

УДК 621.3

В.М. Грачов, В.А. Корнеев

Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков

МЕТОД ОБЪЕДИНЕНИЯ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ ИНФОРМАЦИИ С УЧЕТОМ КООРДИНАТНЫХ И ПРИЗНАКОВЫХ ИЗМЕРЕНИЙ

В статье излагается сущность метода объединения радиолокационной информации об объектах наблюдения с учетом координатных и признаковых измерений. Метод позволяет совместно решать задачи отождествления измерений – оценивания координат – распознавания типов объектов. Это обеспечивает повышение показателей оперативности, достоверности и точности выходной информации про обстановку.

Ключевые слова: объединение информации, отождествление измерений, источник информации.

Введение

Известные подходы к решению задачи объединения радиолокационной информации (РЛИ) от нескольких источников реализуют принципы поточечной и совместной обработки данных радиолокационных измерений.

Алгоритмы объединения радиолокационных данных реализованы во многих комплексах средств автоматизации систем УВД и ПВО. В то же время известные методы и алгоритмы объединения информации используют информацию только про координатные параметры объектов наблюдения. Информация о признаковых параметрах объектов наблюдения используется отдельно и только для распознавания типов и классов объектов. Это не соответствует принципу совместной обработки разнородной информации и снижает показатели эффективности обработки.

В статье дается постановка совместной задачи отождествления измерений – оценивания координатных параметров – распознавания типа объектов наблюдения в радиолокационной системе. Предлагаются оптимальные решающие правила, основанные на использовании критерия максимального правдоподобия, и различные варианты их упрощения. Материал статьи является результатом обобщения и развития результатов многолетних исследований в рассматриваемой области, проводимых под руководством профессоров С.З. Кузьмина, И.И. Заруднева.

Постановка задачи: Рассматривается радиолокационная система, состоящая из нескольких независимых РЛС обзорного типа и пункта сбора и объединения информации (ПОИ). Объектами наблюдения является разнотипные воздушные, надводные и наземные объекты. Каждая РЛС, как источник информации в каждом периоде обзора обнаруживает объекты наблюдения и измеряет их координатные параметры (т.е. формируется отметка – азимут, дальность, угол места). По результатам на-

блюдения за несколько периодов обзора в соответствии с алгоритмом вторичной обработки информации (ВОИ) на РЛС строится траектория движения каждого объекта и оценивается вектор траекторных параметров (координаты, составляющие скорости). РЛС также производит измерение признаковых параметров объекта наблюдения – сигнальных, траекторных, поведенческих.

Сообщение о сопровождаемых траекториях объектов или об обнаруженных отметках совместно с измерениями признаковых параметров передаются от РЛС на ПОИ. Здесь после приведения к единому времени и пересчета в единую систему координат реализуется процесс объединения сообщений, получаемых от нескольких РЛС по наблюдаемым объектам.

Под объединением сообщений понимают:

- а) отождествление сообщений – т.е. установление соответствия нескольких сообщений от разных РЛС одному объекту наблюдения;
- б) определение координатных параметров объекта по отождествленным сообщениям;
- в) распознавание типа объекта по отождествленным сообщениям.

Решение этой триединой задачи проводится в условиях неопределенности:

- количество объектов наблюдения в зоне информации каждой РЛС и всей радиолокационной системы неизвестно;
- принадлежность сообщений, полученных от разных РЛС конкретному объекту наблюдения неизвестно;
- радиолокационным измерениям соответствуют ложные отметки и пропуски измерений, а также случайные и систематические ошибки измерений координатных и признаковых параметров.

При изложении метода решения задачи будем использовать следующие упрощающие предположения:

1. Будем считать, что РЛС измеряет только один координатный параметр объектов – x , при

этом его измерения \hat{x} проводятся со случайными ошибками Δx , т.е.:

$$\hat{x} = x + \Delta x .$$

2. Случайные ошибки Δx измерения координаты x распределены по нормальному закону с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\sigma_{x_1}^2$, которая зависит только от типа РЛС.

3. РЛС измеряет только один признаковый параметр $\hat{\Pi}$, при этом его измерения $\hat{\Pi}$ проводятся со случайными ошибками $\Delta \Pi$, т.е.

$$\hat{\Pi} = \Pi + \Delta \Pi .$$

4. Случайные ошибки $\Delta \Pi$ измерения признакового параметра распределены по нормальному закону с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\sigma_{\Pi_1}^2$, которая зависит только от типа РЛС.

5. Измеренные значения координат \hat{x} и признака $\hat{\Pi}$ различными РЛС по всем объектам наблюдения за очередной период обзора приведены к единому моменту времени и в единую систему координат.

Результаты исследований

Для упрощения изложения сущности предлагаемых методов объединение информации и используемого математического аппарата будем считать, что в системе рассматриваются только две РЛС, на каждой из которых получено по n отметок, причем каждая отметка имеет координатную \hat{x}_{ij} и признаковую составляющую $\hat{\Pi}_{ij}$, где i – номер РЛС ($i = 1, 2$), j – порядковый номер отметки на РЛС ($j = 1, n$).

Вначале рассмотрим суть метода поточечного отождествления координатных измерений. Выдвигаются и проверяются на правдоподобие гипотезы поточечного отождествления измерений типа G_k ; содержание произвольной гипотезы поточечного отождествления заключается в предположении, что измерение \hat{x}_{1k} на 1-й РЛС и измерение \hat{x}_{2k} на 2-й РЛС принадлежат одному объекту наблюдения. В результате проверки должно быть установлено, что данная гипотеза поточечного отождествления является истинной или данная гипотеза является ложной (т.е. измерения принадлежат разным объектам).

В рассматриваемом случае количество гипотез поточечного отождествления будет равно n^2 (по n отметок на каждой из 2-х РЛС). По результатам проверки всех n^2 гипотез типа G_k необходимо выбрать согласно критерия максимального правдоподобия две самые правдоподобные непересекающиеся гипотезы (не имеющие одних и тех же измерений). Суть метода совместного отождествления измерений заключается в выдвигении и проверке

на правдоподобие гипотез совместного отождествления. Произвольная гипотеза совместного отождествления включает в себя n гипотез поточечного отождествления, не имеющих в своем составе одних и тех же измерений (здесь n – количество объектов, наблюдаемых двумя РЛС в общей зоне информации). Для рассматриваемого случая общее количество гипотез совместного отождествления будет равно $n!$. В результате проверки из всех гипотез совместного отождествления необходимо выбрать одну наиболее правдоподобную и принять ее за истинную.

С использованием критерия максимального правдоподобия получим решающие правила для проверки гипотез поточечного и совместного отождествления измерений координатных параметров.

Функцию правдоподобия измерений для произвольной гипотезы поточечного отождествления в силу статистической независимости измерений координат запишем в виде произведения функций правдоподобия измерений на каждой РЛС:

$$f_k(\hat{x}_1, \hat{x}_2 / x) = f_k(\hat{x}_1 / x) f_k(\hat{x}_2 / x) , \quad (1)$$

где \hat{x}_1, \hat{x}_2 – измерения координаты объекта на 1-й РЛС и на 2-й РЛС, соответствующие гипотезе G_k ;

x – неизвестное значение координаты объекта.

Для нормального распределения ошибок измерения координаты функция правдоподобия будет иметь вид:

$$f_k(\hat{x}_1, \hat{x}_2 / x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x1}} e^{-\frac{1}{2} \frac{(\hat{x}_1 - x)^2}{\sigma_{x1}^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x2}} e^{-\frac{1}{2} \frac{(\hat{x}_2 - x)^2}{\sigma_{x2}^2}} , \quad (2)$$

где σ_{x1}, σ_{x2} – дисперсии ошибок и значений координат на 1-й и 2-й РЛС.

Для получения значений меры правдоподобия гипотезы поточечного отождествления необходимо найти условную оценку неизвестной координаты \hat{x} объекта и подставить это значение в выражение для функции правдоподобия. Условную оценку координат \hat{x} объекта согласно критерия максимального правдоподобия найдем из уравнения правдоподобия:

$$\frac{\partial}{\partial x} f_k(\hat{x}_1, \hat{x}_2 / x) /_{x=\tilde{x}} = 0 . \quad (3)$$

Решение уравнения (3) дает оптимальную условную оценку координаты \tilde{x} объекта:

$$\tilde{x} = \frac{\sigma_{x2}^2 \hat{x}_1 + \sigma_{x1}^2 \hat{x}_2}{\sigma_{x1}^2 + \sigma_{x2}^2} .$$

Подставим оценку координаты \tilde{x} в выражение для функции правдоподобия (2) и получим значение меры правдоподобия $f_{G_k}^*$ произвольной гипотезы поточечного отождествления G_k :

$$f_k^*(\hat{x}_1, \hat{x}_2 / \tilde{x}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x1}} e^{-\frac{1(\hat{x}_1 - \tilde{x})^2}{2\sigma_{x1}^2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x2}} e^{-\frac{1(\hat{x}_2 - \tilde{x})^2}{2\sigma_{x2}^2}} \quad (4)$$

Функция правдоподобия для произвольной гипотезы совместного отождествления в силу статической независимости измерений координаты имеет следующий вид:

$$f_{H_n}^*(\hat{x}_{11}, \hat{x}_{12} \dots \hat{x}_{1n}; \hat{x}_{21}, \hat{x}_{22} \dots \hat{x}_{2n} / x_{1\dots n}) = \prod_{j=1}^n f_{G_k}(\hat{x}_{1j}, \hat{x}_{2j} / x) \quad (5)$$

Найдем условную оценку координаты каждого объекта $\tilde{x}_1, \tilde{x}_2 \dots \tilde{x}_n$, подставим в выражение (5) и получим значение меры правдоподобия произвольной гипотезы совместного отождествления в виде произведения мер правдоподобия составляющих гипотез G_k :

$$f_{H_n}^* = \prod_{j=1}^n f_{G_j} \quad (6)$$

Алгоритм оптимального отождествления измерений координат двух РЛС заключается в полном переборе всех гипотез типа G_k (или всех гипотез типа H_n) и выборе среди них n наиболее правдоподобных гипотез типа G_k с не повторяющимися измерениями (или одной наиболее правдоподобной гипотезы типа H_n).

Представленный алгоритм отождествления является оптимальным, однако его практическая реализация требует достаточно больших затрат вычислительного ресурса для полного перебора гипотез и расчет их условных оценок координат и мер правдоподобия.

Для упрощения алгоритма отождествления преобразуем выражение для меры правдоподобия гипотезы G_k и получим выражение:

$$f_k^*(\hat{x}_1, \hat{x}_2 / \tilde{x}) = \frac{1}{2\pi(\sigma_{x1}^2 + \sigma_{x2}^2)} e^{-\frac{1(\hat{x}_1 - \hat{x}_2)^2}{2(\sigma_{x1}^2 + \sigma_{x2}^2)}} \quad (7)$$

Как видно, значение меры правдоподобия гипотезы типа G_k зависит только от взвешенного квадрата разницы измерений \hat{x}_1 и \hat{x}_2 (меры близости измерений координат).

Таким образом, проверку по максимуму меры правдоподобия f_G^* можно записать проверкой по минимуму меры близости измерений координат x_k .

Известно, что мера близости измерений координат x_k распределена по χ^2 -закону с числом сте-

пенью свободы $m_c = 1$ и параметром нецентральности $V = 0$ для истинной гипотезы отождествления измерений и $V \geq 0$ для ложной гипотезы отождествления. Этот факт целесообразно положить в основу предлагаемой методики проверки гипотез отождествления типа G_k .

Суть предлагаемой проверки заключается в сравнении меры близости измерений координат для произвольной гипотезы отождествления с наперед заданным порогом $\kappa_{пор}$:

при $\kappa_k^* < \kappa_{пор}$ – гипотеза типа G_k считается истинной;

при $\kappa_k^* > \kappa_{пор}$ – гипотеза типа G_k считается ложной и отклоняется.

Пороговое значение $\kappa_{пор}$ выбирается из условия ложного отклонения истинной гипотезы с вероятностью, не более наперед заданной малой величины $P_{ло}$. Эта вероятность задается равной 0,01 или 0,005 и пороговое значение находится из таблицы значений χ^2 -распределения (рис. 1).

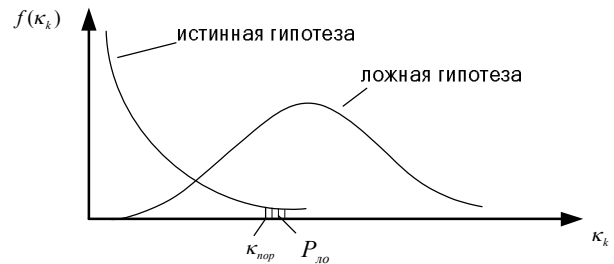


Рис. 1. Условные плотности распределения вероятности значений меры близости измерений координат

Вероятность принятия ложной гипотезы отождествления тем меньше, чем больше значения параметра нецентральности V . Вместе с тем, для ложных гипотез с малым значением параметра нецентральности V вероятность их принятия может быть достаточно большой. В этом и заключается основной недостаток упрощенной методики проверки гипотез поточечного отождествления.

Используя данную методику проверки гипотез поточечного отождествления, полный перебор гипотез можно заменить принятием первой правдоподобной гипотезы, у которой $\kappa_k^* < \kappa_{пор}$, с последующим исключением отождествленных измерений и продолжением проверки.

Для гипотезы совместного отождествления H_n мера близости измерений координат равна сумме мер близости координат составляющих гипотез типа G_k :

$$\kappa_n^* = \sum_{j=1}^n \kappa_j^*$$

Ета величина также распределяется по χ^2 -закону. При этом число степеней свободы равно n , а параметр нецентральности равен сумме параметров нецентральности составляющих гипотез типа G_k .

При одной и той же вероятности ложного отклонения истиной гипотезы вероятность принятия ложной гипотезы совместного отождествления существенно уменьшается. В этом и заключается преимущество метода совместного отождествления.

Рассмотрим случай, когда РЛС совместно с измерением координаты \hat{x}_i измеряет значение признака $\hat{\Pi}_i, i=1,2$, который несет информацию о типе (классе) объекта наблюдений. Априорное описание типов объекта наблюдения задается в виде априорной плотности распределения вероятности значений признака Π для разных типов T_k объекта:

$$f(\Pi / T_k) = \sum_{k=1}^L \frac{1}{\sigma_{\Pi k} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1(\Pi - \Pi_k)}{2 \sigma_{\Pi k}^2}}, \quad (8)$$

где Π_k – значение условного МОЖ распределения признака для k -го типа объекта; $\sigma_{\Pi k}^2$ – дисперсия условного распределения значений признака для k -го типа объекта. Ошибки измерения признака $\Delta\Pi$ являются случайной величиной и распределены по нормальному закону с нулевым МОЖ и с дисперсией $\sigma_{\Pi_i}^2$, которая зависит от типа РЛС.

Будем в дальнейшем рассматривать случай, когда $\sigma_{\Pi_i}^2 < \sigma_{\Pi k}^2$, т.е. неопределенность значений признака для типа объекта намного больше неопределенности ошибок измерения признака.

Сформулируем гипотезу поточечного отождествления измерений координаты и признака как предположение о том, что измерения координаты и признака, взятые по одному на каждой РЛС, принадлежат одному объекту, при этом объект может быть любого типа из множества (T_1, T_2, \dots, T_K) . Функцию правдоподобия выборки измерений координаты и признака, как и для случая измерения только координат, представим в следующем виде:

$$f_k(\hat{x}_1, \hat{\Pi}_1, \hat{x}_2, \hat{\Pi}_2 / x, \Pi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x1}} e^{-\frac{1(\hat{x}_1 - x)^2}{2 \sigma_{x1}^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x2}} e^{-\frac{1(\hat{x}_2 - x)^2}{2 \sigma_{x2}^2}} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\Pi1}} e^{-\frac{1(\hat{\Pi}_1 - \Pi)^2}{2 \sigma_{\Pi1}^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\Pi2}} e^{-\frac{1(\hat{\Pi}_2 - \Pi)^2}{2 \sigma_{\Pi2}^2}}, \quad (9)$$

где Π – неизвестное значение признака объекта.

Для получения значений меры правдоподобия гипотезы типа G_k найдем условную оценку координаты

\hat{x} объекта и условную оценку признака $\hat{\Pi}$ объекта. Условная оценка признака объекта имеет вид:

$$\hat{\Pi} = \frac{\sigma_{\Pi2}^2 \hat{\Pi}_1 + \sigma_{\Pi1}^2 \hat{\Pi}_2}{\sigma_{\Pi1}^2 + \sigma_{\Pi2}^2}.$$

После подстановки условных оценок координат \hat{x} и признака $\hat{\Pi}$ объекта в выражение для функции правдоподобия выборки для произвольной гипотезы типа G_k получим выражение для меры правдоподобия этой гипотезы:

$$f_k^*(\hat{x}_1, \hat{\Pi}_1, \hat{x}_2, \hat{\Pi}_2 / \hat{x}, \hat{\Pi}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x1}} e^{-\frac{1(\hat{x}_1 - \hat{x})^2}{2 \sigma_{x1}^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{x2}} e^{-\frac{1(\hat{x}_2 - \hat{x})^2}{2 \sigma_{x2}^2}} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\Pi1}} e^{-\frac{1(\hat{\Pi}_1 - \hat{\Pi})^2}{2 \sigma_{\Pi1}^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\Pi2}} e^{-\frac{1(\hat{\Pi}_2 - \hat{\Pi})^2}{2 \sigma_{\Pi2}^2}}. \quad (10)$$

После преобразования получим выражение для меры правдоподобия гипотезы отождествления:

$$f_k^*(\hat{x}_1, \hat{\Pi}_1, \hat{x}_2, \hat{\Pi}_2 / \hat{x}, \hat{\Pi}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}(\sigma_{x1}^2 + \sigma_{x2}^2)} e^{-\frac{1(\hat{x}_1 - \hat{x}_2)^2}{2(\sigma_{x1}^2 + \sigma_{x2}^2)}} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}(\sigma_{\Pi1}^2 + \sigma_{\Pi2}^2)} e^{-\frac{1(\hat{\Pi}_1 - \hat{\Pi}_2)^2}{2(\sigma_{\Pi1}^2 + \sigma_{\Pi2}^2)}}. \quad (11)$$

Мера близости измерений координаты и признака имеет вид:

$$x_K = x_K^x + x_K^\Pi = \frac{(\hat{x}_1 - \hat{x}_2)}{\sigma_{x1}^2 + \sigma_{x2}^2} + \frac{(\hat{\Pi}_1 - \hat{\Pi}_2)}{\sigma_{\Pi1}^2 + \sigma_{\Pi2}^2}. \quad (12)$$

Как и для случая измерений только координаты, значения меры близости измерений координаты и признака распределены по χ^2 -закону с числом степеней свободы равным 2, параметром нецентральности $V=0$ для истинной гипотезы и параметром нецентральности $V=0$ для ложной гипотезы поточечного отождествления.

Обобщение результатов на случай выдвижения и проверки гипотез совместного отождествления тривиально: мера правдоподобия гипотезы совместного отождествления равна произведению мер правдоподобия составляющих ее гипотез поточечного отождествления, а значение меры близости измерений координаты и признака равно сумме мер близости составляющих гипотез поточечного отождествления.

Ложные гипотезы поточечного отождествления здесь формулируются несколько иначе, чем для случая только координатных измерений. В случае совместного использования измерений координаты и признака гипотеза отождествления может быть ложной, когда измерения координаты и признака при-

надлежат разным объектам, при этом тип этих объектов может быть как различным, так и одинаковым.

Тип объекта наблюдения находится после принятия истинной гипотезы отождествления путем расчета условной меры правдоподобия для каждого типа, для этого условная оценка признака объекта подставляется в выражение для условной априорной плотности распределения вероятности значений признака и определяется апостериорная вероятность отнесения объекта к к-му типу:

$$P_K = \frac{f(\tilde{\Pi}/\Pi_K)}{\sum_{e=1}^L f(\tilde{\Pi}/\Pi_e)}, K = 1, \dots, L. \quad (13)$$

Окончательное решение о типе объекта принимается по максимуму апостериорной вероятности P_K .

При решении задачи отождествления-оценки-распознавания следует рассматривать две модели наблюдения признака объекта разными РЛС. Первая модель предполагает, что признак объекта, измеряемый 1-й РЛС и 2-й РЛС практически в одно и то же время, имеет практически одно и то же значение, разница определяется только ошибками измерения. Данная модель и использовалась при решении задачи. Вторая модель предполагает, что признак объекта, измеряемый 1-й РЛС и 2-й РЛС практически в одно и то же время, может существенно отличаться, и эта разница определяется априорной неопределенностью значений признака для каждого к-го типа объекта.

Очевидно, что вторая модель наблюдения признаков малоинформативна с точки зрения отождествления измерений, так как измерения признаков разных объектов одного и того же типа могут образовывать одну ложную гипотезу поточечного отождествления и при этом измерения признаков практически не будут влиять на вероятность отклонения этой ложной гипотезы. Таким образом, для второй модели наблюдения признаков измерения этих признаков нецелесообразно использовать для отождествления, а только для определения типа объекта наблюдения.

Выводы

С использованием критерия максимального правдоподобия получены решающие правила для условных оценок и проверки правдоподобности гипотез поточечного отождествления и гипотез совместного (группового) отождествления радиолокационных измерений для случая использования только измерений координат и для случая совместного использования измерений координат и признаков объектов наблюдения. Эти решающие правила являются сущностью метода объединения радиолокационной информации с учетом координатных и признаков измерений и могут составлять основу алгоритмов объединения радиолокационной информации при совместном решении задачи отождествления – оценивания-распознавания. Введены две модели наблюдения признаков объектов, сформулированы рекомендации по их практическому использованию при объединении информации.

Список литературы

1. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию / С.З. Кузьмин. – К.: КВІЦ, 2000. – 428 с.
2. Фильтрация и стохастическое управление в динамических системах / Бар Шалом Я. и др.; под ред. К.Т. Леондеса и др. – М.: Мир, 1980. – 407 с.
3. Saha R.K. Track – to – Track Fusion with Dissimilar Sensors / R.K. Saha // IEEE Trans on AES. – 1996. – Vol. 32, №.3. – P. 1021-1028.
4. Chang K.C. On Optimal Track-to-Track Fusion / K.C. Chang, R.K. Saha, Y. Bar-Shalom // IEEE Trans. Aero. Elec. Syst. – 1997. – Vol. 33, № 4. – P. 271-276.
5. Войтович С.А. Метод об'єднання інформації в системах обробки радіолокаційної інформації з врахуванням часу надходження даних від джерел / С.А. Войтович, С.Б. Клімов, С.Г. Шило // Системи озброєння і військова техніка. – 2006. – № 3(6). – С. 3-8.

Поступила в редколлегию 8.09.2010

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Ю.Н. Седишев, Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков.

МЕТОД ОБ'ЄДНАННЯ РАДІОЛОКАЦІЙНОЇ ІНФОРМАЦІЇ З ВРАХУВАННЯМ КООРДИНАТНИХ ТА ПРИЗНАКОВИХ ВИМІРІВ

В.М. Грачов, В.О. Корнеев

У статті викладається сутність методу об'єднання радіолокаційної інформації про об'єкти спостереження з обліком координатних і признакових вимірів. Метод дозволяє спільно вирішувати задачі ототожнення вимірів - оцінювання координат - розпізнавання типів об'єктів. Це забезпечує підвищення показників оперативності, вірогідності і точності вихідної інформації про обстановку.

Ключові слова: об'єднання інформації, ототожнення вимірів, джерело інформації.

METHOD OF THE ASSOCIATION TO RADAR INFORMATION WITH PROVISION FOR COORDINATE AND PRIZNAKOVYH MEASUREMENTS

V.M. Grachov, V.O. Korneev

In article is stated essence of the method of the association to radar information on object of the observation with provision for coordinate and признаковых of the measurements. The Method allows together to solve the problems of the identification of the measurements - оценивания coordinates - a recognitions of the types object. This provides increasing of the factors оперативности, validity and accuracy to output information about situation.

Keywords: association to information, identification of the measurements, source to information.