

РАДИОТЕХНИКА, СИСТЕМЫ ТЕЛЕКОММУНИКАЦИЙ, АНТЕННЫ И УСТРОЙСТВА СВЧ

УДК 621.396.96

А.В. Кричигин¹, Е.А. Маврычев²

АЛГОРИТМЫ МНОГООБЗОРНОГО ОБНАРУЖЕНИЯ ТРАЕКТОРИИ ДВИЖУЩЕЙСЯ ЦЕЛИ

Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского¹,
ОАО НПО «ЛЭМЗ»²

Предложены алгоритмы обнаружения траектории цели, основанные на межобзорном накоплении сигналов. Получены статистические характеристики данных методов: вероятность появления ложной трассы и вероятность правильного обнаружения трассы цели. Представлены численные результаты, показывающие высокую эффективность рассмотренных алгоритмов.

Ключевые слова: обнаружение траектории, накопление сигналов, вероятность ложной тревоги, вероятность правильного обнаружения

Введение

Многообзорная обработка информации является одним из способов улучшения качества обнаружения в РЛС, осуществляющей последовательный обзор пространства. Алгоритмы, в которых не выносятся решение о наличии цели в каждом отдельно взятом обзоре, получили название «сопровождение до обнаружения» (track-before-detect) [1]. Современные алгоритмы в [1–3] основаны на процедурах динамического программирования (ДП). Метод, использующий ДП, представленный в работе [1], заключается в анализе на каждом обзоре всех элементов разрешения, в которых может находиться цель, и выборе только одного из них с максимальной амплитудой принятого сигнала. Затем происходит накопление информации и сравнение полученной суммы с порогом для принятия решения о наличии траектории цели.

В настоящей работе рассмотрены метод обнаружения траектории путем некогерентного многообзорного накопления и метод двухэтапного многообзорного обнаружения траектории движущейся цели с некогерентным накоплением в [4]. Особенностью предлагаемых способов обнаружения трассы цели является то, что сигналы накапливаются за время нескольких обзоров наблюдения. В первом алгоритме происходит накопление сигналов с учетом всех возможных перемещений цели от обзора к обзору. Во втором методе на первом этапе отсеиваются маловероятные гипотезы о возможных траекториях цели. Решение о наличии трассы в обоих случаях принимается лишь на последнем шаге. В работе исследуются характеристики обнаружения данных алгоритмов в случае флюктуирующих целей. Проводится сравнение представленных методов многообзорного накопления с алгоритмами ДП [1–3].

Постановка задачи

Рассмотрим задачу обнаружения траектории движущейся в пространстве цели за K обзоров. В каждом обзоре цель может находиться в определенном элементе разрешения n_k , где k – номер текущего обзора.

Таким образом, траектория цели представляет собой набор элементов разрешения, в которых цель находится в соответствующих обзорях, т.е. (n_1, n_2, \dots, n_K) .

Пусть $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_K$ – векторы комплексных амплитуд принятых сигналов за K обзоров, содержащих компоненты полезного сигнала и шума. Шумовые компоненты принятого сигнала задаются векторами комплексных амплитуд: $\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_K$. Шум полагается белым и подчиняется нормальному закону распределения с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией. Обнаружение траектории цели сводится к проверке гипотезы $H_0(n_1, n_2, \dots, n_K)$ о том, что в K обзорях наблюдения в элементах разрешения (n_1, n_2, \dots, n_K) цель отсутствовала против альтернативы $H_1(n_1, n_2, \dots, n_K)$ о наличии цели в элементах разрешения (n_1, n_2, \dots, n_K) :

$$\begin{aligned} H_0(n_1, n_2, \dots, n_K): \quad & x_k(n_k) = z_k(n_k), k = 1 \dots K, \\ H_1(n_1, n_2, \dots, n_K): \quad & x_k(n_k) = a_k + z_k(n_k), k = 1 \dots K, \end{aligned} \quad (1)$$

где a_k – случайная комплексная амплитуда сигнала, отраженного от цели в k -й обзор.

Будем полагать, что амплитуда сигнала, отраженного от цели, флуктуирует по закону Релея, флуктуации амплитуды статистически независимы в разных обзорях и среднее отношение сигнал/шум q не меняется от обзора к обзору.

Многообзорное накопление

Для сигналов с независимыми флуктуациями амплитуды и случайными фазами оптимальной обработкой является некогерентное накопление принятой последовательности [4]. Это эквивалентно вычислению следующего логарифма отношения правдоподобия:

$$L(n_1, n_2, \dots, n_K) = \sum_{k=1}^K L_k(n_k), \quad (2)$$

где $L_k(n_k)$ – логарифм отношения правдоподобия для n_k -го элемента разрешения в k -м обзоре наблюдения [4]:

$$L_k(n_k) = |x_k(n_k)|^2. \quad (3)$$

Полагаем, что поиск цели производится в заданном секторе пространства, состоящем из N_1 элементов разрешения. Множество элементов разрешения заданного сектора обозначим S_1 , имеющее размерность N_1 . В первый момент времени цель находится в элементе разрешения $n_1 \in S_1$. Для любого элемента разрешения $n_1 \in S_1$ на второй обзор формируется некоторый строб, состоящий из элементов множества $S_2(n_1)$ размерностью N_2 , который в общем случае зависит от n_1 . Строб на второй обзор соответствует всевозможным гипотетическим перемещениям цели, находящейся в первый момент времени в элементе n_1 . Это означает, что объект из элемента n_1 ко второму обзору может переместиться по N_2 предполагаемым траекториям.

Следовательно, для первых двух обзоров рассматриваются гипотезы о траекториях (n_1, n_2) , удовлетворяющих следующим условиям:

$$(n_1, n_2): \quad n_1 \in S_1, n_2 \in S_2(n_1). \quad (4)$$

В третьем обзоре для каждой гипотетически возможной трассы (n_1, n_2) , построенной по первым двум обзорам, формируется строб, состоящий из элементов $S_3(n_1, n_2)$ размерностью N_3 . Аналогично на k -й обзор для каждой возможной трассы $(n_1, n_2, \dots, n_{k-1})$, построенной по предыдущим $(k-1)$ обзорам, формируется строб $S_k(n_1, n_2, \dots, n_{k-1})$ размерностью N_k , т.е. предполагаемая траектория должна удовлетворять следующим условиям:

$$(n_1, n_2, \dots, n_K): \quad n_1 \in S_1, n_2 \in S_2(n_1), \dots, n_K \in S_K(n_1, n_2, \dots, n_{K-1}). \quad (5)$$

Таким образом, на последнем этапе происходит сравнение для каждой возможной трассы отношения правдоподобия, которое является решающей статистикой, с порогом. Решение о наличии трассы принимается в случае превышения этого порога. Алгоритм принятия решения о наличии или отсутствии траектории цели (n_1, n_2, \dots, n_K) для многообзорного накопления:

$$\begin{aligned} H_0(n_1, n_2, \dots, n_K) : L(n_1, n_2, \dots, n_K) < L_K, \\ H_1(n_1, n_2, \dots, n_K) : L(n_1, n_2, \dots, n_K) > L_K. \end{aligned} \quad (6)$$

Общее число гипотез, которое необходимо проверить, определяется количеством всех возможных траекторий движения цели, т.е. произведением размеров стробов N_2, N_3, \dots, N_K .

Найдем характеристики обнаружения траектории цели (вероятность ложной тревоги и вероятность правильного обнаружения) для рассматриваемого метода многообзорного накопления. При однообзорном наблюдении вероятность ложной тревоги равна $F_1 = f/N_1$, где f – частота появления ложной трассы за один цикл выдачи информации. Вероятность ложного обнаружения трассы по K обзорам будет равна $F_K = f/(N_1 N_2 \dots N_K)$.

При отсутствии сигнала (событие H_0) найдем вероятность ложной тревоги, которая является вероятностью превышения порога L_K на последнем K -м шаге, то есть

$$F_K = P\{L(n_1, n_2, \dots, n_K) > L_K | H_0\}. \quad (7)$$

Так как шум полагается белым с нормальным законом распределения с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией, то случайная величина (3) подчиняется экспоненциальному закону [5]. Тогда при отсутствии сигнала решающая статистика (2) распределена по закону χ^2 с $2K$ степенями свободы [6]:

$$W_{L(n_1, \dots, n_K)}(\xi | H_0) = \frac{\xi^{K-1}}{2^K \cdot \Gamma(K)} \cdot \exp\left[-\frac{\xi}{2}\right], \quad (8)$$

где $\Gamma(\xi)$ – гамма-функция, которая в случае целочисленного аргумента может быть выражена через факториал $\Gamma(\xi) = (\xi-1)!$

Тогда вероятность ложной тревоги (7) выглядит следующим образом:

$$F_K = \frac{\Gamma\left(K, \frac{L_K}{2}\right)}{(K-1)!}, \quad (9)$$

где $\Gamma(\xi, \zeta)$ – неполная гамма-функция [7].

Таким образом, по заданной частоте появления ложной трассы f за один цикл выдачи информации может быть получена вероятность ложной тревоги, зная которую с помощью выражения (9) можно получить значения порога L_K .

Теперь определим вероятность правильного обнаружения флюктуирующих целей, которая является вероятностью превышения порога L_K на последнем K -м шаге при наличии цели:

$$D_K = P\{L(n_1, n_2, \dots, n_K) > L_K | H_1\}. \quad (10)$$

Плотность распределения случайной величины (3) для любого обзора имеет экспоненциальный вид [5]. В этом случае решающая статистика (2) подчиняется распределению χ^2 с $2K$ степенями свободы [6]:

$$W_{L(n_1, \dots, n_K)}(\xi | H_1) = \frac{\xi^{K-1}}{2^K (1+q^2)^K \Gamma(K)} \cdot \exp\left[-\frac{\xi}{2(1+q^2)}\right]. \quad (11)$$

Тогда вероятность правильного обнаружения цели выглядит следующим образом:

$$D_K = \frac{\Gamma\left(K, \frac{L_K}{2 \cdot (1+q^2)}\right)}{(K-1)!}. \quad (12)$$

Двухэтапное многообзорное накопление

Как было показано ранее, количество проверяемых гипотез в методе многообзорного накопления (6) экспоненциально возрастает с ростом числа обзоров, что резко ограничивает возможность практической реализации данного алгоритма. Однако число гипотез можно существенно уменьшить, используя двухэтапный метод обнаружения:

- на первом этапе в каждом обзоре реализуется первичное обнаружение сигналов с достаточно высокой вероятностью ложной тревоги ($p_k \approx 10^{-1} \div 10^{-3}$, $k = 1 \dots K$);
- на втором этапе в элементах разрешения, в которых сигналы превысили первичные пороги, осуществляется межобзорное накопление с учетом всевозможных перемещений цели.

Обозначим G_1, G_2, \dots, G_K – множества элементов разрешения, в которых превышен порог на первом этапе, в соответствующих обзорах наблюдения, т.е.

$$L_k(n_k) > l_k \Rightarrow n_k \in G_k, \quad (13)$$

где l_k – порог обнаружения на первом этапе в k -м обзоре (первичное обнаружение).

При этом для каждого $n_1 \in G_1$ на второй обзор формируется строб $S_2(n_1)$, соответствующий всем возможным способам перемещения цели из элемента разрешения n_1 . Однако рассматриваются только те элементы разрешения, в которых произошло первичное превышение порогов.

Следовательно, для первых двух обзоров рассматриваются гипотезы о траекториях (n_1, n_2) , удовлетворяющих следующим условиям:

$$(n_1, n_2): n_1 \in S_1 \cap G_1, n_2 \in S_2(n_1) \cap G_2. \quad (14)$$

Аналогичным образом для произвольного числа обзоров K рассматриваются гипотезы о траекториях (n_1, n_2, \dots, n_K) , удовлетворяющих условиям:

$$(n_1, n_2, \dots, n_K): n_1 \in S_1 \cap G_1, n_2 \in S_2(n_1) \cap G_2, \dots, n_K \in S_K(n_1, n_2, \dots, n_{K-1}) \cap G_K. \quad (15)$$

В этом случае алгоритм принятия решения о наличии траектории цели (n_1, n_2, \dots, n_K) заключается в следующем:

$$\begin{aligned} H_0(n_1, n_2, \dots, n_K) &: \bigcup_{k=1}^K (L_k(n_k) < l_k) \bigcup (L(n_1, n_2, \dots, n_K) < L_K), \\ H_1(n_1, n_2, \dots, n_K) &: \bigcap_{k=1}^K (L_k(n_k) > l_k) \bigcap (L(n_1, n_2, \dots, n_K) > L_K). \end{aligned} \quad (16)$$

Общее число гипотез, которое необходимо проверить, определяется количеством всех возможных траекторий движения цели $N_1 N_2 \dots N_K$ и значениями порогов на первом этапе (p_k , $k = 1 \dots K$). Количество проверяемых гипотез является случайной величиной, среднее значение которой будет

$$N_\Sigma = \prod_{k=1}^K N_k \cdot p_k. \quad (17)$$

Отметим, что количество проверяемых гипотез можно менять в зависимости от конкретной задачи, изменяя вероятности обнаружения на первом этапе. При этом если $p_k = 1$, что соответствует $l_k = 0$, $k = 1 \dots K$, приходим к алгоритму многообзорного накопления без первичных порогов (6).

Рассмотрим характеристики обнаружения для предлагаемого метода двухэтапного многообзорного обнаружения. При отсутствии сигнала вероятность ложной тревоги является вероятностью превышения на первом этапе порогов l_k , $k = 1 \dots K$ в каждом обзоре и на втором этапе превышения порога L_K , т.е.

$$F_K = P \left\{ \bigcap_{k=1}^K (L_k(n_k) > l_k) \bigcap (L(n_1, n_2, \dots, n_K) > L_K) \middle| H_0 \right\}. \quad (18)$$

Преобразуем выражение для вероятности ложной тревоги, используя условную плотность вероятности. Учтем, что превышения первичных порогов в каждом обзоре являются независимыми событиями, поэтому выражение для совместной вероятности может быть представлено в виде произведения вероятностей [5, 6]:

$$F_K = \prod_{k=1}^K P\{L_k(n_k) > l_k | H_0\} \int_{L_K}^{\infty} W_{L(n_1, \dots, n_K)} \left(\xi \left| \bigcap_{k=1}^K (L_k(n_k) > l_k), H_0 \right. \right) d\xi. \quad (19)$$

В случае ложной тревоги на первом этапе в каждом обзоре происходит превышение первичных порогов. Плотность распределения случайной величины (3) при условии превышения порога l_k

$$W_{L(n)}(\xi | \xi \geq l, H_0) = \begin{cases} \frac{1}{2} \exp \left\{ -\frac{\xi - l_k}{2} \right\}, & \xi \geq l_k, \\ 0, & \xi < l_k. \end{cases} \quad (20)$$

Вероятность превышения порога на первом этапе в k -м обзоре

$$P\{L_k(n_k) > l_k | H_0\} = p_k = \exp \left\{ -\frac{l_k}{2} \right\}. \quad (21)$$

Распределение решающей статистики (2) при условии превышения первичных порогов может быть получено как свертка выражения (20):

$$W_{L(n_1, \dots, n_K)} \left(\xi \left| \bigcap_{k=1}^K L_k(n_k) > l_k, H_0 \right. \right) = \begin{cases} \frac{\left(\xi - \sum_{k=1}^K l_k \right)^{K-1}}{2^K \cdot \Gamma(K)} \exp \left\{ -\frac{\xi - \sum_{k=1}^K l_k}{2} \right\}, & \xi \geq \sum_{k=1}^K l_k; \\ 0, & \xi < \sum_{k=1}^K l_k. \end{cases} \quad (22)$$

Заметим, что условная решающая статистика подчиняется «усеченному» закону χ^2 с $2K$ степенями свободы. Тогда вероятность ложной тревоги

$$F_K = \frac{\Gamma \left(K, \frac{L_K - l_1 - \dots - l_K}{2} \right)}{(K-1)!} \exp \left\{ -\frac{l_1 + \dots + l_K}{2} \right\}. \quad (23)$$

Таким образом, по заданной частоте появления ложной трассы f за один цикл выдачи информации может быть получена вероятность ложной тревоги, зная которую с помощью выражения (23) можно получить значения порога L_K .

Теперь определим вероятность правильного обнаружения флюктуирующих целей, для чего рассмотрим случай наличия сигнала и шума (событие H_1). Вероятность правильного обнаружения цели является вероятностью превышения на первом этапе порогов l_k , $k = 1 \dots K$ в каждом обзоре и на втором этапе превышения порога L_K при наличии цели:

$$D_K = P \left\{ \bigcap_{k=1}^K (L_k(n_k) > l_k) \cap (L(n_1, n_2, \dots, n_K) > L_K) \middle| H_1 \right\}. \quad (24)$$

Как и в случае вычисления вероятности ложной тревоги, преобразуем выражение (24), используя условную плотность вероятности. Тогда, учитывая независимость превышения порогов на первом этапе в каждом обзоре, вероятность правильного обнаружения

$$D_K = \prod_{k=1}^K \exp \left\{ -\frac{l_k}{2(1+q^2)} \right\} \int_{L_K}^{\infty} W_{L(n_1, \dots, n_K)} \left(\xi \left| \bigcap_{k=1}^K (L_k(n_k) > l_k), H_1 \right. \right) d\xi. \quad (25)$$

Условное распределение решающей статистики (2) подчиняется «усеченному» закону χ^2 с $2K$ степенями свободы

$$W_{L(n_1, \dots, n_K)} \left(\xi \mid \bigcap_{k=1}^K (L_k(n_k) > l_k), H_1 \right) = \begin{cases} \frac{\left(\xi - \sum_{k=1}^K l_k \right)^{K-1}}{2^K \Gamma(K)(1+q^2)} \cdot \exp \left\{ -\frac{\xi - \sum_{k=1}^K l_k}{2(1+q^2)} \right\}, & \xi \geq \sum_{k=1}^K l_k; \\ 0, & \xi < \sum_{k=1}^K l_k. \end{cases} \quad (26)$$

В результате

$$D_K = \frac{\Gamma \left(K, \frac{L_K - l_1 - \dots - l_K}{2(1+q^2)} \right)}{(K-1)!} \cdot \exp \left\{ -\frac{l_1 + \dots + l_K}{2(1+q^2)} \right\}. \quad (27)$$

Отметим, что вероятность ложной тревоги (23) и вероятность правильного обнаружения (27) зависят от суммы порогов на первом этапе, поэтому, не уменьшая общности, можно рассматривать случай двухэтапного некогерентного накопления при равенстве вероятностей ложной тревоги на первом этапе, т.е. случай, когда $p_1=p_2=\dots=p_K=p$. Тогда пороги на первом этапе в каждом обзоре будут одинаковы $l_1=l_2=\dots=l_K=l$.

Динамическое программирование

В методе, основанном на ДП, на каждом этапе происходит сравнение отношений правдоподобия (мощностей принятых сигналов) и выбор максимума из них. После первого обзора для каждого элемента разрешения $n_1 \in S_1$ формируется строб на второй обзор $S_2(n_1)$ размерностью N_2 , по аналогии с ранее рассмотренными методами. На втором обзоре в каждом стробе $S_2(n_1)$ выбирается элемент разрешения с максимальным отношением правдоподобия:

$$n_2 = \arg \max_{n \in S_2(n_1)} L_2(n), \quad n_1 = 1 \dots N_1. \quad (28)$$

Далее для возможной трассы (n_1, n_2) формируется строб на следующий обзор, состоящий из элементов $S_3(n_1, n_2)$ размерностью N_3 , и в этом стробе производится выбор элемента с максимальным отношением правдоподобия. Аналогично на k -й обзор для трассы $(n_1, n_2, \dots, n_{k-1})$, построенной по предыдущим $(k-1)$ обзорам, формируется строб $S_k(n_1, n_2, \dots, n_{k-1})$ размерностью N_k с выбором максимума:

$$n_k = \arg \max_{n \in S_k(n_1, \dots, n_{k-1})} L_k(n). \quad (29)$$

Таким образом, на последнем этапе проводится проверка N_1 гипотезы о наличии трассы цели, каждая из которых начинается в соответствующем элементе разрешения $n_1 \in S_1$. Для каждой гипотезы накопленное отношение правдоподобия сравнивается с порогом и принимается решение о наличии или отсутствии траектории цели (n_1, n_2, \dots, n_K) в соответствии с правилом (6). При этом значение отношения правдоподобия максимально среди всех возможных трасс, начинающихся в элементе n_1 .

Численные результаты

Рассмотрим пример, в котором общее число элементов разрешения $N_1=10^5$, число элементов разрешения в стробах $N_2=10^3$, $N_3=10^2$. Зафиксируем частоту появления ложной трассы за один обзор $f=10^{-2}$. На рис. 1 приведены графики вероятности правильного обнаружения трассы цели в зависимости от отношения сигнал/шум для различных алгоритмов. Как видно из рис. 1, наилучшим из предложенных вариантов является метод многообзорного накопления за три обзора. Его выигрыш, по сравнению с двумя обзорами, составляет 1 дБ для вероятности правильного обнаружения 0,5 и 1,6 дБ – для вероятности правильного обнаруже-

ния 0,8. Кроме этого, отметим, что выигрыш двухэтапного алгоритма, по сравнению с методом, основанным на ДП, для трех обзоров составляет 2,2 дБ для вероятности 0,5 и 3 дБ – для вероятности 0,8. Данные закономерности вполне объяснимы, так как улучшение характеристик происходит в основном за счет увеличения числа проверяемых гипотез. В этом смысле наиболее удобным является алгоритм двухэтапного многообзорного накопления, позволяющий находить компромисс между числом проверяемых гипотез и вероятностью правильного обнаружения.

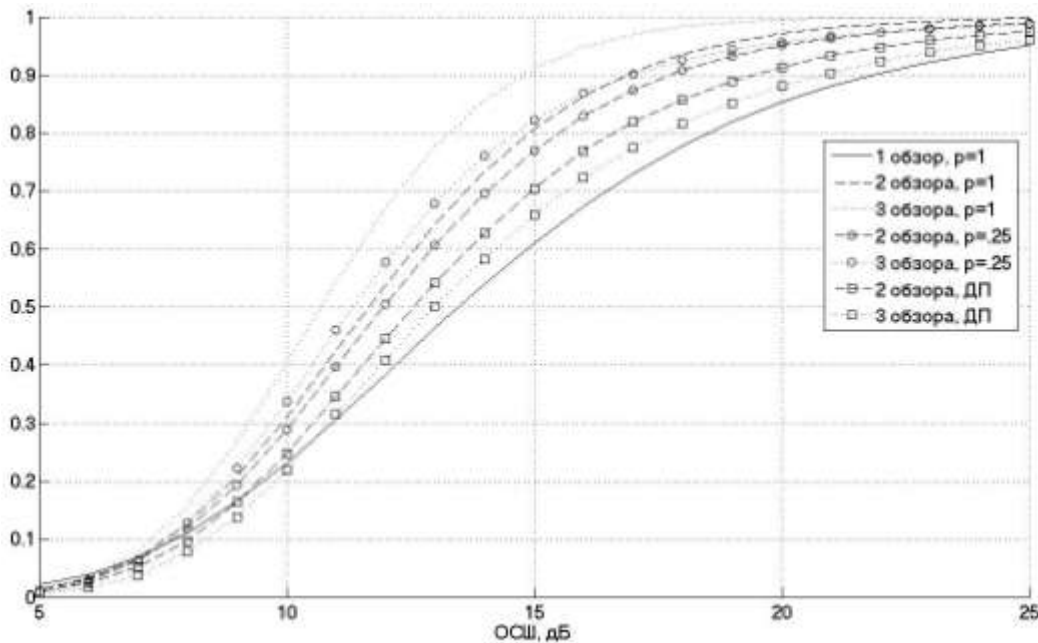


Рис. 1. Зависимость вероятности правильного обнаружения от отношения сигнал/шум

Выводы

В данной работе предложены алгоритмы обнаружения траектории цели, основанные на некогерентном накоплении. Первый алгоритм реализует проверку всех возможных траекторий движения цели. Для уменьшения числа проверяемых гипотез предложен двухэтапный метод обнаружения. Аналитически найдены статистические характеристики данных алгоритмов. Численный пример демонстрирует высокую эффективность предложенных методов. Сравнение проводилось с известным алгоритмом, основанным на ДП. В результате проведения анализа существующего и предложенных алгоритмов многообзорного обнаружения траектории показано, что улучшение статистических характеристик может быть достигнуто путем увеличения числа возможных гипотез. Таким образом, наиболее предпочтительными являются комбинированные методы, совмещающие в себе высокие показатели и малые вычислительные сложности.

Библиографический список

1. **Tonissen, S.M.** Performance of dynamic programming techniques for track-before-detect / S.M.Tonissen, R.J.Evans // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1996. V. 32. № 4. P. 1440–1451.
2. **Johnston, L.A.** Performance analysis of a dynamic programming track before detect algorithm / L.A.Johnston, V.Krishnamurthy // IEEE Transactions on Aerospace and electronic systems, 2002. V. 38. № 1. P. 228–242.
3. **Buzzi, S.** Track-before-detect procedures for early detection of moving target from airborne radars/ S.Buzzi, M.Lops, L.Venturino// IEEE Transactions on Aerospace and electronic systems, 2005. V. 41. No. 3. P. 937–954.

4. **Кричигин, А.В.** Метод двухэтапного многообзорного обнаружения траектории движущейся цели с некогерентным накоплением / А.В. Кричигин, Е.А. Маврычев // Известия вузов России. Радиоэлектроника. 2007. № 4. С. 43–51.
5. **Ширман, Я.Д.** Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех / Я.Д. Ширман, В.Н. Манжос. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.
6. **Левин, Б.Р.** Теоретические основы статистической радиотехники / Б.Р. Левин. – М.: Радио и связь, 1989. – 656 с.
7. **Тихонов, В.И.** Статистическая радиотехника / В.И. Тихонов. – М.: Сов. радио, 1966. – 681 с.
8. **Янке, Е.** Специальные функции / Е. Янке, Ф. Эмде, Ф. Леш. – М.: Наука, 1964. – 344 с.

*Дата поступления
в редакцию 15.10.2010*

A.V. Krichigin, E.A. Mavrychev

MULTI-SCANNING DETECTION ALGORITHMS OF MOVING TARGET TRACK

Detection algorithms of target track based on multi-scanning incoherent signal integration are proposed. Statistical characteristics of these methods such as probability of false track detection and probability of true track detection are obtained. Numerical results demonstrated high efficiency of proposed algorithms are presented.

Key words: trace detection, signal integration, false alarm probability, detection probability.