

УДК 621.396.

В.Ф. Зюкин, Д.А. Гриб, А.А. Грызо

Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков

ПОВЫШЕНИЕ КАЧЕСТВА СЕЛЕКЦИИ В ОБЗОРНЫХ РЛС ТРАСС ЦЕЛЕЙ ЗА СЧЕТ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ СИГНАЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ

Анализируются возможности по автоматическому обнаружению в обзорных РЛС трасс мало-высотных целей при наличии целеподобных мешающих отметок. Синтезируется новый более эффективный алгоритм обнаружения трасс целей в условиях помех, в котором совместно используется координатная и сигнальная информация об эхо-сигналах

обзорные РЛС, алгоритм обнаружения трасс целей, эффективность радиолокационной разведки, координатная и сигнальная информация

Введение

Постановка задачи. Результатом первичной обработки радиолокационной информации (РЛИ) в очередном цикле обзора воздушного пространства являются координатные точки автомата (КТА), присвоенные отметкам целей и некомпенсированным отметкам помех (ложным отметкам). Число последних в зоне обзора может достигать нескольких тысяч (целеподобные отметки типа "ангел-эхо", неполностью скомпенсированные остатки отражений от местных предметов и облаков, диполей, внутрисистемные помехи, активные помехи со стороны противника). Наиболее сложна в этих условиях автоматическая завязка по КТА трасс мало-высотных целей, время пребывания которых в зоне обнаружения незначительно (несколько засечек трассы), а наблюдение затруднено.

В статье [1] оценены потенциальные возможности по автоматическому выявлению информации о трассах целей на основе анализа распределения КТА от истинных и ложных отметок в процессе многообзорной обработки радиолокационной информации. Показано, что показатели качества обнаружения трасс при росте числа ложных отметок в зоне обзора быстро снижаются. Увеличение числа совместно обрабатываемых отметок трассы (для улучшения качества обработки) при этом нежелательно, так как ведет к недопустимой задержке в выдаче РЛИ.

Цель работы – синтез и анализ эффективности алгоритма обнаружения трасс целей, обеспечивающего комплексное использование координатной и сигнальной информации об эхо-сигналах, в интересах селекции истинных отметок на фоне ложных.

Основная часть

1. Статистические характеристики распределения КТА в пространстве.

При определении условных плотностей вероятности распределения КТА в пространстве вос-

пользуемся методическими приемами [2] и результатами, изложенными в [1].

Для полиномиальной модели движения воздушного объекта (цели) координата x (или y) изменяется во времени по закону [2]

$$x(t) = x_0 + x_0'(t-t_0) + x_0''(t-t_0)^2/2! + \dots \quad (1)$$

Измеренные значения координаты в моменты t_k

$$x_{ik}(t_k) = x_{ik} + \Delta_{xk},$$

где $x_k = x(t_k)$;

Δ_{xk} – ошибка k -ого измерения.

Ошибки измерения по независимым наблюдаемым координатам цели независимы между собой. Полагая их распределенными по нормальному закону с нулевым средним, запишем плотность вероятности для значения x_{ik} в виде

$$W_{ic}(\Delta_{xk}) = (2\pi)^{-0.5} (\sigma_{xk})^{-1} \exp[-(x_{ik} - x_k)^2 / 2\sigma_{xk}^2], \quad (2)$$

где σ_{xk}^2 – дисперсия k -ого отсчета координаты цели.

При измерении двух плоскостных (x , y) координат ошибки Δ_{xk} , Δ_{yk} могут быть коррелированными. Выбираем направления осей системы координат и эллипса равной вероятности совпадающими, поэтому двумерная плотность распределения системы случайных величин Δ_{xk} , Δ_{yk} представляется в виде произведения

$$W_{ic}(\Delta_{xk}, \Delta_{yk}) = W_{ic}(\Delta_{xk})W_{ic}(\Delta_{yk}) = (2\pi)^{-1} (\sigma_{xk}\sigma_{yk})^{-1} \exp(-\lambda^2 k/2), \quad (3)$$

где

$$\lambda^2_k = (\Delta_{xk}^2 / \sigma_{xk}^2 + \Delta_{yk}^2 / \sigma_{yk}^2) - \quad (3a)$$

эллиптическое отклонение (при $\lambda^2_k = 1$ имеем единичный эллипс);

$\sigma_{x(y)k}$ – величины сопряженных полуосей эллипса ошибок.

КТА, соответствующие отметкам помех, возникают случайно и независимо друг от друга, образуя, при регулярном обзоре по координатам, поток ложных отметок (точек). При стационарном и ординарном потоке число ложных отметок q , попадающих в выбранную область S , зависит только от ее

площади и распределяется по закону Пуассона:

$$P_q = (q!)^{-1} (SM_o/S_o)^q \exp(-SM_o/S_o),$$

где M_o – среднее число ложных отметок в зоне обзора РЛС;

$S_o = XY$ – размеры зоны обзора РЛС, имеющей протяженность X, Y по координатам x, y соответственно.

Отношение M_o/S_o характеризует плотность потока ложных отметок.

Далее область S в преобразованной, аналогично (3), системе координат будем представлять в виде эллиптического строба, подобного эллипсу ошибок (3а): ориентация сопряженных полуосей совпадает, а размеры полуосей пропорциональны (с коэффициентом R) величинам сопряженных полуосей эллипса ошибок $\sigma_{x(y)}$ и нормированы к ним.

Площадь такого нормированного эллипса $S = \pi R \sigma_x R \sigma_y / \sigma_x \sigma_y = \pi R^2$, т.е. безразмерный коэффициент R имеет смысл эквивалентного радиуса нормированного строба и связан с его размером (площадью) соотношением $R = (S/\pi)^{0.5}$.

Для сохранения размерности нормируются и координаты области S_o , что позволяет в преобразованной системе координат считать величины S и S_o безразмерными.

2. Алгоритм обнаружения трасс целей [1].

Распределения в пространстве отметок целей (1), (3), помех (4) и соответствующих им КТА приводят к модели обнаружителя трасс в виде пространственного фильтра. Он включает последовательно формируемые стробы S , с помощью которых определяется степень соответствия черезобзорного изменения координат КТА закону движения цели (1) с учетом распределения ошибок измерений (3).

Неизвестные координаты и параметры движения (1) $x_o, y_o, x'(t-t_o), \dots$ оцениваются в процессе фильтрации. Размер и форма стробов S должны гарантировать попадание в него отметок цели при минимальном числе ложных отметок (4).

При такой пространственной фильтрации к элементам трассы относят те отметки из попавших в строб, которые имеют минимальное эллиптическое отклонение от ожидаемых точек трассы (центров стробов). Попадание в стробы определенного числа отметок помех приводит к появлению ложных трасс.

В [2] используется релеевская плотность вероятности для случайного эллиптического (нормированного) отклонения отметки цели (в k -ом отсчете) от центра строба:

$$W_{\Pi}(\lambda_k) = \lambda_k \exp(-\lambda_k^2/2). \quad (5)$$

Случайное эллиптическое отклонение ближайшей к центру строба ложной отметки, с учетом (4), также может быть описано законом Релея:

$$W_{\Pi}(\lambda_k) = (\lambda_k/a_{\Pi}^2) \exp(-\lambda_k^2/2a_{\Pi}^2), \quad (6)$$

где $a_{\Pi}^2 = S_o/(2\pi M_o)$ – безразмерный параметр плотности вероятности.

Синтез обнаружителя трасс выполняется [1] в предположении высокой плотности M_o/S_o ложных отметок. Для нахождения оптимальной структуры обнаружителя на основе отношения правдоподобия вместо $W_{\Pi}(\lambda_k)$ (5) определяется совместная плотность распределения вероятности $W_{\Pi\Pi}(\lambda_k)$ случайного эллиптического отклонения от центра строба ближайшей отметки цели или помехи из тех отметок, что появляются в области наличия цели.

Из сопоставления (5) и (6) следует, что при $a_{\Pi}^2 = 1$ плотность распределения отклонений ближайших ложных отметок от ожидаемых точек трассы не отличается от соответствующей плотности для отметок цели:

$$W_{\Pi}(\lambda_k) = W_{\Pi}(\lambda_k/a_{\Pi}^2 = 1) = W_{\Pi}(\lambda_k/M_{\Pi}), \quad (7)$$

где $M_{\Pi} = S_o/(2\pi)$ (из условия $a_{\Pi}^2 = 1$) – среднее эквивалентное (гипотетическое) число распределенных по закону Пуассона ложных отметок в зоне обзора, при котором равенство справедливо. Иначе, при плотности потока ложных отметок, равной M_{Π}/S_o , их статистическое воздействие на процедуры обнаружения трасс не отличается от воздействия отметок цели (5).

Приведенные рассуждения (в предположении, что потоки отметок пуассоновские, то-есть суммирование потоков не меняет их закон распределения) позволяют описать совместную условную плотность распределения отклонений ближайших отметок в области цели и помехи в виде

$$W_{\Pi\Pi}(\lambda_k) = W_{\Pi}(\lambda_k/M_{\Sigma}) = (\lambda_k/a_{\Sigma}^2) \exp(-\lambda_k^2/2a_{\Sigma}^2), \quad (8)$$

где $M_{\Sigma} = M_o + M_{\Pi} = M_o + S_o/(2\pi)$,

$a_{\Sigma}^2 = S_o/(2\pi M_{\Sigma}) = S_o/(2\pi M_o + S_o)$.

В итоге, при отсутствии корреляции отклонений $\Delta_{x(y)k}$ для различных моментов времени $t_k, k=1, \dots, n$, совместные условные плотности вероятности

$$W_{\Pi\Pi(n)}(\lambda_1, \dots, \lambda_n) = \prod_{k=1}^n W_{\Pi\Pi(n)}(\lambda_k). \quad (9)$$

Модель оптимального обнаружителя трасс целей может быть получена (при наличии выборки КТА за n обзоров) на основе логарифма отношения правдоподобия с использованием условных плотностей вероятности $W_{\Pi\Pi}(\cdot)$ и $W_{\Pi}(\cdot)$ (9). С учетом (5...9) алгоритм обнаружения может быть реализован в виде

$$\ln[W_{\Pi\Pi}(\cdot)/W_{\Pi}(\cdot)] = n \cdot \ln[1 + S_o/(2\pi M_o)] - 0,5 \sum_{k=1}^n \lambda_k^2 \geq C_1,$$

(оценки координат целей считаются равнозначными: $\sigma_{x(y)k}^2 = \sigma_{x(y)}^2$; порог C_1 , определяет условные вероятности правильного (Д) и ложного (Ф) обнаружения трассы).

Таким образом, при селекции трасс целей

необходимо отбирать те отметки, для которых сумма квадратов Q их эллиптических отклонений от ожидаемой трассы не превышает порога C :

$$Q=0,5 \sum_{k=1}^n \lambda_k^2 \leq C. \quad (10)$$

Отбор отметок (или КТА) можно осуществлять поэтапно. Сначала отфильтровать "трассоподобные" группы КТА набором "грубых" пространственных (черезобзорных) стробов.

На втором этапе для каждой i -ой комбинации отобранных отметок вычисляется квадратичная форма Q_i . Так как характеристики обнаруживаемой трассы заранее неизвестны, то расчет Q_i (расчет эллипсоидальных отклонений λ_k^2) предполагает и максимально правдоподобную оценку параметров движения цели. В качестве функции правдоподобия используется n -мерная условная плотность распределения вероятностей (3), рассматриваемая как функция параметров трассы (1).

На третьем этапе форма с минимальным значением $Q_{i\min}$ сравнивается с порогом C и, при выполнении условия (10), принимается решение о наличии трассы и значениях ее параметров.

3. Расчет показателей качества обнаружителя трасс целей.

К основным показателям качества отнесем условные вероятности правильного обнаружения трассы цели D и ложной тревоги в виде обнаружения ложных трасс Φ , среднее число $M_{лт}$ и время "жизни" $t_{ср}$ ложных трасс.

Уровни D и Φ можно регулировать объемом выборки n и величиной порога C (10).

Эллиптические отклонения ближайшей к центру строга отметки λ_k распределены по закону Релея (6) – в области помехи, и (8) – в области цели и помехи. Поэтому λ_k^2 имеют одностороннее экспоненциальное распределение, а их сумма в квадратичной форме Q (10) распределена по закону Эрланга:

$$W(Q)=\beta^n Q^{n-1} \exp(-\beta Q)/(n-1)!, \quad (11)$$

где $\beta=\beta_1=(2\pi M_o)/S_o$ в области отметок помех и $\beta=\beta_2=(2\pi M_o+S_o)/S_o$ в области отметок цели и помех.

Вероятность выполнения условия (10) с учетом (11) в области ложных отметок определяет уровень ложных тревог Φ , а в области отметок цели и помех - надежность правильного выявления трассы цели D . Выполняя интегрирование (11) в пределах от нуля до величины C , находим:

$$\Phi=\Phi(C)=$$

$$=1-\exp[-C(2\pi M_o)/S_o] \sum_{k=0}^{n-1} [C(2\pi M_o)/S_o]^k/k!, \quad (12)$$

$$D=1-\exp[-C(2\pi M_o+S_o)/S_o] \times \sum_{k=0}^{n-1} [C(2\pi M_o+S_o)/S_o]^k/k!. \quad (13)$$

Объединяя (12) и (13), окончательно получаем:

$$D=1-\exp[-\arg(\Phi)(2\pi M_o+S_o)/S_o] \times \sum_{k=0}^{n-1} [\arg(\Phi)(2\pi M_o+S_o)/S_o]^k/k!, \quad (14)$$

где $\arg(\Phi)$ – аргумент функции (12) Φ (значение порога C).

4. Синтез алгоритма обнаружения трасс целей, обеспечивающего комплексное использование координатной и сигнальной информации об истинных и ложных отметках.

КТА содержат координатную информацию x_k , y_k об отметках, амплитуда которых превысила порог обнаружения. Для повышения информационной содержательности введем в состав КТА новый (сигнальный) признак – амплитуду отметки u_k .

Для синтеза алгоритма обнаружения трасс целей при таком трехмерном представлении (x , y , u) истинных и ложных отметок зададимся плотностью вероятности распределения их амплитуд $V(u)$.

С учетом многообразия форм входных воздействий и вариантов до- и последетекторной обработки эхо-сигналов можно воспользоваться [3] трехпараметрической вероятностной моделью флюктуаций амплитуды u (обобщенное гамма-распределение):

$$V(u)=2c\beta^\alpha u^{2\alpha-1} \Gamma^{-1}(\alpha/c)\exp(-\beta^\alpha u^{2c}), \quad (15)$$

где $\alpha>0$, $c>0$ – параметры формы; $\beta>0$ – параметр масштаба; $\Gamma(\cdot)$ – гамма-функция.

Это распределение обобщает целый ряд частных вероятностных моделей флюктуаций амплитуды радиолокационных отражений: логарифмически-нормальное, Вейбула, К-распределение, экспоненциальное, Хойта, Накагами, Релея, Райса, Беккмана, равномерное. Используя метод моментов, можно с помощью (15) аппроксимировать различные экспериментальные распределения.

Часто перечень моментов распределения ограничивают математическим ожиданием (средним значением) m_u и дисперсией амплитуды σ_u^2 накопленного эхо-сигнала u на входе порогового устройства. Тогда удобно перейти [4] к гауссовской аппроксимации

$$V(u)=V(u/m_u)=(2\pi)^{-0.5} (\sigma_u)^{-1} \exp[-(u-m_u)^2/2\sigma_u^2], \quad (16)$$

к которой асимптотически стремится распределение амплитуды при накоплении большого числа независимых флюктуирующих импульсов пачки эхо-сигнала.

Амплитуда накопленного эхо-сигнала $u>0$, поэтому u закона (16) должен быть ограничен интервал изменения (Усеченный нормальный закон). Чтобы не усложнять вычисления, выбираем далее такие параметры нормальных распределений, при которых интегралом в области отрицательных значений аргумента u можно пренебречь.

Таким образом, наличие амплитудного признака (амплитудная "окраска" КТА) позволяет вместо (5), (6) использовать совместную условную плотность вероятности распределения амплитуды и отклонений ближайших отметок $P(u_k, \lambda_k)$ в области помехи и цели в виде

$$P_n(u_k, \lambda_k) = V_n(u_k)W_n(\lambda_k);$$

$$P_u(u_k, \lambda_k) = V_u(u_k)W_u(\lambda_k).$$

Величина S_o нормирована к площади эллипса ошибок (3а), которую примем равной площади элемента разрешения РЛС. Для РЛС обнаружения маловысотных целей число элементов разрешения по дальности и по азимуту близко к 100. Поэтому считаем общее число элементов разрешения $S_o = 100 \cdot 100 = 10^4$, число ложных отметок $M_o < 10^3$. При этом величина M_o/S_o , как параметр расчетных формул (8), (14) и приводимых ниже, представляет отношение числа ложных отметок в зоне обзора к числу элементов разрешения РЛС и изменяется в пределах от 0 до 0,1.

При $M_o \ll S_o$ вероятностью привязки к трассе, в области цели, ложной отметки можно пренебречь и полагать $V_{\text{шт}}(u_k) = V_u(u_k)$. Учтем также, что межобзорные флюктуации амплитуд u_k независимы.

С учетом изложенного можем записать:

$$P_{\text{шт}}(u_k, \lambda_k) = V_u(u_k)W_{\text{шт}}(\lambda_k).$$

Тогда совместные условные плотности вероятности, по аналогии с (9), описываются выражением

$$P_{\text{шт}(n)}(u_1, \dots, u_n, \lambda_1, \dots, \lambda_n) = \prod_{k=1}^n V_{\text{шт}(n)}(u_k) \prod_{k=1}^n W_{\text{шт}(n)}(\lambda_k), \quad (17)$$

в котором надо определиться с произведением

$$V_{\text{шт}(n)}(u_1, \dots, u_n) = V_{\text{шт}(n)}(\cdot) = \prod_{k=1}^n V_{\text{шт}(n)}(u_k). \quad (18)$$

Если каждый сомножитель в (18) представить в виде (16) при условии, что частное математическое ожидание амплитуды k -ой отметки $m_u = m_{uk}$:

$$V_{\text{шт}(n)}(u_k) = V_{\text{шт}(n)}(u_k/m_{uk}),$$

то единственным различием распределений $V_{\text{шт}}(\cdot)$ и $V_n(\cdot)$ будут различия статистических характеристик случайной величины m_{uk} для истинной и ложной трассы.

Полагаем, что частное значение параметра m_u у всех сомножителей $V_{\text{шт}}(u_k)$ выражения (18) для конкретной реализации истинной трассы остается неизменным, так как все отметки трассы в области цели образованы отражениями от одного воздушного объекта. С другой стороны, тип цели неизвестен, и необходимо одновременное усреднение всех сомножителей (18) по случайному параметру m_u . Вводя плотность распределения $G(m_u)$, получим:

$$V_{\text{шт}}(\cdot) = \int_0^\infty \prod_{k=1}^n V(u_k/m_u)G(m_u)dm_u. \quad (19)$$

Отметки ложной трассы образованы отражениями от разных объектов, параметр m_u у каждого из сомножителей $V_n(u_k)$ изменяется случайно и независимо от номера сомножителя. Поэтому для определения $V_n(\cdot)$ требуется проводить усреднение каждого сомножителя в отдельности:

$$V_n(\cdot) = \prod_{k=1}^n \int_0^\infty V(u_k/m_u)G(m_u)dm_u. \quad (20)$$

Индексы при $V(u_k/m_u)$ в (19) и (20) опущены, так как эти плотности вероятности определяются единым выражением (16). Все статистические различия между гипотезами о наличии истинной и ложной трассы сведены теперь к различной форме записи (19) и (20).

Представляя, по аналогии с (16), распределение $G(m_u)$ в виде

$$G(m_u) = (2\pi)^{-0.5}(\sigma_m)^{-1} \exp[-(m_u - m_{cp})^2/2\sigma_m^2],$$

уточним плотности вероятности (19), (20):

$$V_{\text{шт}}(\cdot) = K_1 \exp\{-K_2 [n\sigma_m^2 \sum_{k=1}^n (u_k - \sum_{s=1}^n u_s/n)^2 + \sigma_u^2 \sum_{k=1}^n (u_k - m_{cp})^2]\}; \quad (19a)$$

$$V_n(\cdot) = K_3 \exp\{-0,5(\sigma_u^2 + \sigma_m^2)^{-1} \sum_{k=1}^n (u_k - m_{cp})^2\}, \quad (20a)$$

где коэффициенты

$$K_1 = (2\pi)^{-n/2}(\sigma_u)^{-n+1}(n\sigma_m^2 + \sigma_u^2)^{-0.5};$$

$$K_2 = 0,5(\sigma_u)^{-2}(n\sigma_m^2 + \sigma_u^2)^{-1};$$

$$K_3 = (2\pi)^{-n/2}(\sigma_m^2 + \sigma_u^2)^{-n/2}.$$

Вычисляя логарифм отношения правдоподобия $\ln[V_{\text{шт}}(\cdot)W_{\text{шт}}(\cdot)/V_n(\cdot)W_n(\cdot)]$, получаем, аналогично (10), алгоритм обнаружения трасс целей на основе комплексного использования координатной и сигнальной информации об истинных и ложных отметках ($\sigma_u^2 \ll \sigma_m^2$):

$$Q_z = (1/2\sigma_u) \sum_{k=1}^n (u_k - \sum_{s=1}^n u_s/n)^2 + \sum_{k=1}^n \lambda_k^2 = (1/2\sigma_u^2) \cdot \times \sum_{k=1}^n (u_k - m^*)^2 + 0,5 \sum_{k=1}^n (\Delta_{xk}^2/2\sigma_{xk}^2 + \Delta_{yk}^2/2\sigma_{yk}^2) \leq C_z, \quad (21)$$

где $m^* = (1/n) \sum_{s=1}^n u_s$ – среднееарифметическое значение амплитуд отметок, которые включены в рассматриваемую трассу.

Синтезированный комплексный алгоритм (21) (вполне предсказуемый и на интуитивном уровне) сводится, как и (10), к селекции трасс целей на фоне ложных отметок путем расчета (и сравнения с порогом) квадратичной формы. Однако теперь в обобщенной квадратичной форме Q_z учитывается как сумма относительных невязок по координатам

$(\Delta_{xk}^2/2\sigma_{xk}^2, \Delta_{yk}^2/2\sigma_{yk}^2)$, так и по уровню эхо-сигналов $-(u_k-m^*)^2/2\sigma_u^2$.

При завязке трассы за два обзора ($n=2$) решение (21) несколько отличается:

$$Q_{\Sigma 2}=(u_1-u_2)^2/\sigma_u^2+(\Delta_x^2/\sigma_x^2+\Delta_y^2/\sigma_y^2)\leq C_{\Sigma 2}, \quad (22)$$

где $(\Delta_x^2/\sigma_x^2+\Delta_y^2/\sigma_y^2)^{0.5}=\Gamma$ – нормированное (эллиптическое) расстояние между двумя отметками, воспринятыми как начало трассы цели, в смежных обзорах;

$\sigma_{x(y)}^2$ – дисперсия случайного отклонения очередной отметки трассы цели от предшествующей отметки по координате x (или y соответственно);

$(\sigma_{xT}^2/\sigma_x^2+\sigma_{yT}^2/\sigma_y^2)0,5=\Gamma_{cp}$ – среднее (нормированное к величинам сопряженных полуосей эллипса ошибок) значение перемещения отметки цели за время одного обзора.

5. Показатели качества обнаружения трасс целей при комплексном использовании координатной и сигнальной информации.

Распределение суммы квадратов координатных невязок в алгоритме (21) уже найдено выше и определяется выражением (11). Сумма квадратов амплитудных невязок в (21)

$$V=(1/2\sigma_u^2)\sum_{k=1}^n (u_k-m^*)^2$$

подчиняется закону Пирсона:

$$W(V)=\sigma^{n/2}V^{n/2-1}\exp(-\sigma V)\Gamma^{-1}(n/2), \quad (23)$$

где $\sigma=1+\sigma_m^2/\sigma_u^2=1+d$ в области отметок помех (в соответствии с (20a)) и $\sigma=1$ в области отметок цели. Заметим, что отношение $\sigma_m^2/\sigma_u^2=d$ определяет, во сколько раз диапазон изменения уровней (амплитуд) отметок помех (на входе порогового устройства приемного тракта РЛС) превышает диапазон изменения уровня смежных отметок наблюдаемой трассы цели ($d[\text{дБ}]=10 \lg(\sigma_m^2/\sigma_u^2)$). Очевидно, при $d=0$ дБ (нет статистических различий в характере изменения уровня смежных отметок для истинной и ложной трассы) амплитудная информация бесполезна.

Плотность вероятности суммы $Q_{\Sigma}=V+Q$ может быть найдена в виде свертки (11) и (23):

$$W(Q_{\Sigma})=W(V)*W(Q)=\int_0^{Q_{\Sigma}} W_v(x)W_Q(Q_{\Sigma}-x)dx. \quad (24)$$

В наиболее интересном случае $n=2$ для области помех из (24) можем получить:

$$W_n(Q_{\Sigma 2})=8^{-0.5}n^{-3}(1+d)^{-0.5}(Q_{\Sigma 2})^{0.5}\exp(-Q_{\Sigma 2}/2n^2),$$

где $n^2=S_0/(\Gamma_{cp}^2 2\pi M_0)$.

При наличии отметок цели плотность вероятности суммы $Q_{\Sigma 2}$

$$W_{ин}(Q_{\Sigma 2})=(2\pi)^{-0.5}(Q_{\Sigma 2})^{0.5}\exp(-Q_{\Sigma 2}/2).$$

Тогда вероятность правильного обнаружения трассы по двум отметкам

$$D_{\Sigma 2}=\text{erf}[(C_{\Sigma 2}/2)^{0.5}]-2(C_{\Sigma 2}/\pi)^{0.5}\exp(-C_{\Sigma 2}/2), \quad (25)$$

где $\text{erf}(\cdot)$ – интеграл вероятностей;

$C_{\Sigma 2}=n^2(1+d)^{1/3}[1,5(2\pi)^{0.5}\Phi]/2/3$ – порог обнаружения трассы;

Φ – уровень ложной тревоги.

На рис. 1 представлен вариант расчета зависимости показателей качества $D=D_{\Sigma 2}$ (25) (совместная обработка координатной и сигнальной информации) от плотности потока ложных отметок M_0/S_0 при завязке трассы по двум отметкам ($n=2$, пунктирные линии). Число ложных отметок M_0 изменяется от 0 до 1000, число элементов разрешения РЛС $S_0=10^4$.

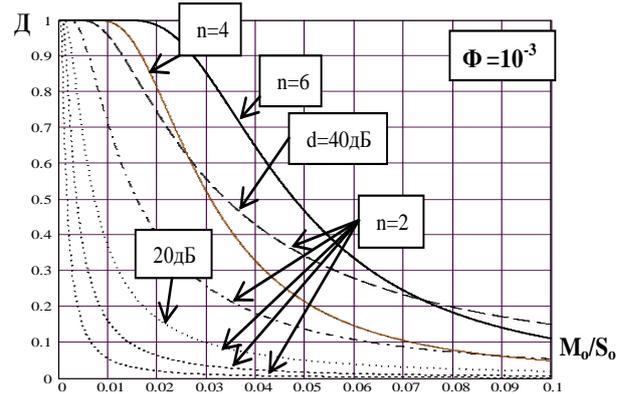


Рис. 1. Зависимость условных вероятностей D от уровня ложных отметок M_0/S_0 при совместной обработке координатной и сигнальной информации за два обзора (пунктирные линии) и только координатной информации за 4 и 6 обзоров (сплошные линии)

Параметр d изменяется с шагом 10 дБ в интервале от 0 дБ (левая пунктирная линия) до 40 дБ (пятая слева пунктирная линия). Отметка цели за время одного обзора перемещается (в среднем) на один элемент разрешения (в соседний элемент): $\Gamma_{cp}=2$.

На этом же рисунке сплошными линиями представлены (в качестве контрольных) зависимости показателей качества D (14) от плотности потока ложных отметок M_0/S_0 , соответствующие обработке только координатной информации. Выбраны два значения числа итераций: $n=4$ и $n=6$. Левая пунктирная линия, построенная при $d=0$ дБ, также соответствует обработке только координатной информации при $n=2$.

Ложная тревога при расчетах зафиксирована на уровне $\Phi=10^{-3}$, что будет приводить (в критических помеховых ситуациях $M_0\sim 1000$) к появлению до $M_{пт}\sim 3...5$ ложных трасс в каждом обзоре со временем "жизни" $t_{cp}\sim 2; 4$ или 6 обзоров в зависимости от вида обработки (числа n).

Из анализа представленных результатов следует, что помехоустойчивость алгоритмов обработки только координатной информации (10) растет (отношение M_0/S_0 при $D=\text{const}$) пропорционально числу используемых итераций n , но аналогичным обра-

зом увеличивается время задержки в выдаче РЛИ, что может быть неприемлемым.

Синтезированный комплексный алгоритм (21) может оказаться более эффективным: его помехоустойчивость (например, при уровне вероятности $D=0,5$) возрастает в 2 раза при увеличении параметра d на каждые 10 дБ.

При $n=2$ и $d=40$ дБ алгоритм (21) имеет такую же эффективность, как и алгоритм обработки только координатной информации (10) при $n=4$. Однако время запаздывания информации сокращается в 3 раза.

Выводы

Учет в алгоритмах обработки сигнальной информации (сведения об уровне эхо-сигнала) позволяет в сложной помеховой обстановке существенно снизить число ложных трасс и сократить время запаздывания сообщений о вновь обнаруженных целях до времени одного обзора. Снижение вероятности перепутывания трасс и привязки к трассе ложных отметок при этом повышает надежность и точность сопровождения целей.

При сильных межобзорных флюктуациях уровня эхо-сигналов цели в перечень используемой сигнальной информации можно добавить сведения о частоте Доплера, характере модуляции эхо-сигналов (спектральный "портрет" отметки) и др.

Для повышения точности оценок уровня эхо-сигналов полезно привлекать сведения о параметрах зоны обзора, помеховой обстановке и текущем коэффициенте передачи приемного тракта РЛС.

Повышению помехоустойчивости обнаружителей трасс также способствует:

- а) повышение точности локационных измерений координат;
- б) измерение трех координат целей;
- в) повышение темпа обзора пространства;
- г) применение для обработки сигналов и РЛИ методов цифровой катринной технологии [5].

Список литературы

1. Зюкин В.Ф., Гриб Д.А., Грызо А.А. Потенциальные возможности по селекции в обзорных РЛС трасс целей при наличии дискретных (целеподобных) мешающих отражений // Системы обробки інфомації. – 2007. – Вип. 1 (59). – С. 44-47.
2. Кузьмин С.З. Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации. – М.: Сов. радио, 1974. – 432 с.
3. Карпов И.Г., Галкин Е.А. Вероятностные модели флюктуаций радиолокационных сигналов // Радиотехника. – 1998. – № 3. – С. 73-77.
4. Ширман Я.Д., Манжос В.Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь. – 1981. – 416 с.
5. Литвинов В.В. Радиолокаторы систем контроля воздушного пространства: ретроспектива и современные проблемы интеграции и унификации // Прикладная радиоэлектроника. – 2004. – Том 3, № 4. – С. 61-74.

Поступила в редколлегию 10.04.2007

Рецензент: д-р техн. наук проф. кафедры В.В. Литвинов, Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков.