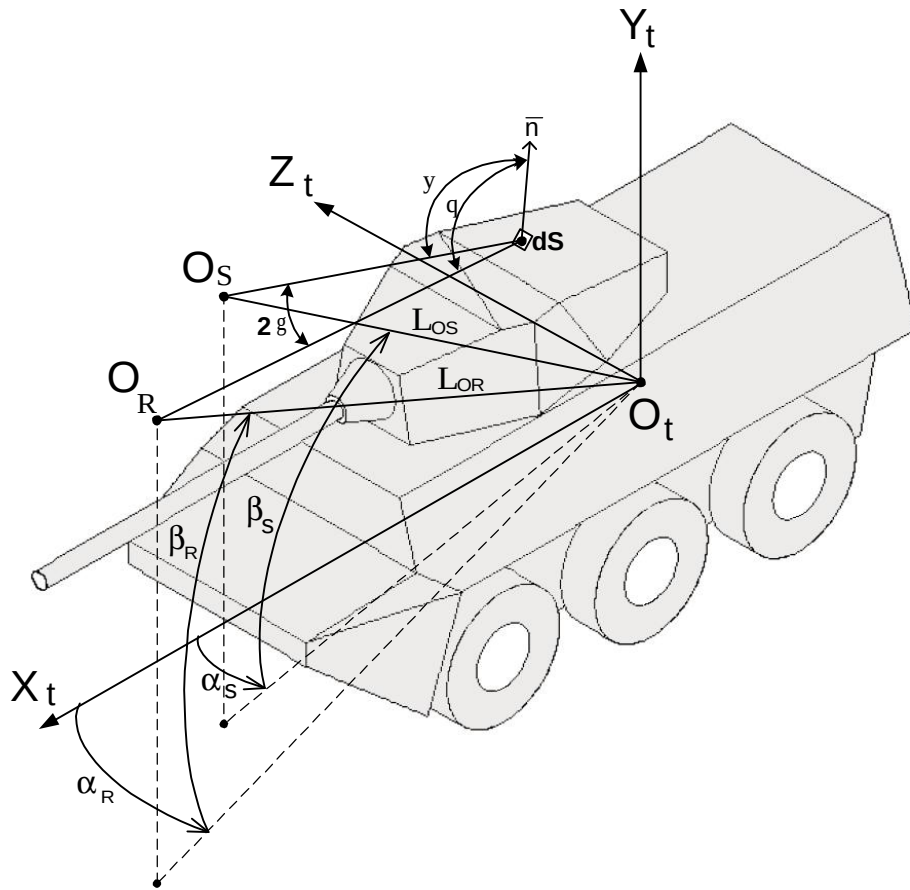


Рис. 1. Целевая система координат в двухпозиционной локации

Отношение $E_R(t)/E_H$ дает безразмерную переходную отражательную характеристику объекта локации применительно к нестационарным условиям его облучения

$$\begin{aligned} \tilde{H}(t | \alpha_S, \beta_S, \alpha_R, \beta_R) &= E_R(t) / E_R(t) = \\ &= \iint_{(S_t)} M_0 \{ y_S - Y_{OS}(t), z_S - Z_{OS}(t) \} U \left(t - \frac{L_{SR}}{c} \right) r_\lambda(\psi, \theta, \gamma) \cos \psi \cos \theta dS \end{aligned} \quad (1).$$

В рамках малоуглового приближения поверхностный интеграл (1) рационально привести к двойному по проекции облучаемой поверхности на картинную плоскость $Y_S O_t Z_S$ лучевой системы координат $O_t X_S Y_S Z_S$, ось $O_t X_S$ которой направлена на источник (рис. 1). Лучевая система координат может быть получена из целевой при ее последовательных поворотах на углы α_S и β_S вокруг осей $O_t Y_t$ и $O_t Z_t$. Поскольку проекция элемента dS на картинную плоскость равна $dy_S dz_S = \cos \psi dS$, из выражения (1) соответственно получим

$$\tilde{h}(t|\mathbf{C}_{SR}) = \int_{Y_{\min}(t)}^{Y_{\max}(t)} dy_S \int_{Z_{\min}(t)}^{Z_{\max}(t)} f(t, y_S, z_S) U\left(t - \frac{L_{SR}}{c}\right) dz_S; \quad (2)$$

$$f(t, y_S, z_S) = \delta_S(y_S, z_S) \delta_R(y_S, z_S) M_0 \{y_S - Y_{0S}(t), z_S - Z_{0S}(t)\} r_k(\psi, \theta, \gamma) \cos \theta.$$

Здесь $\mathbf{C}_{SR} = \{\alpha_S, \beta_S, \alpha_R, \beta_R\}$ - вектор условий облучения - наблюдения цели; $\delta_S(y_S, z_S)$ - функция, принимающая значение единица, если точка картинной плоскости с координатами (y_S, z_S) попадает в пучок подсвета, и ноль в противном случае; $\delta_R(y_S, z_S)$ - функция, принимающая значение единица, если точка с координатами (x_S, y_S, z_S) облучаемой поверхности S_t не маскируется объектом локации по отношению к приемнику, и ноль в противном случае.

Для одномодового источника оптического излучения поверхностную плотность распределения потока в картинной плоскости хорошо описывает гауссоида. Обычно пучок подсвета является телецентрическим. Тогда

$$M_0(y_S, z_S) = \frac{\ln 10}{\pi R_S^2} \exp\left(-\left\{\frac{y_S^2}{R_S^2} + \frac{z_S^2}{R_S^2}\right\} \ln 10\right) \text{ а пределы интегрирования в выражении}$$

(2) определяются границами

$$Y_{\min}^{\max}(t) = Y_{0S}(t) \mp R_S; \quad Z_{\min}^{\max}(t) = Z_{0S}(t) \mp R_S \varphi(y_S); \quad \varphi(y_S) = \{1 - [y_S - Y_{0S}(t)]^2 / R_S^2\}^{1/2},$$

где R_S - радиус поперечного сечения пучка, измеренный по уровню десятикратного ослабления поверхностной плотности потока излучения.

В соответствии с представленным выражением имитационное цифровое моделирование ПХ объекта предусматривает последовательные вычислитель-

ные этапы. Первый этап заключается в определении параметров геометрического образа цели. Удобным является кусочно-аналитическое описание 3D-объекта с помощью системы геометрического моделирования, представленной в работе [1]. Данная система ориентирована на подробное описание пространственной конфигурации цели, в частности, для описания боевой машины пехоты (БМП) VAB SAIVEM 6х6 понадобилось 47 плоских и 14 квадратичных базовых пространственных элементов (рис. 1).

Второй этап состоит в аналитическом описании пространственной индикатрисы коэффициента яркости дифференциально малого элемента поверхности объекта. Модель индикатрисы рассеяния оптического излучения шероховатой поверхностью покрытия цели адекватная гониофотометрическим измерениям в двухпозиционной локации имеет вид [1]

$$r_{\lambda}(\psi, \theta, \gamma) \cos \theta = k_B f(\psi, \theta, \gamma) \cdot R_0(\gamma) \cdot \frac{G(\psi, \theta, \gamma)}{\cos \psi} + k_D \cos \theta, \quad (3)$$

Первое слагаемое в этой модели описывает (в приближении Бугера) рассеяние излучения на совокупности микро-площадок шероховатой поверхности, нормали которых случайно ориентированы в пространстве. Функцию распределения микро-площадей по направлениям аппроксимирует эллипсоид вращения

$$f(\psi, \theta, \gamma) = 2k_R^2 (\cos \psi + \cos \theta) / \{4\cos^2 \gamma + (k_R^2 - 1)(\cos \psi + \cos \theta)^2\},$$

степень сжатия которого относительно глобальной нормали к макроплоскости управляется параметром k_R . Поляризационные свойства отраженного излучения учитывает относительный коэффициент отражения микро-площадки $R_0(\gamma)$, выраженный, в свою очередь, через амплитудные коэффициенты отражения Френеля для s- и p- поляризационных компонент падающего поля [2]. Затенение и маскировку лучей микро-гранями при больших углах падения ψ и наблюдения (θ, γ) учитывает коэффициент ослабления потока $G(\psi, \theta, \gamma)$ равный совместной вероятности отсутствия указанных событий. Здесь используются оценки, полученные в работе [3].

Второе слагаемое в модели коэффициента яркости учитывает (в приближении Ламберта) перенос излучения и его рассеяние в приповерхностном слое покрытия. Такая двухкомпонентная модель направленной и диффузной составляющих коэффициента яркости учитывает все закономерности трансформации пространственной индикатрисы, наблюдаемые в эксперименте при изменении углов ψ, θ, γ . Это позволяет приводить модель в соответствие экспериментальным данным с помощью эмпирических числовых параметров k_B, k_D, k_R во всем диапазоне углов падения и наблюдения. В **таблице 1** для трех типов покрытий объектов локации приведены значения параметров модели индикатрисы (3), отвечающие минимуму относительной среднеквадратичной ошибки аппроксимации экспериментальных данных E . Там же приведены значения спектральных показателей преломления n_λ и направленно - полусферических коэффициентов отражения (альбедо) $A_{\lambda 0}$ покрытий при их нормальном облучении ($\psi = 0$).

Таблица 1. Оптимальные параметры модели индикатрисы

ОБРАЗЕЦ	λ , мкм	n_λ	$A_{\lambda 0}$	k_B	k_D	k_R	E , %
T1	0.62	1.47	0.075	0.255	0.000	0.197	1.80
	0.91	1.44	0.105	0.186	0.065	0.177	2.12
	1.04	1.43	0.108	0.190	0.060	0.166	1.73
T2	0.91	1.48	0.356	0.560	0.313	0.106	2.59
	1.04	1.47	0.371	0.540	0.390	0.099	3.27
T3	0.91	1.45	0.045	0.123	0.021	0.234	1.32
	1.04	1.44	0.045	0.114	0.015	0.209	0.62
S1	0.91	1.54	0.18	0.035	0.399	21.837	0.051
	1.04	1.53	0.25	0.018	0.378	24.234	0.02
S2	0.62	1.55		0.008	0.165	7.86	0.016
	0.91	1.54		0.012	0.301	11.57	0.028
	1.04	1.53		0.012	0.259	5.811	0.003
S3	1.04	1.53		0.047	0.155	2.532	0.033
S4	0.91	1.54		0.116	0.055	0.478	0.018
	1.04	1.53		0.082	0.066	0.528	0.016
S5	0.91	1.57	0.81	0.041	0.65	1.871	0.013

Третий расчетный этап связан с необходимостью учета вклада ПП в отраженный сигнал. При имитационном подходе к цифровому моделированию входных сигналов систем наведения рациональной является аддитивно - мультипликативная модель поля яркости [4] $r_{\lambda}(\psi, \theta, \gamma | z_t, x_t) = R_{\lambda}(\psi, \theta, \gamma) \{1 + \chi \eta(z_t, x_t)\}$, где $R_{\lambda}(\psi, \theta, \gamma)$ - индикатриса коэффициента яркости, усредненная по большому участку поверхности; χ - вариация случайного поля (СП) коэффициента яркости ПП; $\eta(z_t, x_t)$ - СП с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией, характеризующее стохастическое распределение яркости по поверхности. Рефлектометрические характеристики такого рода “случайного” экрана аналогичны характеристикам отражения реальных ПП с пологим рельефом (луга, сельскохозяйственные поля, свежие вырубки, дороги, снежный покров и т. д.), когда влияние затенения и маскировки минимально.

В видимом и ближнем ИК диапазонах природные образования по своим спектральным свойствам делят на три класса [5]: (1) почвы и каменистые поверхности ; (2) растительность; (3) водные поверхности, снег и лед. Большинство типов ПП в основном имеют усредненные индикатрисы коэффициента яркости $R_{\lambda}(\psi, \theta, \gamma)$ близкие к индикатрисе ламбертовского рассеивателя. Рост направленно - полусферического спектрального коэффициента отражения (альбедо) с увеличением угла падения излучения диффузно отражающих природных образований, относящихся к первым двум классам, приближенно характеризует эмпирическая зависимость [6] $R_{\lambda}(\psi, \theta, \gamma) = A_{\lambda 0} + 3,125 A_{\lambda 0} (1 - A_{\lambda 0}) \sin^3(\psi/2)$.

Примерами природных образований с отличным от ламбертовского отражением излучения являются снежный покров, формирующий в индикатрисе рассеяния небольшую направленную составляющую, возрастающую при увеличении угла падения, и песчаные поверхности пустыни, для которых характерно наличие существенного обратного отражения. Обширные экспериментальные данные об усредненных угловых характеристиках отражения прямого солнечного излучения $R_{\lambda}(\psi, \theta, \gamma)$ недиффузными ПП [5] с достаточной точно-

стью могут быть аппроксимированы параметрической моделью коэффициента яркости (3). Оптимальные значения параметров модели (3) для ряда ПП (S1 - влажный песок; S2 - сухой бетон; S3 - влажный бетон; S4 - сухой асфальт; S5 - снег) приведены в таблице 1.

Исследования природных объектов методами телефотометрирования показывают [4, с. 153], что адекватной статистической моделью поля яркости ПП с пологим рельефом является однородное изотропное гауссовское СП с коэффициентом вариации $\chi = 0,1 \div 0,2$ и осциллирующей ковариационной функцией (**КФ**), относительно быстро затухающей на начальном участке. Для таких поверхностей статистические свойства СП $\eta(z_t, x_t)$ идентичны указанным выше. В общей структуре программного обеспечения имитационного цифрового моделирования входных сигналов оптических систем наведения [1] поле $\eta(z_t, x_t)$ удобно синтезировать на основе параметрического подхода, как сумму статистически независимых пространственных гармоник

$$\eta(z_t, x_t) = M^{-1/2} \sum_{m=1}^M \Lambda_m \xi_m(z_t, x_t); \quad \xi_m(z_t, x_t) = \sqrt{2} \sin(\omega_{zm} z_t + \omega_{xm} x_t + \phi_m), \quad (4)$$

где Λ_m, ϕ_m и ω_{zm}, ω_{xm} - реализации независимых в совокупности случайных амплитуды Λ , фазы ϕ и вектора пространственных частот $\{\omega_z, \omega_x\}$.

Нетрудно убедиться, что равновероятное распределение фазы в интервале $[0, 2\pi)$ обеспечивает нулевое математическое ожидание, единичную дисперсию и однородность поля $\xi_m(z_t, x_t)$ в широком смысле. Симметричное релеевское распределение амплитуды $W_1(\Lambda) = |\Lambda| \exp(-\Lambda^2)$, $\Lambda \in (-\infty, \infty)$ обеспечивает стандартизованное нормальное одномерное распределение поля $\eta(z_t, x_t)$ при любом фиксированном числе гармоник M [7].

Достоинством параметрического представления (4) является то, что энергетический спектр поля совпадает с плотностью вероятности (**ПВ**) вектора случайных частот [7]. Иными словами, ковариационная структура поля не зависит от вида распределения амплитуды Λ и фазы ϕ и определяется исключительно распределением пространственных частот. Соответствующий анализ по-

казывает [7, 8], что КФ $\rho(\{v_z^2 + v_x^2\}^{1/2})$ и ПВ вектора частот $W_1(\{u_z^2 + u_x^2\}^{1/2})/(2\pi)$ изотропного поля также изотропны. Моделирование пространственных частот ω_{zm}, ω_{xm} в (4) сводится, таким образом, к разыгрыванию модуля вектора частот $\omega_m = (\omega_{zm}^2 + \omega_{xm}^2)^{1/2}$ в соответствии с ПВ $W_1(u)$ и равновероятного направления на плоскости.

Распределение модуля вектора пространственных частот $W_1(u)$ связано с КФ изотропного поля парой интегральных преобразований Ганкеля. Последние не интегрируются в конечном виде для трехкомпонентной модели КФ, предложенной в [4, с. 146]. В работе [8] рассмотрены различные способы аппроксимации осциллирующей составляющей КФ изотропного поля, удобные для цифрового моделирования. В случае двумерного поля, рациональным является представление в виде отрезка ряда Фурье - Бесселя

$$\rho(v) = p_0 \exp\left(-\frac{\sigma_0 v}{\sigma_s v_0}\right) + \sum_{k=1}^K p_k \exp\left(-\frac{\sigma_k^2 v^2}{2\sigma_s^2 v_0^2}\right) J_0\left(\frac{\beta_{k+Zer} v}{v_0}\right). \quad (5)$$

Прямое преобразование Ганкеля от этого выражения дает рандомизированную модель ПВ модуля вектора пространственных частот в виде конечной смеси обобщенных распределений Релея - Райса

$$W_1(u) = p_0 w_1^{(0)}(u) + \sum_{k=1}^K p_k w_1^{(k)}(u); \quad w_1^{(0)}(u) = \left[4\sigma_s^2 v_0^2 u / \left\{ \sigma_0^2 (1 + \sigma_s^2 v_0^2 u^2 / \sigma_0^2)^{3/2} \right\} \right]_{\oplus};$$

$$w_1^{(k)}(u) = \left[\frac{\sigma_s^2 u}{\sigma_k^2} \exp\left(-\sigma_s^2 \frac{u^2 + \beta_{k+Zer}^2}{2\sigma_k^2 v_0^2}\right) I_0\left(\sigma_s^2 \frac{\beta_{k+Zer} u}{\sigma_k^2 v_0^2}\right) \right]_{\oplus}.$$

Здесь сокращение $y(x) = [f(x)]_{\oplus}$ означает, что $y \equiv 0$ при $x < 0$; p_k - априорные вероятности парциальных спектров $w_1^{(k)}(u)$, удовлетворяющие ограничению $p_0 + p_1 + \dots + p_K = 1$; v_0 - интервал затухания КФ поля; σ_s - относительная ширина парциальных спектров, выполняющая роль параметра регуляризации [1]; σ_k - параметры масштабов парциальных спектров; Zer - число нулей КФ поля на интервале затухания; $0 < \beta_{1+Zer} < \beta_{2+Zer} < \dots < \beta_{K+Zer}$ - последовательные корни функции Бесселя $J_0(t)$.

Преимущество представления ПВ $W_1(u)$ конечной смесью обобщенных распределений Релея - Райса очевидно, т. к. статистическое моделирование модуля вектора пространственных частот $\{\omega_z, \omega_x\}$ осуществляется в этом случае эффективным методом композиции.

Первое слагаемое в (5) характеризует относительно быстрое затухание КФ при малых значениях лага, а последующие хорошо описывают медленно затухающую периодическую составляющую КФ. Значения параметров p_k и σ_k ($k=0,1,\dots,K$) целесообразно оптимизировать методами нелинейного программирования по критерию минимума ошибки аппроксимации заданной КФ поля выражением (5). Обширные экспериментальные данные о КФ природных поверхностей приведены в работе [4]. Расчеты показывают, что выбор значения относительной ширины парциальных спектров $\sigma_s = 0,001$ обеспечивает приемлемую для практики точность аппроксимации экспериментальных КФ относительно небольшим числом членов ряда (5).

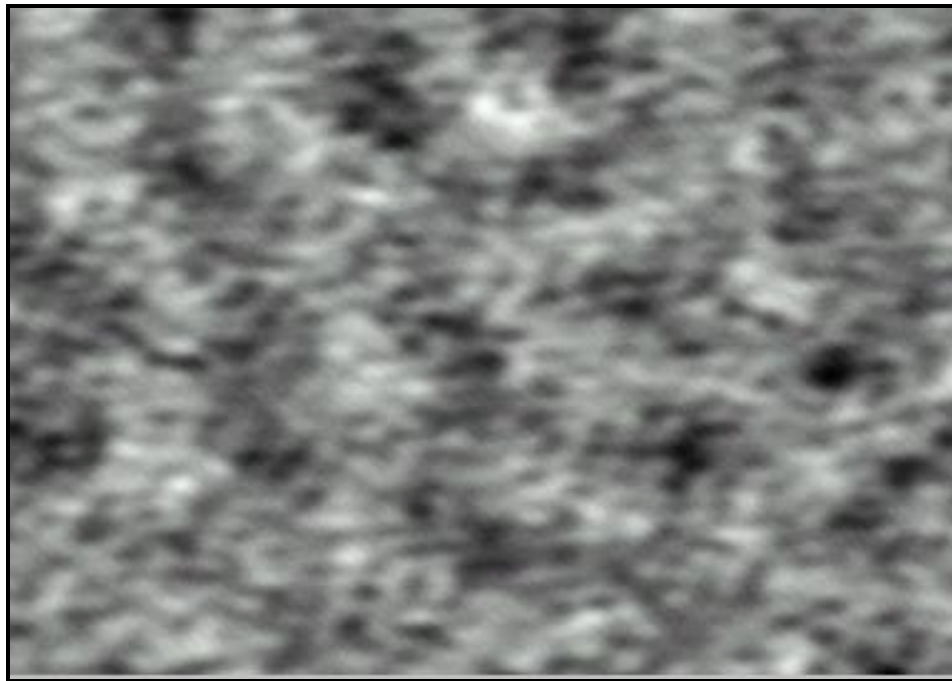


Рис. 2. Поле яркости серого ольшаника

В качестве примера на **рис. 2** представлено модельное изображение изотропного поля яркости серого ольшаника. Количество пространственных гармоник в параметрической модели (4) принималось равным $M = 1500$. Число

нулей КФ поля $Z_{er} = 4$ на интервале ее затухания $v_0 = 13$ м. Количество радиальных спектров $K = 2$. На **рис. 3** представлены оценки КФ полей яркости кустарника соответственно по экспериментальным данным работы [4] - (1), с помощью модели (5) - (2) и выборочные по синтезированному изображению - (3). Среднеквадратическая ошибка аппроксимации экспериментальной КФ рандомизированной моделью (5) с параметрами представленными в **таблице 2** составила 0.0634.

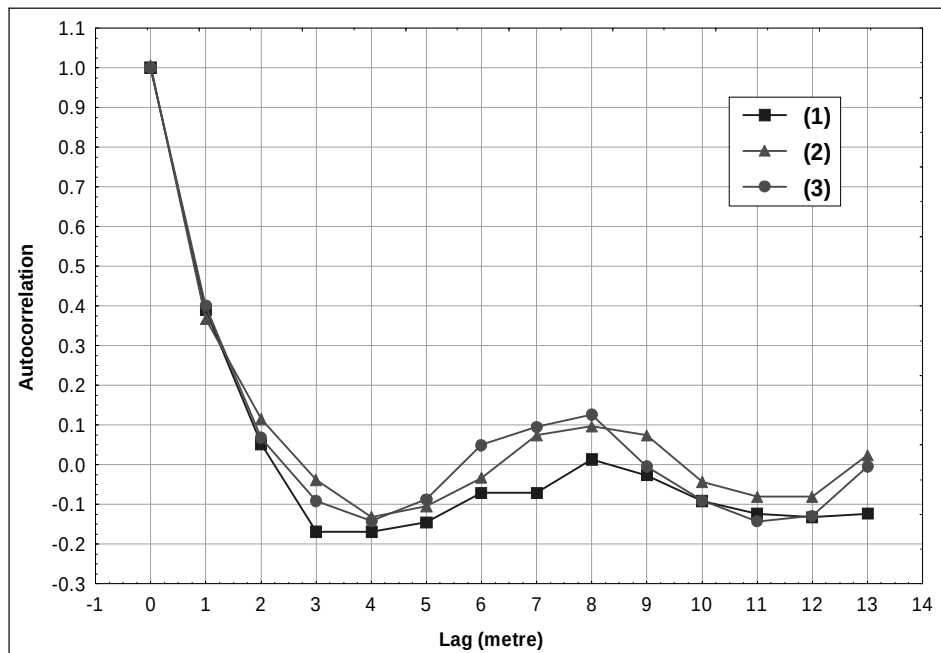


Рис. 3. АКФ поля яркости ольшаника

Заключительным этапом цифрового моделирования переходной отражательной характеристики является численное интегрирование по облученной поверхности объекта. В соответствии с выражением (2) алгоритм расчета реализован на основе кубатурной формулы Симпсона

$$\tilde{h}(t|\mathbf{\tilde{C}}_{SR}) = \frac{\Delta_Y \Delta_Z}{9} \sum_{i=-I}^I \sum_{j=-J}^J C_i C_j f\{t, y_i^{(S)}, z_j^{(S)}\} U \left\{ t - \frac{L_{0S} - x_S[y_i^{(S)}, z_j^{(S)}] + L_{0R} - x_R[y_i^{(R)}, z_j^{(R)}]}{c} \right\},$$

с фиксированным шагом, где Δ_Y и Δ_Z - шаги сетки интегрирования по осям $O_t Y_S$ и $O_t Z_S$ в картинной плоскости, выбранные так, чтобы $I = R_S / \Delta_Y$ и $J = R_S / \Delta_Z$ были нечетными целыми числами; C_i и C_j - весовые коэффициенты формулы Симпсона, последовательно принимающие значения

$$C_i = \begin{cases} 1 & \text{при } i = \pm I, \\ 4 & \text{при } i = (1-I), (3-I), \dots, (I-1), \\ 2 & \text{при } i = (2-I), (4-I), \dots, (I-2) \end{cases}; \quad C_j = \begin{cases} 1 & \text{при } j = \pm J, \\ 4 & \text{при } j = (1-J), (3-J), \dots, (J-1), \\ 2 & \text{при } j = (2-J), (4-J), \dots, (J-2) \end{cases}$$

$y_i^{(S)} = Y_{0S}(t) + i\Delta_Y$ и $z_j^{(S)} = Z_{0S}(t) + j\Delta_Z$ - координаты узлов сетки интегрирования в картинной плоскости. Система геометрического моделирование обеспечивает пересчет координат $\{x_S[y_i^{(S)}, z_j^{(S)}], y_i^{(S)}, z_j^{(S)}\}$ точки объекта в лучевой системе в координаты $\{x_R[y_i^{(R)}, z_j^{(R)}], y_i^{(R)}, z_j^{(R)}\}$ точки в системе $O_t X_R Y_R Z_R$, ось $O_t X_R$ которой направлена на приемник. Последняя может быть получена из целевой при ее последовательных поворотах на углы α_R и β_R вокруг осей $O_t Y_t$ и $O_t Z_t$ (рис. 1).

Таблица 2. Оптимальные параметры модели КФ поля яркости оллшаника серого

k	P_k	σ_k	β_{k+4}
0	0.01901	76.92300	-
1	0.40694	0.03413	0.90704
2	0.57405	1.92460	1.14850

Импульсный интегральный коэффициент яркости. Для заданных условий облучения - наблюдения введем обозначение $A_{R/S} = \{\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S, Y_{0S}, Z_{0S}\}$. Безразмерную величину

$$R(A_{R/S}) = \tilde{h}(T | \dot{C}_{SR}) = \int_{-R_S}^{R_S} dy_S \int_{-R_S \varphi(y_S)}^{R_S \varphi(y_S)} \delta_R(y_S, z_S) M_0(y_S - Y_{0S}, z_S - Z_{0S}) r_\lambda(\psi, \theta, \gamma) \cos \theta dz_S$$

называют интегральным коэффициентом яркости (**ИКЯ**) объекта локации [9]. Здесь $T = T(A_{R/S}) = \{L_{SR}^{(max)} - L_{SR}^{(min)}\} / c$ - выраженный в единицах времени, размер сцены (цель на фоне ПП) для фиксированного ракурса $\dot{C}_{SR}$ с учетом влияния ошибок слежения за объектом (Y_{0S}, Z_{0S}) . Дополнительно предполагается, что во временном интервале $[L_{SR}^{(min)} / c, L_{SR}^{(max)} / c]$ ошибки слежения за объектом постоянны то есть $Y_{0S}(t) = Y_{0S}$ и $Z_{0S}(t) = Z_{0S}$.

В двухпозиционных оптических системах наведения энергетические свойства и размеры цели естественно описывать пространственными диаграммами $R(A_{R/S})$ и $T(A_{R/S})$ для фиксированных ошибок слежения (Y_{0S}, Z_{0S}) , фиксированного направления на излучатель (α_S, β_S) и различных направлений на приемник (α_R, β_R) . Информацию о форме объекта, в этом случае, содержит нормированная переходная отражательная характеристика вида:

$$h(\tau | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \tilde{h}(t | \dot{C}_{SR}) / R(A_{R/S}); \quad \tau = t / T(A_{R/S}). \quad (6)$$

Здесь аргумент τ и функция $h(\tau | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ варьируются в стандартном интервале $[0,1]$. В качестве примеров на **рис. 4** и **5** представлены нормированные переходные характеристики БМП VAB SAIVEM 6x6 для фиксированных условий подсвета - наблюдения и ансамбля случайных независимых ошибок слежения за объектом. Расчет проводился для ансамбля объемом 100 реализаций, гипотетического диффузного покрытия с коэффициентом преломления $n_\lambda = 1,54$, параметров модели коэффициента яркости (3) $k_B = 0$; $k_D = 0,5$; $k_R = 0$ и шагов сетки интегрирования в картинной плоскости $\Delta_Y = \Delta_Z = 0,01$ м. Рисунок 4 отвечает случаю горизонтального подсвета $\alpha_S = \alpha_R = 350^\circ$; $\beta_S = 0^\circ$; $\beta_R = 50^\circ$, а рис. 5 случаю обратного отражения при подсвете сверху $\alpha_S = \alpha_R = 330^\circ$; $\beta_S = \beta_R = 50^\circ$. Отчетливо видно, что при горизонтальном подсвете на цели обнаруживаются локальные участки интенсивного отражения, формирующие резкие перепады на переходных характеристиках.

Интеграл Дюамеля относительно переходной отражательной характеристики объекта и зондирующего импульса $i_s(t)$, заданной формы и конечной длительности t_s , формирует временной профиль импульса, отраженного с заданного ракурса $i_R(t | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \int_{V_{\min}(t)}^{V_{\max}(t)} i_s(t - v) d\{\tilde{h}(v | \dot{C}_{SR})\}$, где интеграл понимается в смысле Стильтьеса [10], а пределы варьируются в зависимости от значения временного отсчета

$$V_{\min}(t) = \begin{cases} 0 & \text{для } 0 \leq t < t_s \\ t - t_s & \text{для } t_s \leq t \leq T(A_{R/S}) + t_s \end{cases}; \quad V_{\max}(t) = \begin{cases} t & \text{для } 0 \leq t < T(A_{R/S}) \\ T(A_{R/S}) & \text{для } T(A_{R/S}) \leq t \leq T(A_{R/S}) + t_s \end{cases}.$$

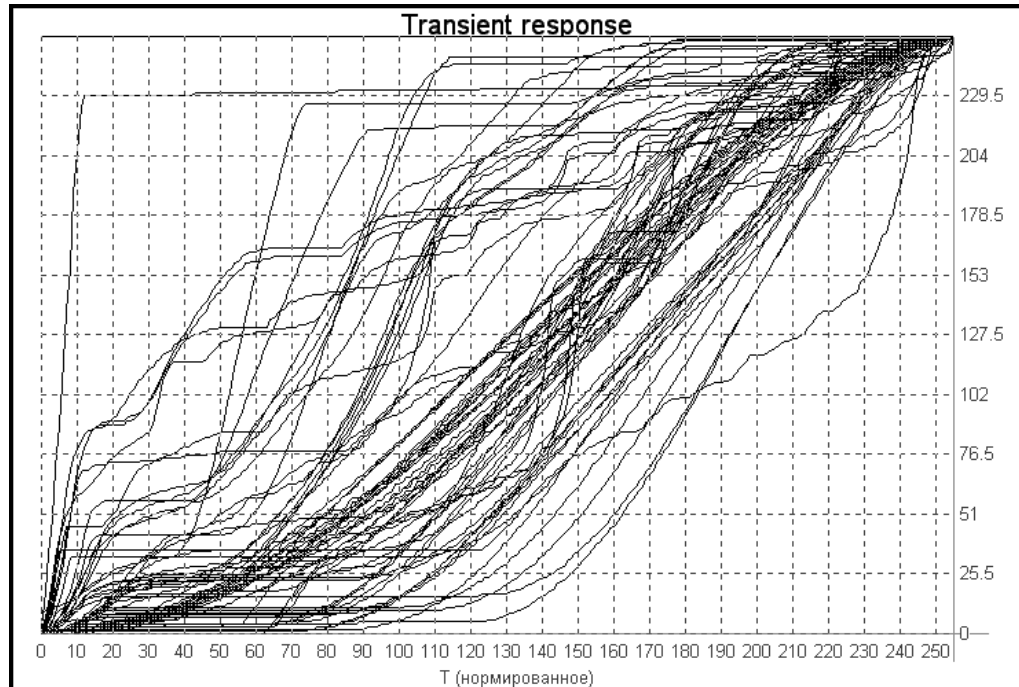


Рис. 4. Переходные характеристики $250 \times h(250 \times \tau)$
БМП VAB SAIVEM 6x6 при горизонтальном подсвете

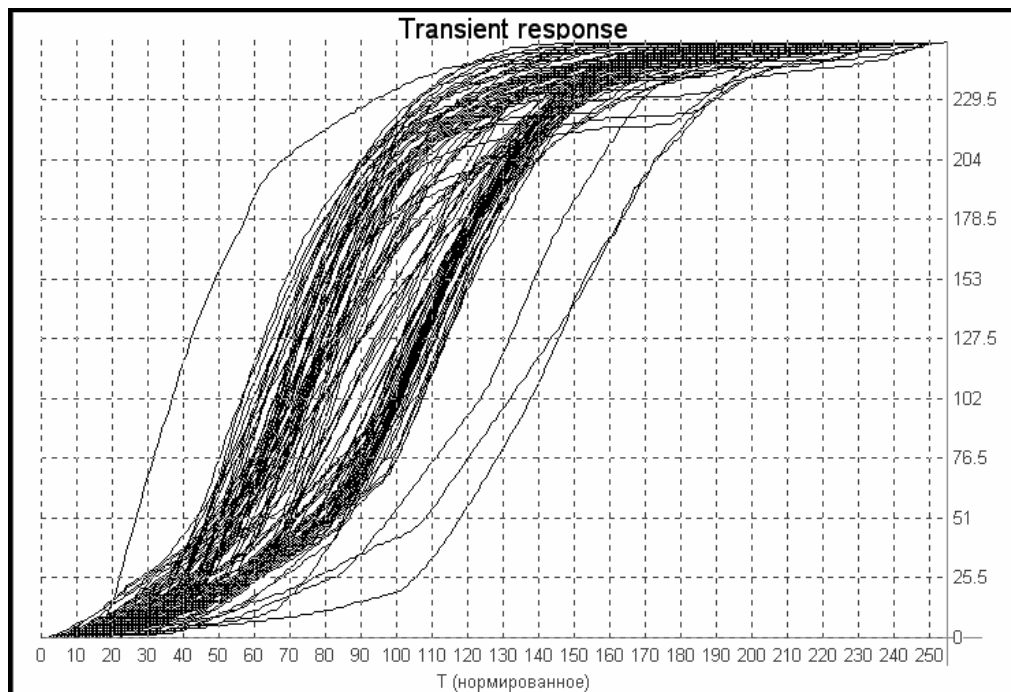


Рис. 5. Переходные характеристики $250 \times h(250 \times \tau)$
БМП VAB SAIVEM 6x6 при подсвете сверху

Результаты цифрового моделирования показывают (рис. 4), что переходная отражательная характеристика объекта $\tilde{h}(t|\dot{\mathbf{C}}_{SR})$ представляет собой сумму двух функций. Первая $\tilde{h}_C(t|\dot{\mathbf{C}}_{SR})$ - непрерывная (continuous) дифференцируемая компонента. Ее производная по времени - суть импульсная характеристика $\tilde{d}_C(t|\dot{\mathbf{C}}_{SR}) = d\{\tilde{h}_C(t|\dot{\mathbf{C}}_{SR})\}/dt$, то есть реакция объекта на зондирующий импульс в виде дельта функции. Вторая составляющая $\tilde{h}_{DC}(t|\dot{\mathbf{C}}_{SR})$ - исключительно разрывная (discontinuous) функция, состоящая из последовательности упорядоченных по времени $T_1^{(S)}(A_{R/S}) < T_2^{(S)}(A_{R/S}) < \dots < T_{N(A_{R/S})}^{(S)}(A_{R/S})$ скачков $R_n^{(S)}(A_{R/S})$ ПХ. Последние представляют собой ИКЯ локальных участков интенсивного отражения поверхности цели (но не ПП), расположенных на относительных удалениях $cT_n^{(S)}(A_{R/S})/2$ для заданных условий наблюдения - облучения $A_{R/S}$. Иными словами, при нестационарном облучении объекта локации, когда $t_S < T(A_{R/S})$, интеграл Дюамеля получим в виде

$$i_R(t|\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \int_{V_{\min}(t)}^{V_{\max}(t)} \tilde{d}_C(v|\dot{\mathbf{C}}_{SR}) i_S(t-v) dv + \sum_{n=1}^{N(A_{R/S})} R_n^{(S)}(A_{R/S}) \cdot i_S\{t - T_n^{(S)}(A_{R/S})\}.$$

Подстановка в полученное выражение формулы (2) для регулярной части двумерной функции яркости (в которой отсутствуют ее скачки)

$$f_C(t, y_S, z_S) = [\delta_S(y_S, z_S) \delta_R(y_S, z_S) M_0(y_S - Y_{0S}, z_S - Z_{0S}) r_\lambda(\psi, \theta, \gamma) \cos \theta]_{\text{continuous}}$$

и интегрирование по времени $\int_{V_{\min}(t)}^{V_{\max}(t)} i_S(t-v) d\{U(v - L_{SR}/c)\}$ с учетом фильтрующего свойства дельта функции, дает окончательное выражение для временного профиля импульса, отраженного целью с заданного ракурса

$$i_R(t|\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \int_{Y_{\min}(t)}^{Y_{\max}(t)} dy_S \int_{Z_{\min}(t)}^{Z_{\max}(t)} f_C(t, y_S, z_S) i_S(t - L_{SR}/c) dz_S + \sum_{n=1}^{N(A_{R/S})} R_n^{(S)}(A_{R/S}) \cdot i_S\{t - T_n^{(S)}(A_{R/S})\}. \quad (7)$$

Здесь зондирующий импульс конечной длительности t_s удовлетворяет дополнительному условию нормировки $\max_t \{i_s(t)\} = 1$. В этом случае при стационарном облучении цели справедливо равенство

$$\max_t \{i_R(t | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})\} = R(A_{R/S}) \max_t \{i_s(t)\} = R(A_{R/S}).$$

Иными словами амплитуда отраженного импульса - суть ИКЯ. Безразмерную отражательную характеристику (7) для указанного правила нормировки будем называть импульсным ИКЯ объекта и обозначать $R_{ts}(t | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$.

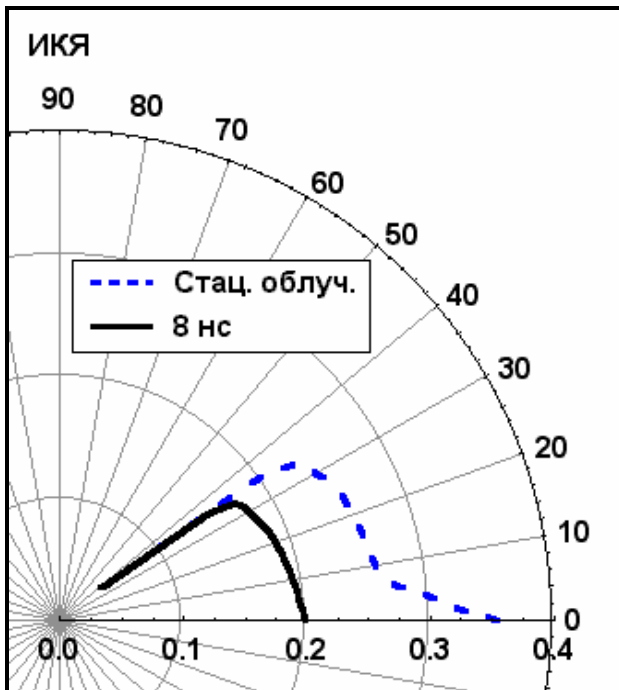


Рис. 6. Импульсный ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6 в вертикальной плоскости:
 $\alpha_S = \alpha_R = 350^\circ$; $\beta_S = 0^\circ$; $0^\circ \leq \beta_R \leq 90^\circ$

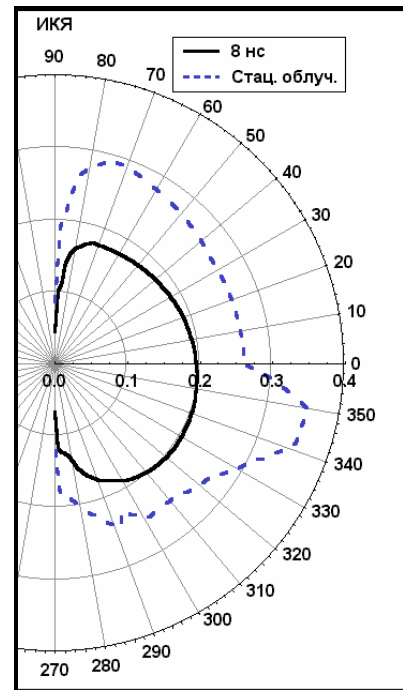


Рис. 7. Импульсный ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6 в горизонтальной плоскости: $\alpha_S = 350^\circ$;
 $\beta_S = \beta_R = 0^\circ$; $-90^\circ \leq \alpha_R \leq 90^\circ$

В качестве примера на **рис. 6** представлено сечение пространственной диаграммы ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6 вертикальной плоскостью $\alpha_R = 350^\circ$; $0^\circ \leq \beta_R \leq 90^\circ$ при ее горизонтальном подсвете $\alpha_S = 350^\circ$; $\beta_S = 0^\circ$ гауссовским нормированным импульсом $i_s(t)$ длительностью $t_s = 8$ нс. Соответствующее сечение пространственной диаграммы импульсного ИКЯ объекта горизонтальной плоскостью $\alpha_S = 350^\circ$; $\beta_S = \beta_R = 0^\circ$; $-90^\circ \leq \alpha_R \leq 90^\circ$

представлено на **рис. 7**. Модельные диаграммы ИКЯ в вертикальной и горизонтальной плоскостях при подсвете БМП сверху $\alpha_s = 330^\circ$; $\beta_s = 50^\circ$ импульсом длительностью $t_s = 13$ нс приведены на **рис. 8** и **9**. Все расчеты проводились в предположении, что $Y_{0S} = Z_{0S} = 0$. Видно, что по сравнению со стационарными, импульсные условия облучения существенно влияют на ИКЯ цели, уменьшая его почти в два раза. Кроме того при двухпозиционной локации на объекте обнаруживаются локальные участки интенсивного рассеяния, формирующие резкие выбросы в диаграмме ИКЯ.

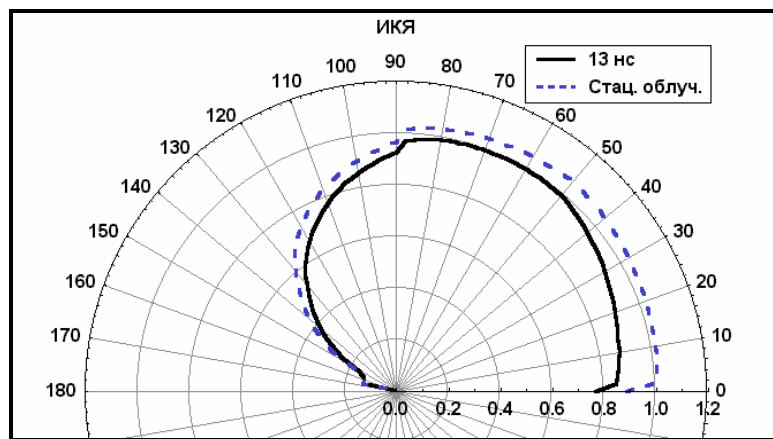


Рис. 8. Импульсный ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6 в вертикальной плоскости: $\alpha_s = \alpha_R = 330^\circ$; $\beta_s = 50^\circ$; $0 \leq \beta_R \leq 180^\circ$

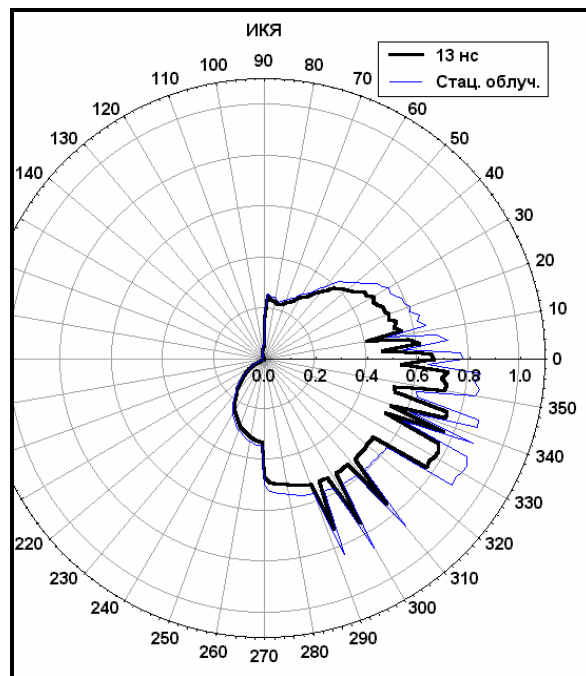


Рис. 9. Импульсный ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6 в горизонтальной плоскости: $\alpha_s = 330^\circ$; $\beta_s = 50^\circ$; $0 \leq \alpha_R \leq 360^\circ$; $\beta_R = 0^\circ$

Вычислительный эксперимент 1. В соответствии с представленной методикой рассчитывались случайные последовательности временных профилей импульсного ИКЯ объекта VAB SAIVEM 6x6 $R_{ts}(t|\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ для фиксированных направлений на источник (α_S, β_S) и приемник (α_R, β_R) оптического излучения. Смещения в картинной плоскости центра пучка подсвета $Y_{0S}(t)$ и $Z_{0S}(t)$ за интервалы времени, кратные, в данном случае, периоду следования зондирующих импульсов T_{0S} , моделировались как реализации независимых стационарных нормальных центрированных случайных процессов с экспоненциальной КФ вида $\sigma_{0S}^2 \exp(-|m|/\tau_{0S})$. Здесь m - лаг номеров зондирующих импульсов, а σ_{0S}^2 и τ_{0S} - соответственно дисперсия ошибок слежения и интервал корреляции, отнесенный к периоду T_{0S} так, что произведение $\tau_{0S}T_{0S}$ - суть интервал корреляции в единицах времени. Экономичный алгоритм моделирования реализаций таких процессов основан на модели временного ряда авторегрессии - скользящего среднего

$$Y_{0S}[n] = Y(nT_{0S}) = b_0 u_Y[n] + a_1 Y[n-1]; \quad Z_{0S}[n] = Z(nT_{0S}) = b_0 u_Z[n] + a_1 Z[n-1]$$

порядка (1,1) [11, с. 104], где n - текущий номер зондирующего импульса; $u_Y[n]$ и $u_Z[n]$ - независимые дискретные отсчеты формирующего гауссовского белого шума с нулевым средним и единичной интенсивностью; $a_1 = \exp(-1/\tau_{0S})$ и $b_0 = \sigma_{0S} \sqrt{1-a_1^2}$ - соответственно параметры авторегрессии и скользящего среднего модели временного ряда.

Временной интервал $[V_{\min}, V_{\max}]$, в пределах которого импульсный ИКЯ цели тождественно не равен нулю, нетрудно найти как задержки зондирующих импульсов, отраженных участками ПП. Наименее и наиболее удаленные от приемника точки, лежащие на эллипсе, ограничивающем облучаемую сцену, дают

$$V_{\min}^{\max} = \frac{L_{0S} + L_{0R}}{c} m \frac{R_S}{c} \sqrt{\frac{\cos^2 \beta_S \cos^2 \beta_R \cos^2 (\alpha_R - \alpha_S)}{\sin^2 \beta_R + R_S^2 \cos^2 \beta_R \sin^2 (\alpha_R - \alpha_S)}}.$$

При моделировании временного профиля импульсного ИКЯ радиус пучка подсвета объекта полагался равным $R_s = 1$ м. В соответствии с результатами эксперимента относительный интервал корреляции τ_{os} и среднее квадратичное отклонение σ_{os} процессов $Y_{os}(t)$ и $Z_{os}(t)$, характеризующих ошибки слежения, принимали значения 2 и 1 м. Индикатриса рассеяния излучения поверхностью цели соответствовала покрытию зеленого цвета и имела следующие параметры модели (3): $k_B = 0,1599$; $k_D = 0,1319$; $k_R = 0,1718$ и коэффициент преломления $n_\lambda = 1,43$. При расчетах также полагалось, что сильно загрязненные поверхности объекта, такие как колеса и стенки за колесами, имеют диффузную индикатрису рассеяния с параметрами: $k_B = 0$; $k_D = 0,15$; $k_R = 0$; $n_\lambda = 1,43$.

Коэффициент яркости ПП типа кустарника моделировался в соответствии с аддитивно-мультипликативной моделью. Усредненная индикатриса $R_\lambda(\psi, \theta, \gamma)$ принималась диффузной с параметрами: $k_B = 0$; $k_D = 0,15$; $k_R = 0$; $n_\lambda = 1,0$, а коэффициент вариации χ поля яркости полагался равным 0,15. Синтезированное изображение объекта локации на фоне ПП для направлений на источник $\alpha_s = 30^\circ$, $\beta_s = 10^\circ$ и приемник $\alpha_R = 20^\circ$, $\beta_R = 40^\circ$ оптического излучения представлено на **рис. 10**.

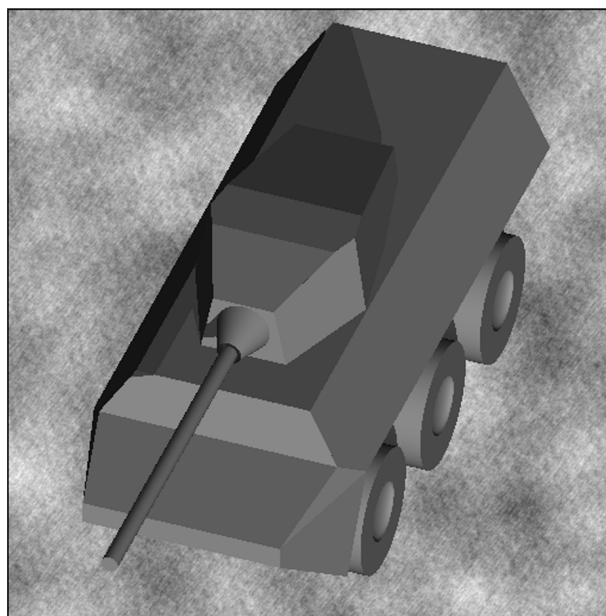
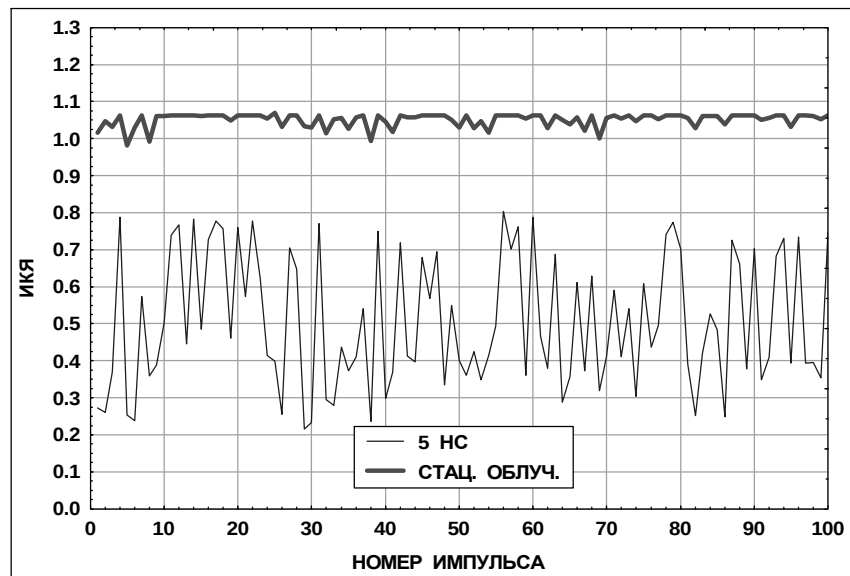


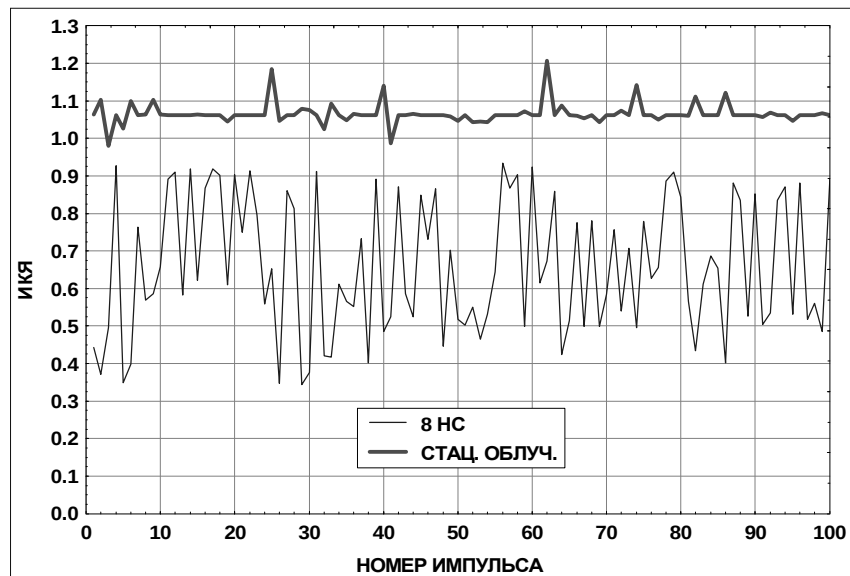
Рис. 10. Синтезированное изображение БМП на фоне подстилающей поверхности

Шаг расчета временного профиля отраженного импульса составлял $t_s / 100$, а шаги сетки интегрирования по осям $O_t Y_s$ и $O_t Z_s$ в картинной плоскости выбирались равными $\Delta_y = \Delta_z = R_s / 100$.

Модельные реализации случайной последовательности амплитуд (наибольших значений) временных профилей импульсного ИКЯ цели для указанных условий облучения - наблюдения и длительностей гауссовских зондирующих импульсов $t_s = 8$ и 13 нс представлены на **рисунках 11**.



а). - $t_s = 5$ нс



б). - $t_s = 8$ нс

Рис. 11. Случайная последовательность амплитуд ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6

Ансамбли временных профилей импульсного ИКЯ объекта для условий облучения - наблюдения $\alpha_S = 10^\circ$, $\beta_S = 30^\circ$; $\alpha_R = 10^\circ$, $\beta_R = 50^\circ$ и длительностей зондирующего импульса $t_S = 5$; 8 и 13 нс представлены соответственно на **рис. 12, 13 и 14**.

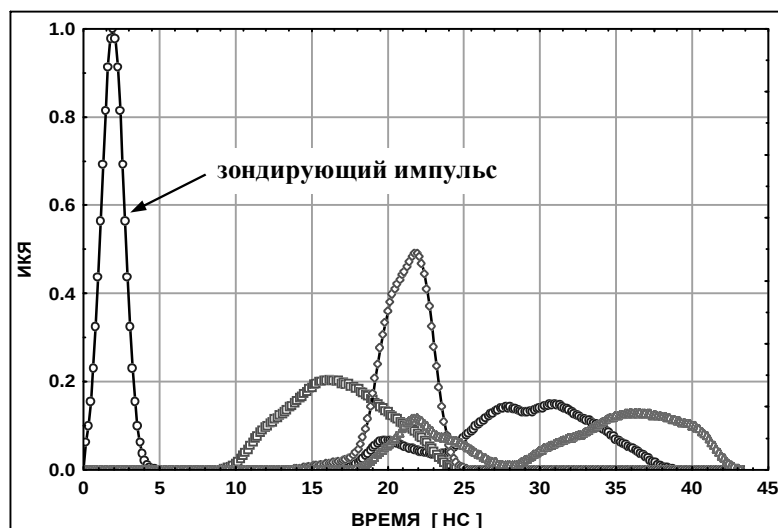


Рис. 12. Ансамбль импульсных ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6: $t_S = 5$ нс; $\alpha_S = 10^\circ$, $\beta_S = 30^\circ$; $\alpha_R = 10^\circ$, $\beta_R = 50^\circ$

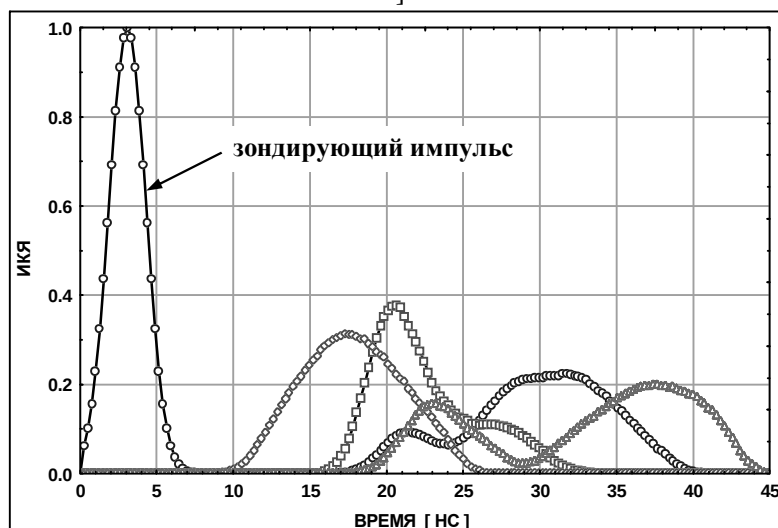


Рис. 13. Ансамбль импульсных ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6: $t_S = 8$ нс; $\alpha_S = 10^\circ$, $\beta_S = 30^\circ$; $\alpha_R = 10^\circ$, $\beta_R = 50^\circ$

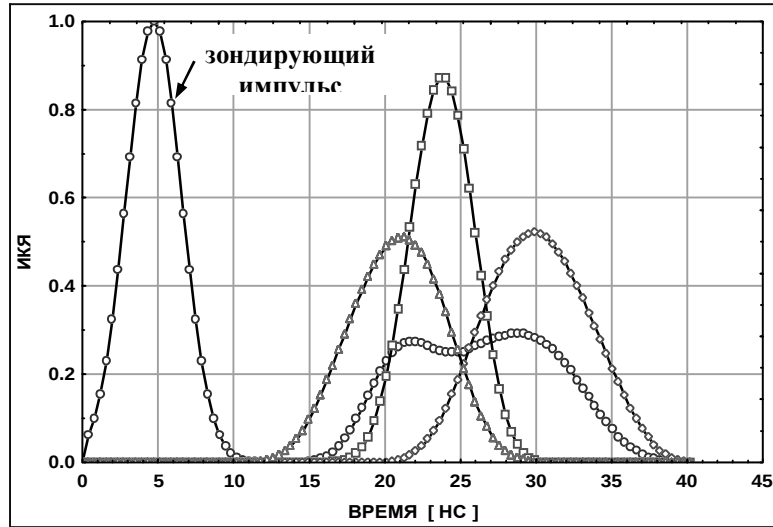


Рис. 14. Ансамбль импульсных ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6: $t_s = 13$ нс; $\alpha_s = 10^\circ$, $\beta_s = 30^\circ$; $\alpha_R = 10^\circ$, $\beta_R = 50^\circ$

Выборочные статистики импульсного ИКЯ. Методом статистического моделирования проводилось исследование статистик случайной последовательности амплитуд временных профилей импульсного ИКЯ объекта локации. Оценки математического ожидания $m_R(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$, среднего квадратичного отклонения $\sigma_R(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$, коэффициентов асимметрии $\gamma_{3R}(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$ и эксцесса $\gamma_{4R}(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$ амплитуды импульсного ИКЯ цели рассчитывались по формулам

$$\begin{cases} m_R = m_{1R}; \gamma_{4R} = -3 + (m_{4R} - 4m_{1R} \cdot m_{3R} + 6m_{1R}^2 \cdot m_{2R} - 3m_{1R}^4) / \sigma_R^4; \\ \sigma_R = \sqrt{m_{2R} - m_{1R}^2}; \gamma_{3R} = (m_{3R} - 3m_{1R} \cdot m_{2R} + 2m_{1R}^3) / \sigma_R^3 \end{cases} \quad (4)$$

Выборочные оценки начальных моментов до четвертого порядка включительно вычислялись усреднением по времени случайной последовательности амплитуд по формулам $m_{kR}(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR}) = \sum_{n=1}^N R_{t_s}^k[n] / N$; $(k = 1, 2, 3, 4)$, где $R_{t_s}[n] = \max_t \{R_{t_s}(nT_{0S} | \dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})\}$ - амплитуда временного профиля импульсного ИКЯ для n -ого зондирующего импульса; T_{0S} - период излучения импульсов, а N - объем выборки.

В качестве примера в **таблице 3** приведены значения минимального $R_{\min}(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$ и максимального $R_{\max}(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$ значений, а также выборочных статистик амплитуды импульсного ИКЯ объекта VAB SAIVEM 6x6, расположен-

ного на ПП типа кустарника. Объем выборки случайной последовательности составлял $N = 2000$ импульсов. Анализ статистических характеристик реализаций ИКЯ цели показывает, что флуктуации отраженных сигналов являются существенно не гауссовскими. Для горизонтального подсвета цели, когда источник и приемник располагались в направлениях $\alpha_s = 10^0, \beta_s = 0^0, \alpha_R = 10^0, \beta_R = 50^0$ и то есть ПП не облучалась, характерна скошенность плотности распределения вероятности в область больших значений амплитуды импульсного ИКЯ (влево относительно нормального закона).

Таблица 3. Статистики ИКЯ боевой машины пехоты. Горизонтальный подсвет. Ошибки слежения $\sigma_{0S} = 0,3$ м

t_s [нс]	5	8	13	21	34	200
$m_R \times 10^2$	4,009	4,638	5,08	5,35	5,504	5,639
$\sigma_R \times 10^2$	4,128	5,03	5,757	6,23	6,489	6,707
γ_{3R}	0,816	1,016	1,235	1,414	1,512	1,582
γ_{4R}	-0,27	0,273	1,074	1,901	2,414	2,807
$R_{\min}$	0	0	0	0	0	0
$R_{\max} \times 10$	2,037	2,58	3,162	3,751	4,076	4,323
g_{R1}	-0,272	-0,322	-0,362	-0,389	-0,418	-0,45
g_{R2}	0,788	1,241	2,189	3,584	4,706	5,749

По мере увеличения длительности зондирующего импульса t_s от 5 до 34 нс имеет место монотонное увеличение дисперсии, а также коэффициентов асимметрии и эксцесса. Причем при облучении короткими импульсами длительностью 5 нс плотность распределения более пологая нежели гауссовская (отрицательное значение эксцесса). По мере увеличения t_s распределение скашивается в область больших значений ИКЯ (асимметрия увеличивается) и вытягивается по отношению к нормальному (положительное значение эксцесса). Коэффициент вариации отраженного сигнала $\sigma_R(t_s | \dot{C}_{SR}) / m_R(t_s | \dot{C}_{SR})$ значителен и составляет величину 1.03 для импульсных условий облучения ($t_s < 40$ нс) и 1.19 для

стационарных. Минимальное значение импульсного ИКЯ $R_{\min}(t_s | \dot{C}_{SR})$ равно нулю, то есть для заданных условий подсвета и ошибок слежения $\sigma_{0S} = 0,3$ м имеются случаи когда объект не облучается.

При подсвете объекта сверху ($\alpha_S = \alpha_R = 30^\circ, \beta_S = \beta_R = 50^\circ$) ошибки слежения $\sigma_{0S} = 0,3$ м обеспечивали исключительное попадание зондирующего пучка на поверхность цели и то есть ПП также не облучалась. Напротив при $\sigma_{0S} = 1$ м облучался как объект, так и ПП. В первом случае (таблица 4) характерна скошенность плотности распределения вероятности в область меньших значений амплитуды импульсного ИКЯ (вправо относительно нормального закона).

Таблица 4. Статистики ИКЯ объекта. Подсвет сверху. Ошибки слежения $\sigma_{0S} = 0,3$ м

t_s [нс]	5	8	13	21	34	200
m_R	0,913	1,096	1,223	1,291	1,324	1,348
$\sigma_R \times 10^2$	9,174	8,169	6,405	4,918	4,171	3,976
γ_{3R}	-1,406	-1,881	-2,468	-2,943	-1,699	-0,777
γ_{4R}	2,486	4,806	8,682	9,963	3,266	0,513
$R_{\min}$	0,463	0,617	0,771	0,909	1,019	1,098
$R_{\max}$	1,028	1,186	1,292	1,355	1,386	1,415
g_{R1}	8,896	11,87	19,65	0,233	3,073	9,12
g_{R2}	4,811	5,688	8,648	1,037	1,636	3,469

По мере увеличения длительности зондирующего импульса t_s от 5 до 34 нс имеет место монотонное убывание дисперсии и увеличение коэффициента эксцесса. Иными словами распределение существенно обостряется относительно гауссовского и скошено в область меньших значений ИКЯ. Коэффициент его вариации уменьшается от 0.1005 - для импульсных условий облучения до 0.0295 - для стационарного облучения объекта.

Во втором случае ($\sigma_{0S} = 1$ м) ПП вносит заметный вклад в отраженный сигнал (таблица 5). Характерна значительно меньшая скошенность плотности распределения вероятности в область меньших значений амплитуды импульсного ИКЯ. По мер увеличения длительности зондирующего импульса t_s от 5 до 34 нс дисперсия незначительно возрастает, а коэффициент эксцесса монотонно возрастает от -0.9986 до 1.3704. Иными словами увеличение ошибок слежения приводит к существенно меньшему смещению вправо и обострению распределения относительно гауссовского. Коэффициент вариации также уменьшается но в относительно меньшем диапазоне от 0.4342 для импульсных условий облучения до 0.2341 для стационарного облучения цели.

Таблица 5. Статистики ИКЯ объекта. Подсвет сверху. Ошибки слежения $\sigma_{0S} = 1$ м

t_s [нс]	5	8	13	21	34	200
m_R	0,57	0,73	0,874	0,986	1,065	1,143
$\sigma_R \times 10$	2,473	2,846	2,969	2,881	2,773	2,677
$\gamma_{3R} \times 10$	-0,683	-3,133	-5,459	-8,43	-11,57	-14,23
$\gamma_{4R} \times 10$	-9,986	-9,659	-8,009	-2,832	4,455	13,704
$R_{\min} \times 10$	1,04	1,427	2,155	2,448	2,926	3,086
$R_{\max}$	1,025	1,183	1,29	1,407	1,541	1,664
g_{R1}	0,447	0,101	-0,21	-0,29	-0,453	-0,362
g_{R2}	0,526	0,42	0,378	0,528	0,578	0,783

По случайной последовательности $R_{t_s}(nT_{0S} | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$, ($n = 1, \dots, N$) временных профилей импульсного ИКЯ объекта также анализировалась эмпирическая оценка функции распределения $F_R(u | t_s, \dot{C}_{SR})$ его нормированной амплитуды

$$\max_t \left\{ \left| R_{t_s}(t | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) - R_{\min}(t_s | \dot{C}_{SR}) \right| / \left| R_{\max}(t_s | \dot{C}_{SR}) - R_{\min}(t_s | \dot{C}_{SR}) \right| \right\}.$$

Для широкого класса наземных целей параметры Пирсона $\beta_1 = \gamma_{3R}^2$ и $\beta_2 = \gamma_{4R} + 3$ демонстрируют устойчивое поведение, а именно, удовлетворяют неравенствам $\beta_1 + 1 \leq \beta_2 \leq 6 + 3\beta_1/2$. Поэтому для аналитического описания эмпирической

функции распределения амплитуды импульсного ИКЯ рационально выбрать систему непрерывных распределений, представленную в работе [12]. В указанной системе в качестве формирующего разумно выбрать бета - распределение, показатели степени которого $g_{R1}(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$ и $g_{R2}(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})$ рационально оценивать методом моментов. Значения этих параметров для различных направлений облучения - наблюдения $\alpha_S, \beta_S, \alpha_R, \beta_R$ объекта и длительностей гауссовского зондирующего импульса t_s приведены в соответствующих строках таблиц 3 - 5. Важно отметить, что этап оптимизации значений g_{R1} и g_{R2} намеренно исключался из процедуры идентификации параметров формирующего бета - распределения в пользу возможности построения нелинейной регрессионной зависимость системы непрерывных распределений $F_B^{(R)}\{\varphi(u)|t_s\}$ от длительности зондирующего импульса t_s . В качестве примера на **рис. 15.а** представлены эмпирическая функция распределения нормированной амплитуды импульсного ИКЯ боевой машины пехоты соответственно для горизонтального облучения цели ($\alpha_S = 10^0, \beta_S = 0^0, \alpha_R = 10^0, \beta_R = 50^0$) и длительности зондирующего импульса $t_s = 21$ нс. На этом же рисунке представлены эталонное бета - распределение с параметрами из таблицы 3, а также кусочно-линейное интерполяционное приближение формирующей функции $\varphi(u)$. Аналогичные результаты представлены на **рис. 15.б** для подсвета сверху ($\alpha_S = \alpha_R = 30^0, \beta_S = \beta_R = 50^0$) и параметров формирующего распределения из таблицы 5. Видно, что с учетом влияния ПП модифицированное бета-распределение $F_B^{(R)}\{\varphi(u)|t_s\}$ хорошо описывает результаты статистического моделирования импульсного ИКЯ объекта локации.

Выборочные оценки автокорреляционной функции и коэффициента корреляции вычислялись усреднением случайной последовательности амплитуд временных профилей ИКЯ по формулам

$$r_{t_s}(k | \dot{\mathbf{C}}_{SR}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N-m} R_{t_s}[n] \cdot R_{t_s}[n+k]; \quad \rho_{t_s}(k | \dot{\mathbf{C}}_{SR}) = \frac{r_{t_s}(k | \dot{\mathbf{C}}_{SR}) - m_R^2(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})}{\sigma_R^2(t_s | \dot{\mathbf{C}}_{SR})}$$

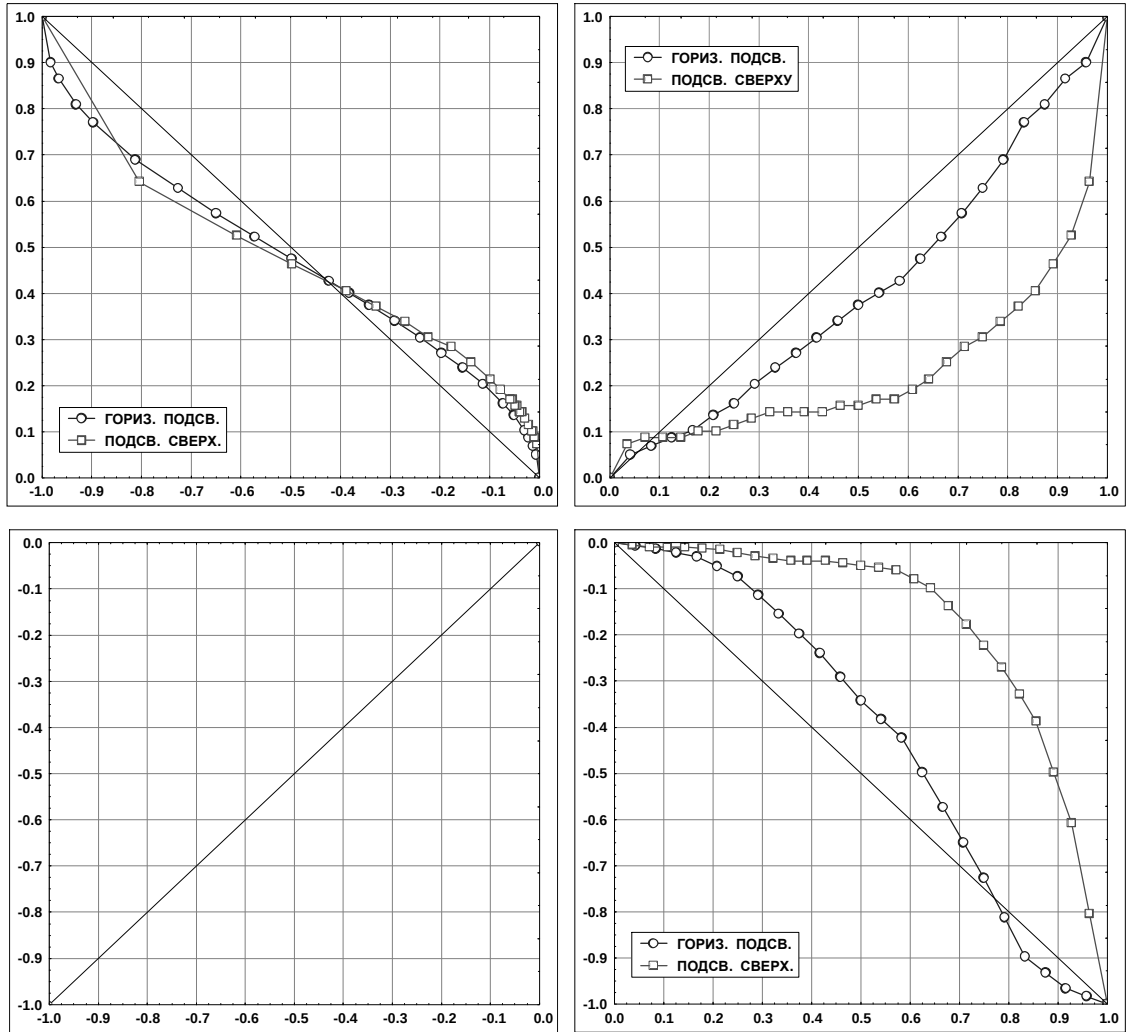


Рис. 15. Система распределений импульсного ИКЯ боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6: а) - горизонтальный подсв.; б) - подсв. сверху; $t_s = 21$ нс

Корреляционные функции реализаций ИКЯ боевой машины пехоты при ее горизонтальном подсвете (ГП) (кривые 1 и 2 на **рис. 16**) монотонно убывают. Интервал корреляции последовательности эхо - импульсов, в этом случае, примерно в два раза превышает интервал корреляции $\tau_{0S}T_{0S}$ (в единицах времени) процессов $Y_{0S}[n]$ и $Z_{0S}[n]$, определяющих динамические ошибки слежения за объектом. При подсвете сверху (ПС) (кривые 3 и 4 на **рис. 16**) корреляционные функции обладают осциллирующей составляющей, а их интервалы корреляции примерно соответствуют интервалу корреляции динамических ошибок слежения за объектом.

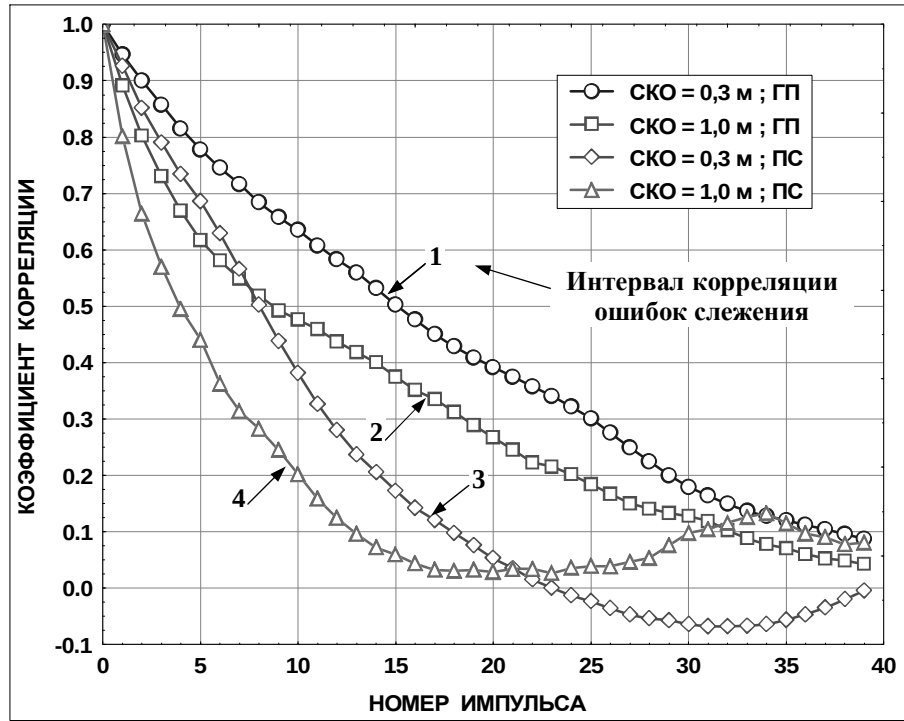


Рис. 16. Коэффициент корреляции импульсных ИКЯ VAB SAIVEM: (1) и (3) - $\sigma_{0S} = 0,3$ м; (2) и (4) - $\sigma_{0S} = 1$ м

Выборочные статистики ПХ. Обычно ориентация цели относительно направления её облучения является случайной. Так как нормированная ПХ $h(\tau | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ зависит от случайных углов определяющих направления на источник и приемник оптического излучения, то она также будет случайной функцией времени. Аналогично ИКЯ $R(A_{R/S})$ и размер цели $T(A_{R/S})$ будут случайными величинами. Статистические свойства перечисленных характеристик важны при решении широкого круга задач классификации целей, исследования их заметности и анализа функционирования системы наведения полунатурным моделированием в лабораторных условиях. Оценку статистик ПХ удобно проводить методами теории функций случайных аргументов.

С учётом правила статистического усреднения функции $h(\tau | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$, нормированная ПХ, усредненная по ошибкам слежения за объектом $\{Y_{0S}, Z_{0S}\}$ и вероятным ракурсам его наблюдения $\{\alpha_R, \beta_R\}$, а также автокорреляционная функция ПХ определяются соотношениями:

$$\mathbb{H}(\tau | \alpha_S, \beta_S) = \int_{-\infty}^{+\infty} N(Y_{0S} | \sigma_{0S}) dY_{0S} \int_{-\infty}^{+\infty} N(Z_{0S} | \sigma_{0S}) dZ_{0S} \int_0^{2\pi} d\alpha_R \int_0^\pi h(\tau | \dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) \times \\ \times W_2(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S) d\beta_R; \quad (5)$$

$$\mathbb{H}(\tau_1, \tau_2 | \alpha_S, \beta_S) = \int_{-\infty}^{+\infty} N(Y_{0S} | \sigma_{0S}) dY_{0S} \int_{-\infty}^{+\infty} N(Z_{0S} | \sigma_{0S}) dZ_{0S} \int_0^{2\pi} d\alpha_R \int_0^\pi h(\tau_1 | \dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) \times \\ \times h(\tau_2 | \dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) W_2(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S) d\beta_R, \quad (6)$$

где $W_2(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S)$ - условная плотность распределения вероятностей **(ПВ)** направления на приемник при фиксированном направлении на источник излучения; $N(x | \sigma_{0S})$ - гауссовская ПВ с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_{0S}^2 .

На практике довольно сложно определить закон распределения углов α_S , β_S , α_R и β_R для конкретных типов систем локации. Поэтому, как правило, полагают, что все направления облучения цели равновероятны, а направления наблюдения распределены равновероятно в секторе пространства $\alpha_S - \Delta\alpha \leq \alpha_R \leq \alpha_S + \Delta\alpha$ и $\beta_S - \Delta\beta \leq \beta_R \leq \beta_S + \Delta\beta$ соответствующем фиксированным углам подсвета. В этом случае совместная ПВ направлений облучения и наблюдения объекта имеет вид $W_4(\dot{\mathbf{C}}_{SR}) = W_2(\alpha_S, \beta_S) W_2(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S)$, где $W_2(\alpha_S, \beta_S) = \sin\beta_S / (4\pi)$. В силу равновероятного распределения углов α_R и β_R в указанных выше интервалах, условная ПВ направления наблюдения цели удовлетворяет выражению

$$W_2(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S) d\alpha_R d\beta_R = dS(\alpha_R, \beta_R) / S_\Delta(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S),$$

где $dS(\alpha_R, \beta_R) = \cos\beta_R d\alpha_R d\beta_R$ - площадь дифференциально малого участка поверхности сферы единичного радиуса с координатами (α_R, β_R) ; $S_\Delta(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S) = 4\Delta\alpha \sin(\Delta\beta) \cos\beta_S$ - площадь участка сферы, охваченного угловым сектором вероятных направлений на приемник. Иными словами ПВ имеет вид $W_2(\alpha_R, \beta_R | \alpha_S, \beta_S) = \cos\beta_R / \{4\Delta\alpha \sin(\Delta\beta) \cos\beta_S\}$. Ясно, что углы α_R и β_R распределены независимо, а их функции распределения - суть

$$F(\alpha_R) = \begin{cases} 0 & \text{при } \alpha_R < \alpha_S - \Delta\alpha \\ \frac{1}{2\Delta\alpha} & \text{при } |\alpha_R - \alpha_S| \leq \Delta\alpha \\ 1 & \text{при } \alpha_R > \alpha_S + \Delta\alpha \end{cases}; \quad F(\beta_R | \beta_S) = \begin{cases} 0 & \text{при } \beta_R < \beta_S - \Delta\beta \\ \frac{\sin \beta_R - \sin(\beta_S - \Delta\beta)}{2\sin(\Delta\beta)\cos\beta_S} & \text{при } |\beta_R - \beta_S| \leq \Delta\beta \\ 1 & \text{при } \beta_R > \beta_S + \Delta\beta \end{cases}.$$

Для статистического моделирования псевдослучайных значений углов наблюдения рационально применять алгоритм обращения функций распределения [7, 11]

$$\alpha_R = \alpha_S - \Delta\alpha + \xi \cdot 2\Delta\alpha; \quad \beta_R = \arcsin\{\sin(\beta_S - \Delta\beta) + \xi \cdot 2\sin(\Delta\beta)\cos\beta_S\}; \quad \xi = \text{Rav}[0, 1].$$

Последовательность псевдослучайных ошибок слежения за объектом $\{Y_{0S}^{(m)}, Z_{0S}^{(m)}\}$ и углов его наблюдения $\{\alpha_R^{(m)}, \beta_R^{(m)}\}$ ($m = 1, 2, \dots, M$) позволяет методом Монте - Карло в ходе вычислительного эксперимента оценить значения интегралов (5) - (8)

$$\mathbb{E}(\tau | \alpha_S, \beta_S) \approx \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M h(\tau | \alpha_S, \beta_S, \alpha_R^{(m)}, \beta_R^{(m)}, Y_{0S}^{(m)}, Z_{0S}^{(m)});$$

$$\mathbb{E}(\tau_1, \tau_2 | \alpha_S, \beta_S) \approx \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M h(\tau_1 | \alpha_S, \beta_S, \alpha_R^{(m)}, \beta_R^{(m)}, Y_{0S}^{(m)}, Z_{0S}^{(m)}) h(\tau_2 | \alpha_S, \beta_S, \alpha_R^{(m)}, \beta_R^{(m)}, Y_{0S}^{(m)}, Z_{0S}^{(m)}).$$

Эти статистики ансамбля ПХ цели являются основой для сжатия информации, полученной с помощью имитационного моделирования, и цифрового синтеза профилей отраженных импульсов в режиме реального времени. Такого рода модели второго уровня обеспечивают генерацию аналоговых входных сигналов локационных систем в стендах полунатурного моделирования. Эффективное решение поставленной задачи опирается на комбинацию метода главных компонент и релаксационные алгоритмы поиска компромиссных решений несовместной системы линейных неравенств [13].

Модель реального времени профиля ПХ. В классе линейных моделей наилучшую аппроксимацию нормированной ПХ методом наименьших квадратов дает дискретное разложение в ряд Карунена-Лоева $\dot{\mathbf{H}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \Phi \cdot \dot{\mathbf{G}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$. Здесь $\dot{\mathbf{H}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \{h_1, \mathbf{K}, h_N\}^T$ - N -

мерный вектор-столбец отсчетов ПХ объекта $h_n = h(n\Delta\tau | \dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$, ($n=1, \dots, N$) при фиксированных условиях облучения - наблюдения; $\Delta\tau$ - шаг дискретизации по времени; $\Phi = \{\dot{\Phi}_1, \dots, \dot{\Phi}_K\}$ - ортонормированная матрица размерности $N \times K$ составленная из первых K собственных векторов-столбцов $\dot{\Phi}_k$ ($k=1, \dots, K$) автокорреляционной матрицы (АКМ) $B = \|b_{nk}\|$, $b_{nk} = \mathcal{B}(n\Delta\tau, k\Delta\tau)$; $K \ll N$ - ранг ее эффективной аппроксимации [14] $B = \sum_{k=1}^K \lambda_k \dot{\Phi}_k \dot{\Phi}_k^T$, соответствующей первым K значимым собственным значениям $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_K > 0$; $\dot{G}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \{g_1, \mathbf{K}, g_K\}^T$ - подлежащий определению K -мерный вектор-столбец пространственных гармоник объекта.

Дискретное разложение Карунена - Лоева хорошо согласуется с физическим смыслом решаемой задачи. Векторы $\dot{\Phi}_k = \{\phi_{1k}, \dots, \phi_{Nk}\}^T$ являются результатом дискретизации по времени собственных функций цели $\phi_{nk} = \phi_k(n\Delta\tau)$ инвариантных к ее ракурсу. Таким образом Φ - орто-нормированный базис признакового пространства, характеризующий форму объекта. Гармоники $\dot{G}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ - приобретают смысл проекций нормированной ПХ для фиксированных условий облучения - наблюдения на инвариантные к ракурсу признаки формы цели.

С учетом неубывающего характера поведения ПХ задачу наименьших квадратов $\dot{G}^*(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \arg \min \| \dot{H}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) - \Phi \cdot \dot{G}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) \|^2$ с дополнительными ограничениями $0 \leq h_1 \leq h_2 \leq \dots \leq h_N \leq 1$ рационально сформулировать в терминах релаксационных методов решения системы линейных неравенств [15]. Ее векторная нотация имеет вид [13]: $A(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) \cdot \dot{G}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) + \dot{\Gamma}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) \leq 0$. Здесь $A(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ - $(N + 3 + 2L) \times K$ - матрица коэффициентов, а $\dot{\Gamma}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ - $(N + 3 + 2L)$ -мерный вектор-столбец ограничений системы линейных неравенств для фиксированных условий облучения - наблюдения; $L = \lceil 1/\varepsilon(K) \rceil$ - количество ограничений на ап-

проксимацию нормированной ПХ внутри интервала (0,1); $\varepsilon(K)$ - заданная абсолютная погрешность аппроксимации, а квадратные скобки означают целую часть числа.

Метод главных компонент хорошо выделяет признаки связанные с описанием гладкой части пространственной конфигурации объекта и, в значительной степени, игнорирует признаки, связанные с наличием нерегулярностей формы типа изломов, ребер, плоских щитов и т. п. Поэтому естественно, что для ряда ракурсов цели система неравенств является несовместной. Ее эффективное решение основано на введении $(N + 3 + 2L)$ - мерного вектора-столбца релаксационных переменных $\dot{\mathbf{S}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) = \{s_1, \mathbf{K}, s_{(N+3+2L)}\}^T$. Текущая компонента s_j этого вектора количественно характеризует степень жесткости j - ого ограничения в системе, то есть $s_j = 0$, если это ограничение выполняется. В противном случае $s_j > 0$, а квадратичная форма $\dot{\mathbf{S}}^T(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S}) \cdot \mathbf{D} \cdot \dot{\mathbf{S}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ пропорциональна потерям, возникающим при нарушении ограничений. Здесь $\mathbf{D}$ - квадратная $(N + 3 + 2L) \times (N + 3 + 2L)$ - матрица потерь такая, что векторы $\dot{\mathbf{G}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ и $\dot{\mathbf{S}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ удовлетворяют линейным условиям дополненности [15]. Ясно, что релаксационные переменные целесообразно выбирать из условия минимума возможных потерь, то есть $\dot{\mathbf{S}}^* = \operatorname{argmin}\{\dot{\mathbf{S}} \cdot (\mathbf{A} \cdot \dot{\mathbf{G}} + \dot{\mathbf{I}})\}$, что дает $\mathbf{A}^T \cdot \dot{\mathbf{S}} = 0$. Всякое решение $\dot{\mathbf{G}}(\dot{\mathbf{C}}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$, удовлетворяющее условиям дополненности и минимизирующее возможные потери из за нарушения некоторых неравенств системы называют компромиссным. Метод последовательных приближений поиска компромиссного решения состоит из следующих шагов:

Шаг 0: Инициализация. В качестве начального приближения компромиссного решения выбрать дискретное разложение Карунена - Лоева $\dot{\mathbf{G}}[0] = \Phi^T \times \dot{\mathbf{H}}$. Здесь и далее зависимость от ракурса опускается, а индекс в квадратных скобках - суть номер итерации. Положить номер итерации $i = 0$;

Шаг 1: Вычислить степени жесткости неравенств и их евклидову норму. $\dot{\mathbf{S}}[i] = D^{-1} \cdot (\mathbf{A} \cdot \dot{\mathbf{G}}[i] + \dot{\mathbf{F}})^+$; $\|\dot{\mathbf{S}}[i]\|^2$, где вектор $(\mathbf{A} \cdot \dot{\mathbf{G}}[i] + \dot{\mathbf{F}})^+$ имеет нулевые компоненты, если соответствующие компоненты вектора $(\mathbf{A} \cdot \dot{\mathbf{G}}[i] + \dot{\mathbf{F}})$ отрицательны, то есть если соответствующие неравенства системы выполняются с запасом на текущей итерации;

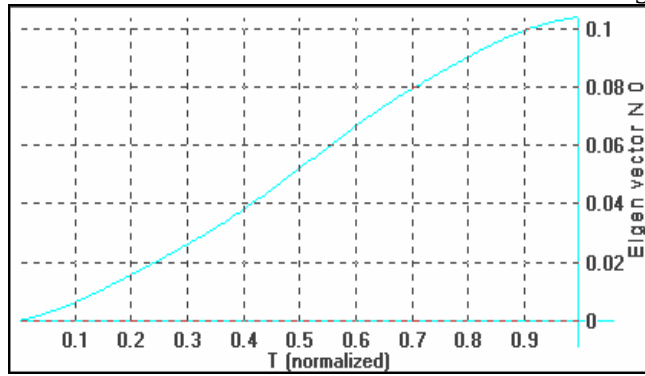
Шаг 2: Вычислить вектор направления коррекции компромиссного решения и его евклидову норму. $\Delta \dot{\mathbf{G}}[i] = -\mathbf{A}^T \dot{\mathbf{S}}[i]$; $\|\Delta \dot{\mathbf{G}}[i]\|^2$. Если $\|\Delta \dot{\mathbf{G}}[i]\| \leq \varepsilon(K)$, то компромиссное решение получено за конечное число шагов. Это первый критерий окончания поиска.

Шаг 3: Вычислить величину шага в направлении компромиссного решения. $\delta[i] = \|\dot{\mathbf{S}}[i]\|^2 / \|\Delta \dot{\mathbf{G}}[i]\|^2$.

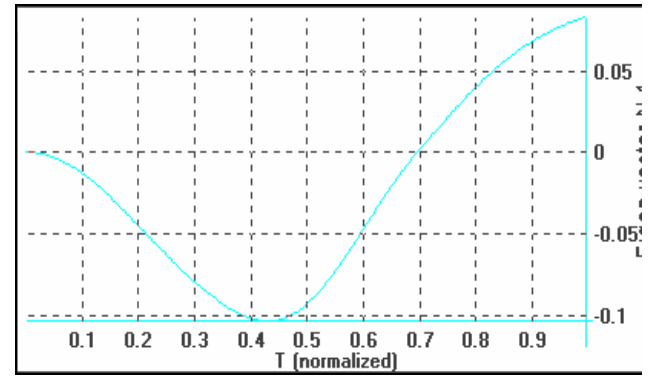
Шаг 4: Обновить компромиссное решение. $\dot{\mathbf{G}}[i+1] = \dot{\mathbf{G}}[i] + \delta[i] \Delta \dot{\mathbf{G}}[i]$.

Шаг 5: Перейти к следующей итерации $i = i+1$. Если $i \leq I_{\max}$, то продолжить поиск, начиная с **Шага 1**. В противном случае закончить поиск в соответствии со вторым критерием завершения.

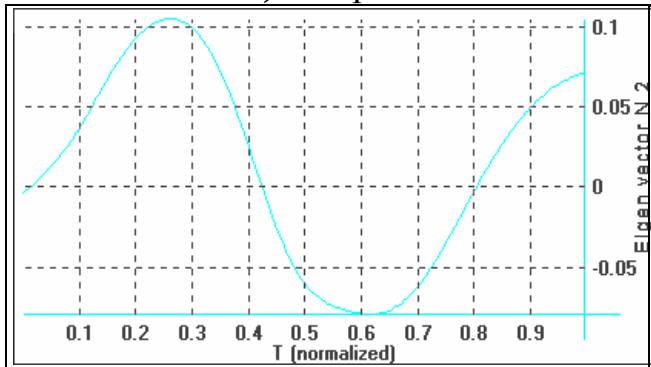
Вычислительный эксперимент 2. Разложение Карунена - Лоева нормированной ПХ выполнялось для следующих параметров: относительная точность $(\lambda_{K+1} + \dots + \lambda_N) / (\lambda_1 + \dots + \lambda_N)$ эффективной аппроксимации АКМ ансамбля ПХ 0,001, а ее размерность $N = 255$; наибольший ранг АКМ $K_{\max} = 10$; погрешность компромиссного решения $\varepsilon(K) = 0,2$. В качестве примера на **рис. 17** представлены первые восемь собственных функций БМП VAB SAIVEM 6x6. Коэффициенты разложения ее ПХ по этим функциям для некоторых ракурсов приведены в **таблице 6**. **Рисунки 18** - демонстрируют точность аппроксимации ПХ цели для условий ее локации, указанных в соответствующих столбцах таблицы 6. На всех графиках цифрами 1 отмечены расчетные ПХ, полученные с помощью имитационного цифрового моделирования. Цифрами 2 и 3 отмечены компромиссные решения и ПХ, усредненная по вероятным ракурсам цели.



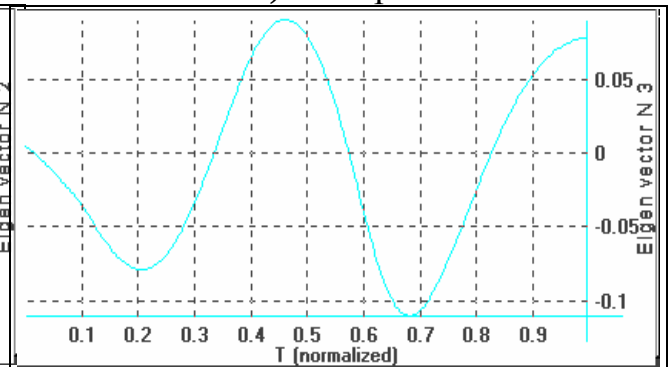
а). - первая



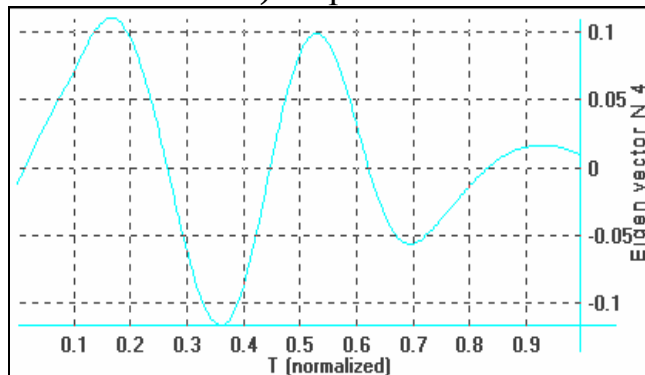
б). - вторая



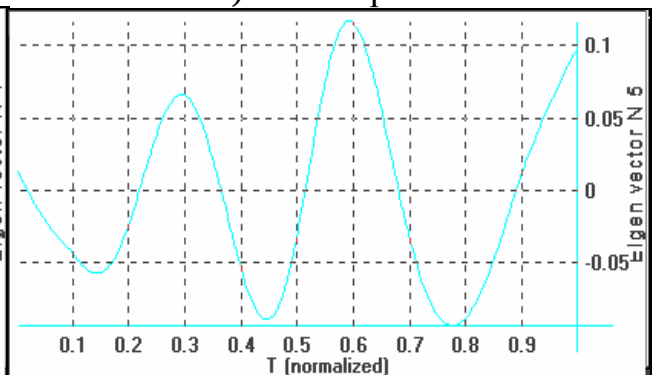
в). - третья



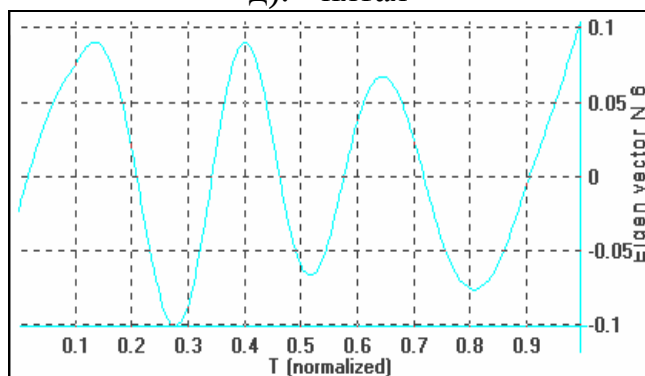
г). - четвертая



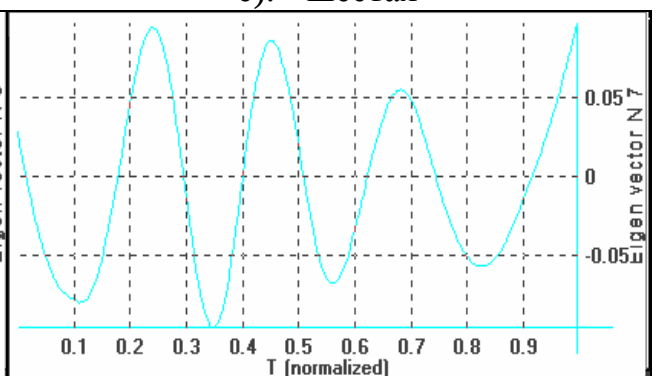
д). - пятая



е). - шестая

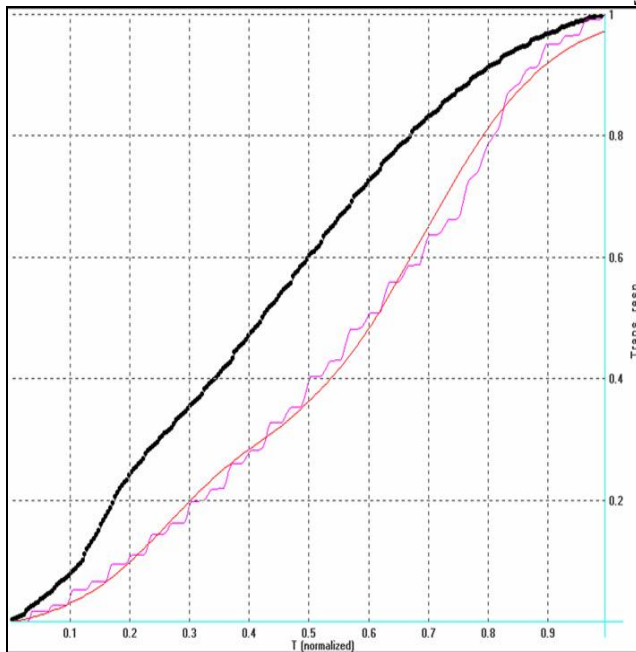


ж). - седьмая

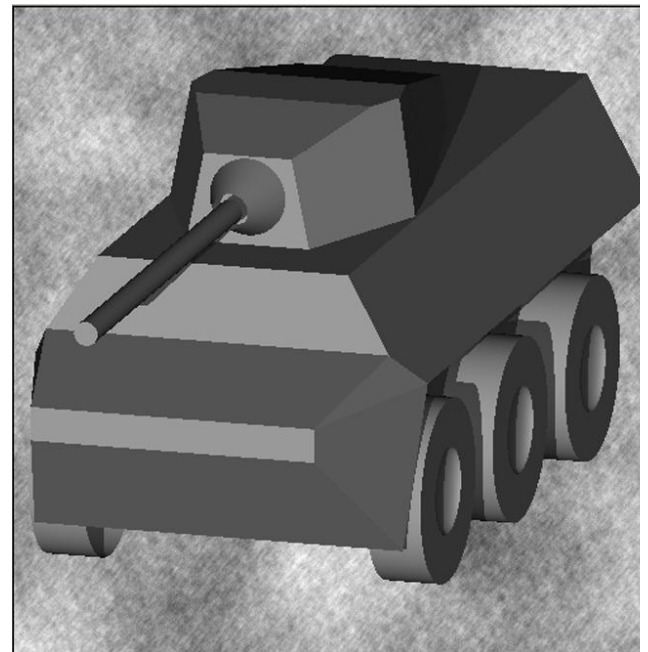


з). - восьмая

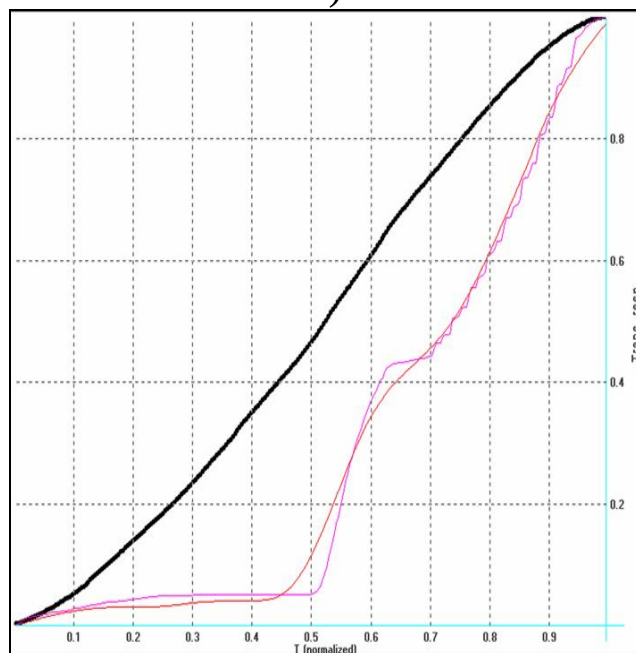
Рис. 17. Собственные функции боевой машины пехоты VAB SAIVEM 6x6



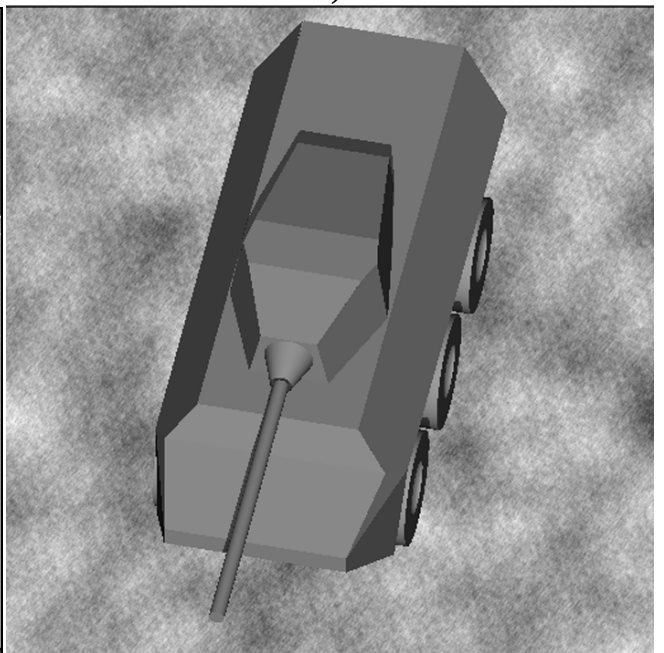
а)



б)



в)



г)

Рис. 18. Нормированные ПХ боевой машины пехоты и отвечающие им изображения цели: а), б) - $\alpha_S = 10^\circ$, $\beta_S = 10^\circ$; $\alpha_R = 17^\circ$, $\beta_R = 15^\circ$

в), г) - $\alpha_S = 10^\circ$, $\beta_S = 40^\circ$; $\alpha_R = 12^\circ$, $\beta_R = 50^\circ$

Наглядно видно, что при определенных ракурсах, с которых на объекте можно наблюдать локальные участки интенсивного отражения, на ПХ присутствуют резкие перепады. Этот нелинейный эффект не может быть удовлетворительно описан линейной моделью метода главных компонент. Его описание требует отдельного рассмотрения и, очевидно, является дополнительным источником получения информативных признаков антропогенных целей.

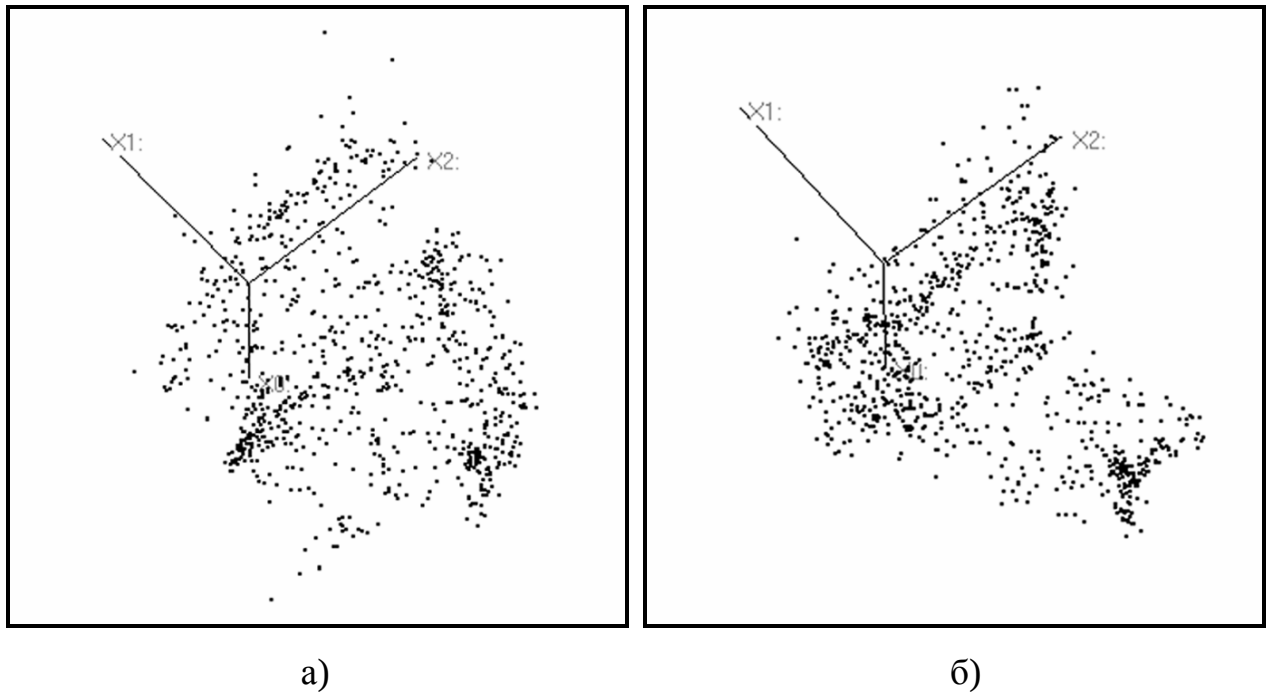


Рис. 19. Кластеры объектов БМП - а) и гаубицы - б) в трехмерном пространстве признаков: $10 \times R(A_{R/S})$, $0,25 \times T(A_{R/S})$, $g_1(\vec{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$

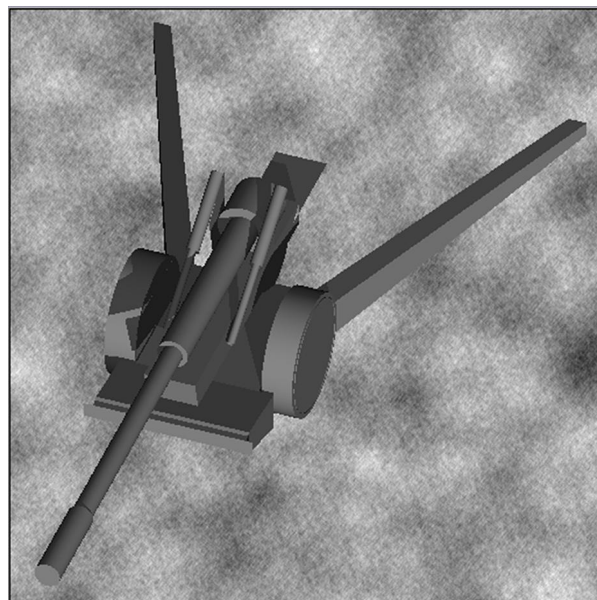


Рис. 20. Синтезированное изображение гаубицы на фоне подстилающей поверхности

На **рис. 19** представлены кластеры БМП VAB SAIVEM 6x6 и гаубицы FH-155-1 в трехмерном пространстве признаков $10 \times R(A_{R/S})$, $0,25 \times T(A_{R/S})$ и $g_1(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$. Последний признак характеризует проекцию ПХ на ее усредненный профиль, то есть степень отличия формы объекта от сферы. **Рисунок 20** иллюстрирует синтезированное изображение гаубицы.

Таблица 6. Гармоники разложения Карунена - Лоева ПХ VAB SAIVEM 6x6. Ошибки слежения $\sigma_{0S} = 1$ м.

α_S [град]	10	10	80	170
β_S [град]	10	40	40	40
α_R [град]	17	12	75	160
β_R [град]	15	50	40	50
Y_{0S} [м]	0,901	0,639	0,543	1,68
Z_{0S} [м]	-0,791	-1,978	0,332	0,689
$R(A_{R/S})$	1,222	0,9117	1,283	1,006
$T(A_{R/S})$ [нс]	56,35	24,78	15,77	35,2
$g_1(A_{R/S})$	8,392	6,515	9,467	8,38
$g_2(A_{R/S})$	1,494	2,287	1,873	0,625
$g_3(A_{R/S})$	0,720	0,423	0,454	0,398
$g_4(A_{R/S})$	0,283	0,277	0,291	1,196
$g_5(A_{R/S})$	0,286	0,150	-	0,481
$g_6(A_{R/S})$	-	0,458	-	-
$g_7(A_{R/S})$	-	0,145	-	-

Построение глобальной статистической модели временного профиля ПХ с помощью представленного подхода требует применения методов [16] динамической визуализации топологии кластеров объекта в признаковом пространстве $R(A_{R/S})$, $T(A_{R/S})$, $\dot{G}(\dot{C}_{SR}, Y_{0S}, Z_{0S})$ размерности $(K+2)>3$ и оценки параметров рандомизированных моделей многомерных распределений признаков мето-

дами, представленными в работе [17]. Решение этой задачи выходит за рамки данной статьи.

Заключение. Представленная в первой части работы методика цифрового моделирования ПХ построена по принципу имитации физических процессов отражения оптического излучения объектом локации и ПП. Математическое описание сложной пространственной конфигурации цели, характеристик отражения зондирующего излучения её покрытием, а также поля яркости ПП позволяет воспроизводить в ходе вычислительного эксперимента условия натурных измерений. Такая модель является имитационной, и предполагает значительные вычислительные затраты. Она позволяет получать достоверные оценки статистик ПХ, и, на их основе, решать такие важные в практических приложениях задачи, как сжатие данных и построение признакового пространства малой размерности для классификации объектов. Один из популярных подходов к решению этих задач связан с применением метода главных компонент. Его сочетание с релаксационными алгоритмами поиска компромиссных решений несовместных систем линейных неравенств обеспечивает формирование эффективных статистических моделей временных профилей отраженных импульсов.

Литература.

1. Лабунец Л. В. Теория и методы цифрового моделирования полей целей и сигналов в оптических и радиолокационных автономных информационных системах // Диссертация на соискание ученой степени доктора технических наук. - М.: МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2002. – 333 с.
2. Пришивалко А. П. Отражение света от поглощающих сред. - Минск: Изд - во АН БССР, 1963. - 432 с.
3. Лабунец Л. В. Интерполяционное приближение вероятности затенений луча шероховатой поверхностью // Радиотехника и электроника. - 2001.- Т. 46, № 4. - С. 464-470.

4. Сергеев Г. А., Янутш Д. А. Статистические методы исследования природных объектов. - Л.: Гидрометеиздат, 1973. - 310 с.
5. Кринов Е. Л. Спектральная отражательная способность природных образований. - М. - Л.: Изд - во АН СССР, 1947. - 272 с.
6. Макаров Н. М., Микиров А. Е., Смекалов В. А. Обобщенная зависимость альбедо земной и водной поверхности от высоты солнца // Труды ИПГ (М.). - 1973. - Вып.17. - С. 203-210.
7. Шалыгин А. С., Палагин Ю. И. Прикладные методы статистического моделирования. - Л.: Машиностроение, 1986. - 320 с.
8. Лабунец Л. В., Мусьяков М. П., Решетко А. Д. Модель входных воздействий систем управления в виде однородного изотропного случайного поля // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. - 1985. - № 6. - С. 156-165.
9. Непогодин И. А. Основные виды отражательных характеристик тел в направлении приема и методы их измерений в оптике // Импульсная фотометрия (Л.). - 1981. - Вып. 7. - С. 124-130.
10. Гливенко В. И. Интеграл Стильтьеса. - М. - Л.: ОНТИ НКТП СССР, 1936. - 216 с.
11. Быков В. В. Цифровое моделирование в статистической радиотехнике. - М.: Советское радио, 1971. - 328 с.
12. Лабунец Л. В. Обобщенная статистическая модель характеристик заметности целей в одно- и двухпозиционных локационных системах // Электромагнитные волны и электронные системы. - 2002. - № ____ . - С. ____-____.
13. Лабунец Л. В. Цифровая обработка переходных характеристик 3D- объектов в однопозиционной системе оптической локации // Радиотехника и электроника. - 2002.- Т. 47, № 3. - С. ____-____.
14. Forsythe G. E., Malcolm M. A., Moler C. B. Computer Methods for Mathematical Computations. - New York: Prentice Hall, 1977.
15. Булавский В. А. Методы релаксации для систем неравенств. - Новосибирск: НГУ, 1981. - 81 с.

16. Theory and Computational Methods for Dynamic Projections in High-Dimensional Data Visualization / A. Buja, D. Cook, D. Asimov, C. Hurley // Journal of Computational and Graphical Statistics. - 1999. - V. 10, № 3. - P. 83-97.
17. Лабунец Л. В. Рандомизация многомерных распределений в метрике Махаланобиса // Радиотехника и электроника. - 2000. - Т. 45, № 10. - С. 1214-1225.