

Радиолокационные и радионавигационные системы

УДК 621.396

АНАЛИЗ ВОЗМОЖНОСТИ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ ОЦЕНКИ УСРЕДНЁННОГО ЗНАЧЕНИЯ

ЭПР ТОЧЕЧНЫХ ЦЕЛЕЙ ОБЗОРНЫМИ РЛС

Иванников Анатолий Петрович

доктор технических наук, профессор; ведущий научный сотрудник ОАО «Федеральный научно-производственный центр «Нижегородский научно-исследовательский институт радиотехники».

Адрес: г. Н. Новгород, ул. Шапошникова, 5.

Иванников Дмитрий Анатольевич

кандидат технических наук, доцент, технический директор
АО «Специальное конструкторское бюро радиоизмерительной аппаратуры».

E-mail: ccs5000@mail.ru.

Адрес: 603009, г. Н.Новгород, пр. Гагарина, 174.

Аннотация: Распознавание целей является одной из важных задач обзорных РЛС в процессе своего функционирования, так как позволяет классифицировать цели, оценивать их предполагаемые намерения и прогнозировать развитие воздушной обстановки. Известен ряд отечественных и зарубежных научных работ, где большое внимание уделяется теоретическим исследованиям с использованием компьютерной обработки, основанной на оценке размеров целей и анализе спектральных характеристик в режиме сигнатурного анализа радиолокационных характеристик воздушных объектов достаточно сложной формы. В данной работе на базе уравнения радиолокации в свободном пространстве для обзорных РЛС разработан способ и алгоритмы радиолокационной оценки усреднённого значения эффективной поверхности рассеяния точечных целей, что с учётом несложных вычислений позволит повысить качество распознавания целей. Рассмотрены особенности и структурная схема устройства для реализации указанных алгоритмов. Проведена оценка эффективности предложенного способа с помощью статистической обработки. Показано, что предложенный метод позволяет достаточно точно оценивать среднее значение эффективной поверхности рассеяния точечных целей и распределённых объектов при наборе статистических данных.

Ключевые слова: распознавание целей, ЭПР точечных целей.

Появление современных информационно-вычислительных систем с высокой производительностью и большим объёмом памяти в небольших габаритах значительно расширяют возможности разработчиков радиолокационной техники реализовывать «интеллектуальные» методы обработки информации в реальном масштабе времени. Поэтому разработка новых алгоритмов обнаружения и обработки радиолокационных сигналов для повышения информативности современных РЛС является одной из самых важных и актуальных задач.

Известен ряд отечественных и зарубежных научных работ, где большое внимание уделя-

ется теоретическим исследованиям с использованием компьютерной обработки полученных радиолокационных характеристик воздушных объектов достаточно сложной формы [1-5]. Среди них, например, работы по созданию методов радиолокационного распознавания целей, основанных на оценке размеров целей, анализе спектральных характеристик в режиме сигнатурного анализа для разрешения блестящих точек цели [1-6].

Реализация обоих методов на практике затруднительна, кроме того, при применении первого метода уменьшается потенциал РЛС за счёт дробления цели на части, а второго –

необходимы априорные сведения о значениях эффективной поверхности рассеяния (ЭПР) в координатах блестящих точек для всех распознаваемых типов целей.

Цель данной работы – анализ возможности радиолокационной оценки усреднённого значения ЭПР точечных целей и удельной ЭПР распределенных объектов обзорными РЛС, что с учётом несложных вычислений позволит повысить качество распознавания различных целей.

Поскольку чисто аналитические решения (теоретически точные) удаётся получить лишь для сугубо ограниченного класса простейших объектов, поверхность которых описана в специально выбранной системе координат, то для анализа полей рассеяния объектов сложной пространственной конфигурации необходимо применять различные упрощения и допущения.

Трудность решения данной задачи заключается в том, что за время наблюдения положение цели в пространстве меняется случайным образом, следовательно, в сторону антенны РЛС в разные моменты времени участки диаграммы рассеяния ЭПР цели поворачиваются под разными углами в секторе, определяемом диаграммой направленности антенны РЛС на определённой дальности.

Поскольку чисто аналитические решения удается получить лишь для ограниченного класса простейших объектов, то для анализа полей рассеяния объектов сложной пространственной конфигурации необходимо применять различные упрощения и допущения. В этом случае основные характеристики вторичного излучения сложной цели (например, самолёт) можно рассчитать на модели, которую в первом приближении можно представить в ви-

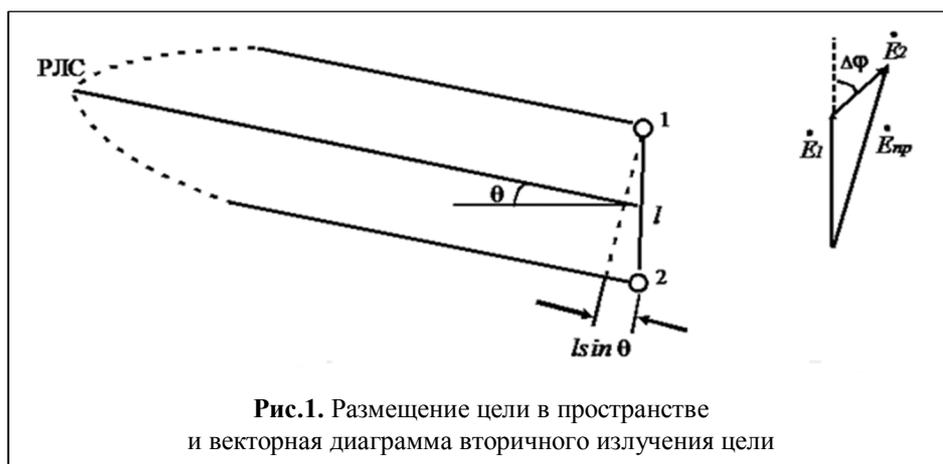


Рис.1. Размещение цели в пространстве и векторная диаграмма вторичного излучения цели

де двух стабильно отражающих излучателей 1 и 2 с эффективными отражающими поверхностями (ЭПР) σ_1 и σ_2 , расположенных на расстоянии $l_{ц}$, равном размеру цели [7-10].

Размещение в пространстве излучателей и векторная диаграмма вторичного излучения цели приведены на рис.1, на котором углом Θ обозначен угол между нормалью к линии базы излучателей и направлением на РЛС с совмещёнными передающей и приёмной антеннами.

При этом полагаем, что цель расположена от передающей антенны РЛС достаточно далеко ($R \gg l_{ц}$). Тогда верно допущение о том, что отражённая волна от двух излучателей в окрестности приёмной антенны РЛС является плоской [7, 8].

В этом случае для сложной многоточечной цели ($n \gg 1$) значение ЭПР в первом приближении определяется соотношением [8]:

$$\sigma_{ц} = \sum_{i=1}^N \sigma_i + 2 \sum_{i \neq j} \sqrt{\sigma_i \sigma_j} \cos \Delta \varphi_{ij}, \quad (1)$$

где $\Delta \varphi_{ij} = 2kl_{ц} \sin \Theta_{ij}$ – разность фаз полей отражающих точек i и j ; $k = \frac{2\pi}{\lambda}$ – нормирующий коэффициент расстояния по λ ; φ_i, φ_j – фазы полей, отражённые от точечных излучателей; Θ_{ij} – угол между нормалью к линии базы излучателей i, j – направление на РЛС; λ – длина волны; $l_{ц}$ – размер цели; $N \gg 2$ – количество точечных излучателей цели.

Как и следовало ожидать, характеристика вторичного излучения цели зависит от разности фаз $\Delta \varphi_{12}$ полей отражающих точек 1 и 2, которые изменяются при перемещении цели в

пространстве. Это приводит к изрезанности диаграммы рассеяния ЭПР и наличию лепестков, количество и средняя ширина Θ_0 которых зависят от отношения $\lambda / l_{ц}$. Так средняя ширина «лепестка» диаграммы обратного вторичного излучения определяется соотношением

$$\Theta_0 = \frac{\lambda}{4l_{ц}} \quad (2)$$

Реальные цели имеют сложные формы, так как состоят из большого числа ($N \gg 1$) переизлучающих элементов, причем в составе может быть элемент (блестящая или яркая точка), дающий стабильный отражённый сигнал с амплитудой, превышающей амплитуды сигналов от других изотропных элементов [6-9]. При этом отражения от изотропных элементов имеют случайные фазовые соотношения, так как точки отражения расположены друг относительно друга случайным образом и меняют взаимное расположение в течение времени наблюдения объекта вследствие взаимного движения цели и радиолокатора.

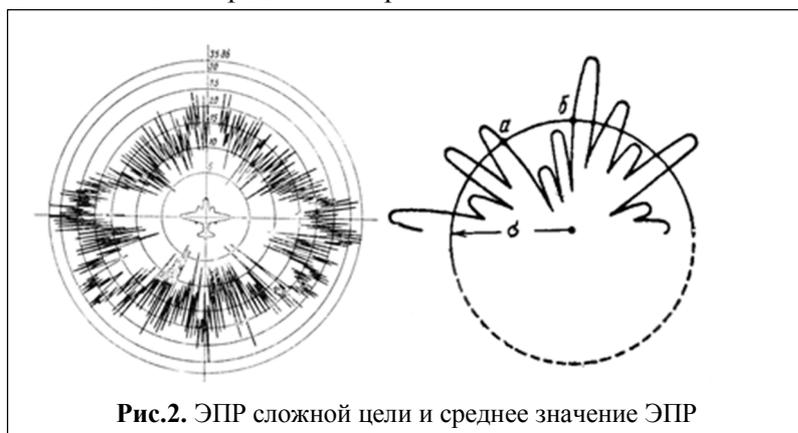


Рис.2. ЭПР сложной цели и среднее значение ЭПР

Рассмотрим подробнее соотношение (2), в котором первое слагаемое характеризует постоянную составляющую значения ЭПР цели, т.е. величину, которую необходимо оценивать при распознавании. Второе слагаемое выражения (2) зависит не только от значений ЭПР точечных излучателей, но и изменения их координат. Поскольку координаты, в свою очередь, зависят от случайного значения курсового угла и ракурса полёта цели, то зависимость выражения (2) носит случайный характер.

Минимизировать дисперсию выражения (1) в общем случае возможно путём усреднения совокупности выборок ЭПР как во времени, так и по угловым координатам (углу места $\Delta\beta$ и азимуту $\Delta\Theta$) в секторах, равных 2π . В этом случае получится одинаковое среднее значение ЭПР для всех направлений, которое используется для сравнения рассеяния различными целями.

Экспериментальные исследования показали, что достаточно провести усреднение совокупности выборок значений ЭПР в секторах углов $(7 - 15)^\circ$, при этом результаты оценки среднего значения ЭПР цели дают небольшие ошибки по сравнению с усреднением совокупности выборок ЭПР по угловым координатам в секторах, равных 2π [8].

Как было сказано выше, цель может совершать не только перемещение в пространстве, но и случайные рыскания, продольные и поперечные крены. При этом они в сильной степени

зависят от состояния атмосферы, имеют средние значения амплитуды колебаний около (1-2) град. и «период» от сотен миллисекунд до нескольких секунд [1,8,9].

На основании изложенного выше предлагается:

- при первичной обработке сигнала (внутри одного обзора антенны РЛС) можно проводить оценку значения ЭПР целей $\sigma_{цi}$;
- выборки значения ЭПР целей $\sigma_{цi}$, полученные в N обзорах антенны РЛС, являются практически независимыми, поэтому возможна статистическая обработка ЭПР целей для оценки среднего значения ЭПР целей $\overline{\sigma_{цN}}$:

$$\lg[\overline{\sigma_{цN}}] = \frac{\sum_{i=1}^N \sigma_{цi}}{N} \quad (\text{дБ}), \quad (3)$$

$$\overline{\sigma_{цN}} = 10^{\frac{\sum_{i=1}^N \sigma_{цi}}{N}} \quad (\text{м}^2), \quad (4)$$

где N – количество обзоров.

Исходное соотношение для оценки значения ЭПР целей $\sigma_{цi}$ на текущей дальности R_i за время i -го обзора пространства (т.е. в режиме

первичной обработки сигналов) получено из уравнения радиолокации в свободном пространстве в виде:

$$\overline{\sigma_{цi}} = (4\pi)^3 R_i^4 P_{и\mu} / P_{цi} G^2 \lambda^2 k_y, \quad (5)$$

где $P_{и}$ – импульсная мощность излучения; G – коэффициент усиления антенны на передачу и приём; λ – длина волны; R_i – текущая дальность до цели; $\overline{P_{цi}}$ – усреднённая текущая пороговая мощность сигнала; $\overline{\sigma_{цi}}$ – усреднённое значение ЭПР цели; k_y – коэффициент улучшения (при первичной обработке сигнала); μ – потери в радиолокационном тракте; $i \in (1, N)$; N – количество обзоров.

Представив мощность отражённого радиозаха $\overline{P_{цi}}$ и потери в СВЧ тракте в дБ, получим:

$$10 \lg \left(\frac{\overline{P_{цi}}}{P_{ш}} \right) = \overline{q}_i \text{ (дБ)},$$

тогда

$$\overline{P_{цi}} = P_{ш} 10^{0,1 \overline{q}_i}, \quad (6)$$

$$10 \lg(\mu) = L \text{ (дБ)}, \mu = 10^{0,1L}, \quad (7)$$

где $\overline{q}_i = \left(\frac{2\tau_1 \overline{P_{цi}}}{N_0} \right)^{1/2} = \left(\frac{\overline{P_{цi}} \tau_1 \Delta f}{P_{ш}} \right)^{1/2}$ – усреднённое пороговое отношение сигнал/шум; τ_1 – длительность импульса.

В связи с тем, что в выражение (5) входят величины, изменяющиеся в больших пределах, вычисление его проводим в логарифмическом виде с учетом выражений (5)-(7):

$$\lg(\overline{\sigma_{цi}}) = 0,1 \overline{q}_i + 4 \lg R_i - \lg C_{\lambda i}, \text{ (дБ)}, \quad (8)$$

где $C_{\lambda i}$ – константа (см^2), характеризующая потенциал РЛС и определяемая из соотношения:

$$\lg C_{\lambda i} = \lg P_{и} + 2 \lg G + 2 \lg \lambda + \lg k_y - \lg P_{ш} - 0,1L + 3 \lg(4\pi), \text{ (дБ)}. \quad (9)$$

Итак, в соответствии с соотношением (5) для оценки усреднённого значения ЭПР цели $\overline{\sigma_{цi}}$ в i -м обзоре необходимо:

- ввести временную автоматическую регулировку усиления (ВАРУ) в соответствии с членом ($4 \lg R_i$), чтобы исключить влияние текущего значения дальности R_i на усреднённое значение ЭПР цели $\overline{\sigma_{цi}}$ за один обзор;

- определять за один обзор усреднённое значение порогового отношения сигнал/шум \overline{q}_i , содержащее информацию усреднённого значения ЭПР цели $\overline{\sigma_{цi}}$;

- провести вычисление значений ЭПР цели в соответствии с выражением (5).

Оценка усреднённого значения ЭПР $\overline{\sigma_{цi}}$ проводится в соответствии с алгоритмом (5) одновременно с обнаружением данной цели в режиме первичной обработки сигналов. Это является первым этапом радиолокационной оценки усреднённого значения ЭПР точечной цели за один обзор.

Следует отметить, что рассматриваемые алгоритмы оценки среднего значения ЭПР цели обзорными РЛС предъявляют высокие требования к стабильности их параметров, как к измерительным системам. Поэтому особое внимание уделяется не только стабильности параметров РЛС, но и формированию, усреднению и измерению калибровочного сигнала, с помощью которого обеспечивается изменение порогового уровня решающего устройства РЛС.

При практической реализации приведённых алгоритмов (8) и (9) на точность оценки среднего значения ЭПР влияет много факторов, в том числе, изменение технических параметров РЛС и влияние земной поверхности на диаграмму направленности антенны РЛС, поэтому необходимо рассмотреть возможность выполнения достаточного условия – возможность реализации предложенного метода в РЛС.

Стабильность параметров радиолокационного канала во время оценки среднего значения ЭПР цели $\overline{\sigma_{цi}}$ за N обзоров обеспечивается путём введения калибровочного импульса, который отслеживает изменения параметров РЛС, и усреднения его при проведении вторичной обработки сигналов. Усреднённый калибровочный импульс при вычислении усреднённого значения ЭПР за N обзоров в информационно-вычислительной системе РЛС корректирует результаты вычислений, входящих в выражение (14), в соответствии с изменением параметров радиолокационного канала. При этом обязательным является калибровка потенциала РЛС и амплитуды калибровочного импульса в соответствии с методом замещения

для оценки среднего значения ЭПР цели за N обзоров, например, по металлическим сферам, цилиндрам, плоским пластинам и уголковым отражателям.

Сложнее дело обстоит с уменьшением влияния земной поверхности на диаграмму направленности антенны РЛС, которую в угломестной плоскости β «отжимает» от земли и создает лепестковый характер, определяемый высотой подъёма антенны, длиной волны и видом земной поверхности [10-12]:

$$D(\varphi_{\text{ум}}) = 2D_0 \left| \sin\left(\frac{2\pi}{\lambda} h_a \sin\varphi_{\text{ум}}\right) \right| = \frac{4\pi}{\lambda} h_a \frac{h_{\text{ц}}}{R}, \quad (10)$$

где h_a – высота фазового центра антенны; $\varphi_{\text{ум}}$ – угол места цели; λ – длина волны; D_0 – максимальная дальность обнаружения цели в свободном пространстве; $h_{\text{ц}}$ – высота полета цели.

При этом для гладкой земной поверхности число $n_{\text{л}}$ лепестков диаграммы направленности антенны РЛС и их ширина $\Theta_{\text{ум}}$ определяются соотношениями:

$$n_{\text{л}} = \frac{2h_a}{\lambda} \quad \text{и} \quad \Theta_{\text{ум}}^0 = 14,3 \frac{\lambda}{h_a}. \quad (11)$$

Условия, на основании которых получены формулы (10) и (11), на практике выполняются весьма редко (например, когда часть энергии отражается от спокойной поверхности пресной воды). Поэтому приведённые соотношения имеют, в основном, качественный, а не количественный характер. Реальные характеристики направленности и дальность действия определяются путём облёта конкретной радиолокационной станции на различных высотах и измерения напряжённости поля в различных точках. При смене позиции наземной РЛС подобный облёт должен повторяться [12]. При этом рекомендуется, по возможности, «оторвать» ДНА в угломестной плоскости β от земной поверхности или обеспечить, по возможности, узкие диаграммы по азимуту и углу места.

За счёт влияния земли ДНА становится изрезанной в вертикальной плоскости, что вызывает появление скачков усреднённых значений ЭПР цели $\overline{\sigma_{\text{ц}i}}$, определяемых за i -й обзор.

Уменьшение этого эффекта возможно за счёт метода ранжирования исходного статистического материала, полученного в виде нескольких выборок случайных величин, заключающегося в анализе однородности и корректировке статистического материала. Реализация его осуществляется путём усреднения $\overline{\sigma_{\text{ц}i}}$ в скользящем окне, построенном по алгоритму порядковой статистики из отсчётов значений $\overline{\sigma_{\text{ц}i}}$, расположенных в порядке увеличения в L элементах скользящего окна

$$\overline{\sigma_{\text{ц}1}} < \overline{\sigma_{\text{ц}2}} < \overline{\sigma_{\text{ц}3}} < \overline{\sigma_{\text{ц}4}} \dots < \overline{\sigma_{\text{ц}L}}, \quad (12)$$

с последующим отбрасыванием их крайних значений при $i \geq L/2$.

Итак, основу предложенного метода радиолокационной оценки среднего значения ЭПР цели РЛС обнаружения составляют:

- калибровка потенциала РЛС совместно с калибровочным импульсом, например, по металлическим сферам, цилиндрам, плоским пластинам и уголковым отражателям, используя метод замещения;
- оценка и усреднение значений ЭПР целей $\overline{\sigma_{\text{ц}i}}$ и амплитуд калибровочных импульсов в течение времени первичной обработке сигналов;
- усреднение за N обзоров в скользящем окне по алгоритму порядковой статистики усреднённых значений ЭПР целей $\overline{\sigma_{\text{ц}i}}$ за один обзор с последующим отбрасыванием их крайних значений;
- введение поправок при вычислении среднего значения ЭПР цели $\overline{\sigma_{\text{ц}i}}$ за N обзоров по калибровочному импульсу;
- сравнение полученных результатов с усреднёнными значениями ЭПР целей, имеющих в информационно-вычислительной системе РЛС;
- вычисление среднего значения ЭПР цели на базе усреднённых значений ЭПР целей, полученных в результате накопленных данных в информационно-вычислительной системе РЛС.

Структурная схема реализации предложенного метода приведена на рис.3, в состав которой входят:

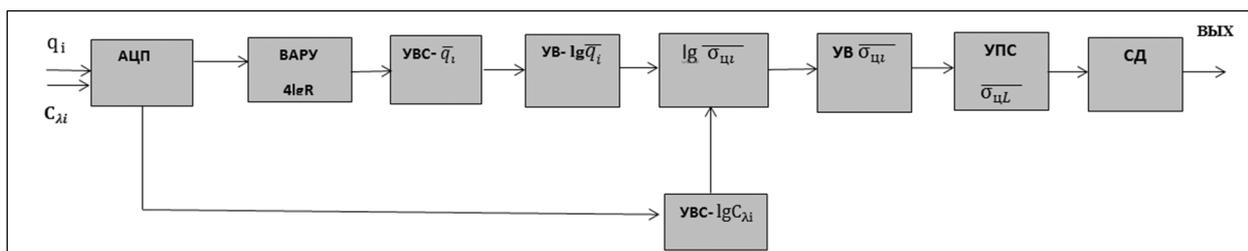


Рис.3. Структурная схема реализации предлагаемого метода

- аналого-цифровой преобразователь (АЦП);
- временная автоматическая регулировка усиления (ВАРУ);
- устройство вычисления усреднённого значения \bar{q}_i (УВС);
- устройство вычисления логарифма \bar{q}_i (УВС);
- устройство вычисления логарифма $\lg C_{\lambda}$ (УВС)
- устройство вычисления логарифма $\lg \bar{\sigma}_{цi}$ (УВС);
- устройство вычисления $\bar{\sigma}_{цi}$;
- устройство порядковой статистики (УПС);
- устройство сравнения данных (СД).

Оценка эффективности предложенного метода оценки среднего значения ЭПР цели проводится с помощью статистической обработки, исходными данными которой являются:

- плотности распределения вероятности ЭПР цели при отсутствии преобладающего отражателя описываются обобщённой моделью Сверлинга [11,12]:

$$W(\sigma_{цi}) = \frac{1}{(k-1)!} \frac{k}{\bar{\sigma}_{ц}} \left(\frac{k\sigma_{цi}}{\bar{\sigma}_{ц}} \right)^{k-1} \exp\left(-\frac{k\sigma_{цi}}{\bar{\sigma}_{ц}}\right), \quad (13)$$

где k – коэффициент, определяющий сложность модели,

$$\bar{\sigma}_{ц} = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N \sigma_{цi} - \quad (14)$$

среднее значение ЭПР цели.

Эта модель хорошо согласуется с экспериментально полученными функциями распределения плотности вероятности ЭПР рассеяния многих моделей сложных целей больших размеров. При $k = 1$ получаем модель цели с экспоненциальным распределением плотности вероятности ЭПР целей, определяемую выражением:

$$W(x) = \frac{1}{\bar{x}} \exp\left(-\frac{x}{\bar{x}}\right), \quad (15)$$

где

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N x_i \quad (16)$$

\bar{x} – усреднённое значение ЭПР цели за один обзор, x_i – усреднённые значения (отобраны по случайному закону из генеральной совокупности, являются независимыми случайными величинами) ЭПР цели за i -й обзор,

На рис.4 приведено экспоненциальное распределение плотности вероятности ЭПР целей.

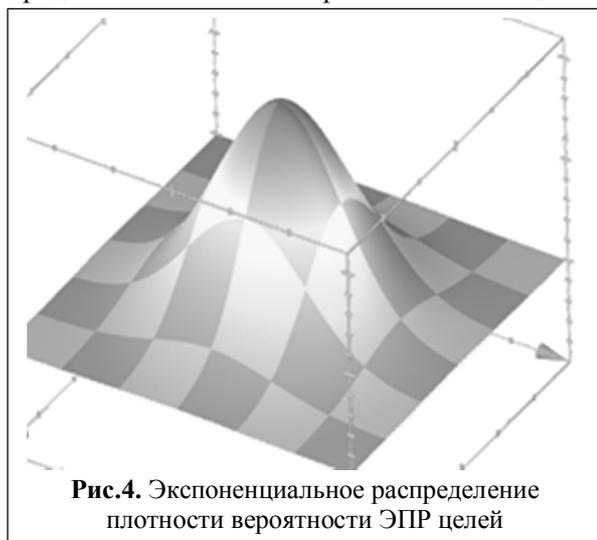


Рис.4. Экспоненциальное распределение плотности вероятности ЭПР целей

Предположение, что величина \tilde{x} распределена по нормальному закону, характеристиками которого являются математическое ожидание m и дисперсия $\sigma_{\tilde{x}} = \tilde{\sigma} / \sqrt{n}$ достаточно обосновано, так как на практике даже при относительном небольшом числе слагаемых (порядка 10÷20) закон распределения суммы можно приближенно считать нормальным.

С учётом выше сказанного проводится статистическая обработка, которая заключается в следующем:

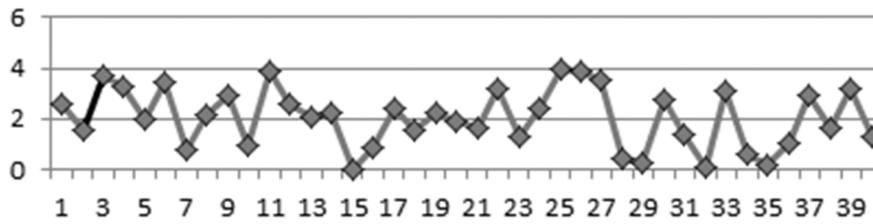


Рис.5. Генеральная совокупность выборок x_i при $N=40$

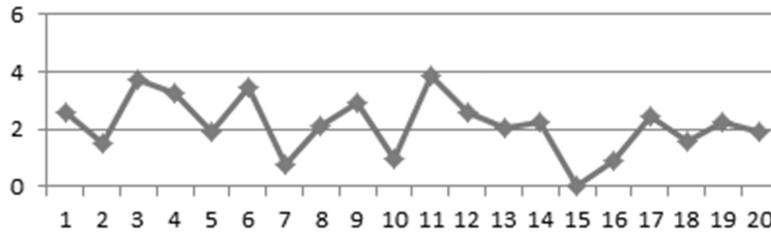


Рис.6. Совокупность выборок x_i при $N=20$

▪ выбирается достаточно большая доверительная вероятность β (0,9; 0,95 или 0,99), с которой событие с вероятностью β можно считать практически достоверным, находятся значение доверительного интервала I_β с максимальной ошибкой Δ :

$$I_\beta = (\bar{x} - \Delta, \bar{x} + \Delta),$$

где $x_1 = (\bar{x} - \Delta)$ и $x_2 = (\bar{x} + \Delta)$ – границы доверительного интервала I_β ; Δ – максимальное отклонение (ошибка); β – доверительная вероятность, выраженная через нормальную функцию Лапласа $\Phi(t)$ с переменной t , равной

$$t = \arg \Phi\left(\frac{\beta}{2}\right) \text{ – функция, обратная } \Phi(t); \quad (17)$$

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} \text{ – дисперсия выборки}; \quad (18)$$

$$\bar{\sigma}_x = \sqrt{\frac{\bar{\sigma}^2}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right)} \text{ – средняя квадратическая ошибка}; \quad (19)$$

$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$ – среднее арифметическое выборок.

На основании выше приведенных алгоритмов проведена статистическая обработка в MathCAD и Microsoft Excel при следующих исходных данных:

▪ совокупность выборок x_i при $n=20$ по случайному закону из генеральной совокупности выборок при $N=40$

(рис.5, 6);

▪ доверительная вероятность $\beta = 0,95$. Переменная t определяется из соотношения $2\Phi(t) = 0,88$, откуда по специальным таблицам $t = 2,57$.

Результаты вычислений: $\bar{x} = 2,15$ – среднее арифметическое совокупности выборок; $\bar{\sigma}^2 = 1,01$ – дисперсия совокупности выборок; $\bar{\sigma}_x = 0,112$ – средняя квадратическая ошибка; $\Delta = 0,289$ – максимальное отклонение.

Тогда доверительный интервал равен:

$$I_\beta = (1,861; 2,439).$$

Зависимость границы доверительного интервала определяются соотношением [16]:

$$p1, p2 = \frac{1}{1 + \frac{t^2}{n}} \left[\lambda + \frac{t^2}{n} \pm t \left(\frac{\lambda(1-\lambda)}{n} \left(\frac{t}{2n} \right)^2 \right)^{1/2} \right], \quad (20)$$

где $\Delta_\lambda = |\lambda - p|$ – предельная ошибка для генеральной доли; p – вероятность появления случайного события x_i ; n – количество выборок x_i ; Δ – максимальное отклонение (ошибка); β – доверительная вероятность; t – функция, об-

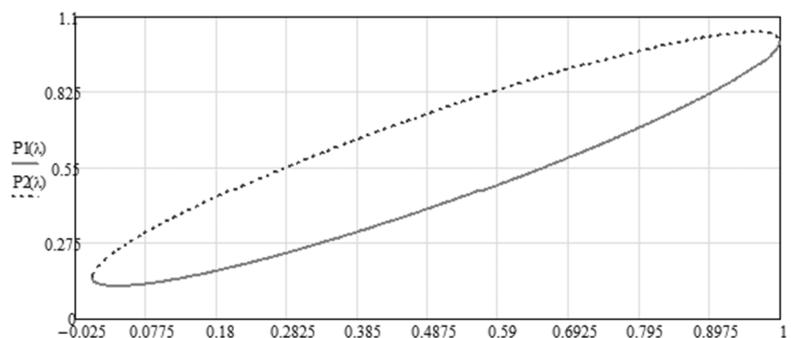


Рис.7. Границы доверительного интервала от выборочной доли

ратная $\Phi(t)$.

Графическое представление границ доверительного интервала от выборочной доли приведено на рис.7.

Полученные результаты статистической обработки сравниваются с имеющимися эталонными портретами в информационно-вычислительных системах. При условиях априорной неопределённости проводится обучение и формирование портрета цели по классифицированным выборкам. Классификацию целей по классам проводят, например, по тактическому применению, внутри каждого класса включается множество типов целей, между которыми существует дополнительная разница по физическим признакам (скорости перемещения, видов маневров в пространстве, спектрам вторичной модуляции), структурным признакам (геометрическим размерам, расположению наиболее интенсивно отражающих частей и величины этих отражений) и т.п. Поляризационные признаки, как правило, не рассматриваются, в виду их сложности реализации [4]. При переходе к математическому описанию классы целей становятся кластерами векторов значений признаков целей, составляющих этот класс. Количество классов целей центров кластеров выбираются часто эвристическими методами.

Так, с помощью предложенного обобщенного алгоритма обеспечивается оценка значения ЭПР цели за один обзор, а с последующей статистической обработкой – оценка среднего значения ЭПР цели, что позволяет обеспечивать их распознавание (классификацию). Например, в приведённом примере по средней ЭПР цели, которая находится в доверительном интервале (1,861; 2,439), можно классифицировать цель типа «МИГ-29».

По результатам работы можно сделать следующие выводы:

1. Предложенный метод обеспечивает оценку значения ЭПР цели за один обзор, а с последующей статистической обработкой – среднего значения ЭПР цели за несколько обзоров, что позволяет создавать «эталонные портреты» ЭПР целей.

2. С увеличением количества выборок совокупности значений ЭПР цели за один обзор и количества анализируемых обзоров точность оценки среднего значения ЭПР улучшается.

3. Предложенный метод позволяет достаточно точно оценивать среднее значение ЭПР целей и распределённых объектов при наборе статистических данных в процессе работы РЛС на конкретной позиции.

Литература

1. Ширман Я.Д., Горшков С.А., Лещенко С.П. и др. Методы радиолокационного распознавания и их моделирование: Радиотехника. Научно-техническая серия, 2000, вып.3.

2. Вопросы перспективной радиолокации. Коллективная монография / Под ред. А.В. Соколова. – М.: Радиотехника, 2003. – 512 с.

3. Фомин Я.А. Введение в статистическую теорию распознавания образов. – М.: Наука, 1979.

4. Селекция и распознавание на основе локационной информации/ Под ред. А.Л. Горелика – М.: Радио и связь, 1990.

5. Радиолокационные системы многофункциональных самолетов. Т.1. РЛС – информационная основа боевых действий многофункциональных самолетов. Системы и алгоритмы первичной обработки радиолокационных сигналов / Под ред. А.И. Канащенкова и В.И. Меркулова – М.: Радиотехника, 2006. – 656 с.

6. Справочник по радиолокации / Под ред. М.И. Сколника. Пер. с англ. под общей ред. В.С. Вербы. В 2 книгах. Книга 1. – М.: Техносфера, 2014. – 672 с.

7. Радиотехнические системы. Учебник для студентов высш. учебн. заведений / Под ред. Ю.М. Казаринов и др. – М.: Изд. центр «Академия», 2008. 592 с.

8. Васин В.В. и др. Радиолокационные устройства (теория и принципы построения). – М.: Советское радио, 1970. – 680 с.

9. Финкельштейн М.И. Основы радиолокации: Учебник для вузов. 2-е изд., переработанное и доп. – М.: Радио и связь, 1983. – 536 с.

10. Теоретические основы радиолокации: Учебное пособие для вузов / А.А. Коростелев, Н.Ф. Клюев, Ю.А. Мельник и др. Под ред. В.Е. Дулеви-ча. 2-е изд. переработанное и доп. – М.: Советское радио, 1978. – 608 с.

11. Бакулев П.А. Радиолокационные системы. Учебник для вузов. – М.: Радиотехника, 2004. – 320 с.

12. Справочник по радиолокации / Под ред. М.И. Сколника. Пер. с англ. под общей ред. В.С. Вербы. В 2-х книгах. Книга 2. – М.: Изд. Техносфера, 2014. – 680 с.

13. Гмурман В.Е. Руководство к решению задач по теории вероятностей и математической статистике: Учебное пособие для студентов ВУЗов. – 9-е изд., стер. – М.: Высшая школа, 2004. – 404 с.

14. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Наука, 1960. – 576 с.

Поступила 07 марта 2017 г.

English

Radar evaluation possibility analysis of RCS (Radar Cross Section) average value for pin-point targets by surveillance radars

Anatoly Petrovich Ivannikov – Doctor of Engineering, Professor, Leading Researcher Research and Development Center JSC Nizhny Novgorod Radio Engineering Research Institute.

Address: N. Novgorod, Shaposhnikov Str., 5.

Dmitry Anatolyevich Ivannikov – Candidate of Technical Sciences, Associate Professor, Technical Director JSC Special Design Bureau of the Radio Metering Equipment.

E-mail: ccs5000@mail.ru.

Address: 603009, N. Novgorod, Gagarin Ave., 174.

Abstract: Target recognition is one of the important problems of surveillance radars while in operation as it enables to classify the targets, to evaluate their hypothetical intentions and to predict air activity development. Introduction of modern high performance information and computation systems with small-sized large storage space significantly extend possibilities of radar equipment developers in regard to implementation of "intellectual" methods for information processing in real time. A number of domestic and foreign scientific works are known where much attention is given to theoretical research with the computer-aided processing of the obtained radar characteristics of the airborne objects of rather irregular shape based on assessment of the target size and on the analysis of spectral characteristics in the terms of signature analysis. The radar evaluation methods and algorithms of average value for pin-point targets are developed in this work on the basis of the radar equation in an open space for the surveillance radars that will enable to enhance the target recognition quality. Features and the device block diagram to implement the specified algorithms are examined. The efficiency evaluation of the suggested method through statistical analysis is carried out. It is indicated that the suggested method enables to estimate rather precisely the RCS average value of targets and the distributed objects with the statistical data set.

Key words: target recognition, pin-point target RCS

References

1. Shirman Ya.D., Gorshkov S.A., Leshchenko S.P. and other colleagues. Radar recognition methods and their modeling: Radiotekhnika. Scientific and technical issue, 2000, edit. 3.
2. Problems of long-term radar detection. The multi-author monograph. Ed. by A.V. Sokolov. - M.: Radiotekhnika, 2003, 512 p.
3. Fomin Ya.A. Introduction to the statistical image discrimination theory. - M.: Nauka, 1979
4. Location information-based selection and recognition. Ed. by A.L. Gorelik - M.: Radio i svyaz 1990.
5. Multifunctional aircraft radar detection systems. V.1. Radar station - information basis of multifunctional aircraft warfare. Systems and algorithms for radar signal preprocessing. Ed. by A.I. Kanashchenkov and V. I. Merkulov - M.: "Radiotekhnika", 2006, 656 p.
6. Radar detection theory / Ed. by M.I. Sklochnik. Transl. from Engl. under the general editorship of Verba V.S. In 2 books. Book 1, Moscow: Tekhnosfera, 2014, 672p.
7. Radio engineering systems. The textbook for higher education institution students. - Ed. by Yu.M. Kazarinov and other colleagues. - M.: Publ.House "Akademiya", 2008, 592p.
8. Vasin V.V. and other colleagues. Radar devices (theory and design concept), M., Sovetskoe radio, 1970, 680p.
9. Finkelstein M. I. Radar detection basics: The textbook for higher education institutions. 2nd ed., revised and enlarged - M.: Radio i svyaz 1983, 536 p.
10. Radar detection fundamentals: Manual for higher education institutions. A.A. Korostelev, N. F. Klyuev, Yu. A. Melnik, and other colleagues. Ed. by V.E. Dulevich. 2nd ed. Revised and enlarged - M. Sovetskoe radio, 1978, 608 p.
11. Bakulev P.A. Radar systems. The textbook for higher education institutions. - M.: Radiotekhnika, 2004, 320 p.
12. Radar detection theory. Ed. by M. I. Skolnik. Transl. from Engl. under the general editorship of V.S.Verba. In 2 books. Book 2. - M.: Publ. H. Tekhnosfera, 2014, 680p.
13. Gmurman V.E. The guide to solving problem of probability theory and mathematical statistics: Manual for students of higher education institutions. - 9th ed., reprint. - M.: Vysshaya shkola, 2004, 404 p.
14. Venttsel E.S. Probability theory. - M.: Nauka, 1960, 576 p.