

S. V. Shishanov  
Nizhny Novgorod State Technical University n. a. R. E. Alekseev

## The Technique of Cancellation Ambiguity Coordinates Measurement in the Multi-Target Environment for Ultra-Wideband Radar

*The technique of cancellation ambiguity coordinates measurement in the multi-target environment for ultra-wideband radar is proposed. The method for reducing the computational complexity of the algorithm identifying targets in the multi-target environment is proposed.*

Multi-Static System, Ultra-Wideband Sensors, Coordinate Measurements, Line Positions, Accuracy Estimations, Correlation Coefficient  
Статья поступила в редакцию 15 апреля 2016 г.

УДК 621.396.96

А. В. Кваснов  
АО "Заслон" (Санкт-Петербург)

## Метод отождествления радиоизлучающих целей пространственно-разнесенными пассивными радиоэлектронными станциями на основе $t$ -критерия Стьюдента

*Рассмотрен метод отождествления принимаемых отметок цели пространственно-разнесенными пассивными радиоэлектронными станциями. В качестве математической модели использован  $t$ -критерий Стьюдента для проверки статистических гипотез о средних значениях. Проведено имитационное моделирование алгоритма, показавшее его эффективность; рассмотрен пример его реализации.*

### Отождествление целей, радиоизлучающая цель, идентификация радиоизлучающих целей, пассивные радиоэлектронные станции, пространственно-разнесенные станции

Существующая в настоящее время проблема отождествления источников радиоизлучения (ИРИ), сигналы от которых принимаются двумя и более пространственно-разнесенными пассивными радиоэлектронными станциями (РЭС), крайне актуальна в условиях информационного взаимодействия объектов различного типа и класса [1]. Подобная проблема может существовать для наземных радиоэлектронных комплексов, комплексов морского базирования, а также для воздушных средств освещения обстановки. Принимаемые двумя и более РЭС отметки ИРИ требуют идентификации и отождествления по некоторому алгоритму. Возможны ошибки типа пропуска отметки цели, принятия истинной отметки за ложную, а ложной за истинную.

Рассмотрим описанную проблему на примере двух ИРИ1 и ИРИ2, сигналы от которых поступают на две РЭС1 и РЭС2 (рис. 1). Пространственно-разнесенные РЭС1 и РЭС2 принимают сигналы и обрабатывают формуляры целей ИРИ1

и ИРИ2. РЭС1 принимает сигнал с двух пеленгов  $\varepsilon_{11}$  и  $\varepsilon_{12}$ , а РЭС2 – с пеленгов  $\varepsilon_{21}$  и  $\varepsilon_{22}$  (первый индекс соответствует номеру РЭС, второй – номеру ИРИ). Без отождествления возможны си-

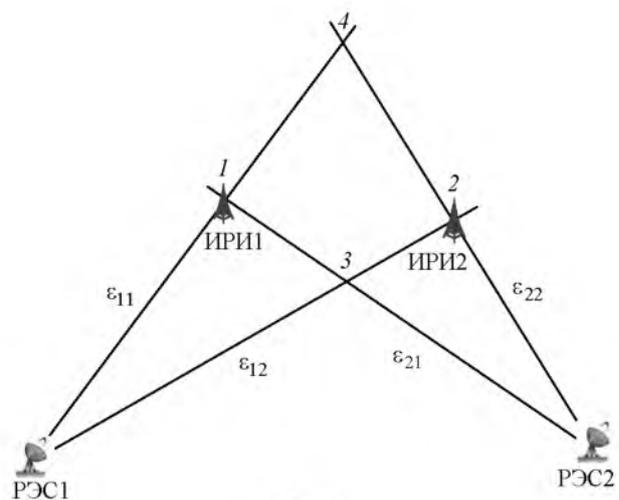


Рис. 1

туации, когда ложное положение ИРИ1 и ИРИ2 в точках 3 и 4 может быть принято за истинное положение в точках 1 и 2.

Из комбинаторики известно [2], что общее число возможных позиций ИРИ1 и ИРИ2  $N$  в этом случае определяется перестановкой всех возможных комбинаций числа пеленгов  $n$  как  $N = n!$  Для двух пеленгов это значение  $N_{n=2} = 2! = 2$ . Количество ложных позиций для двух станций ИРИ1 и ИРИ2 может быть рассчитано как количество всех беспорядков порядка  $n$ , вычисляемое с помощью принципа включения–исключения [2]. Это количество описывается суфакториалом:

$$!n = \sum_{k=0}^n (-1)^k \frac{n!}{k!}$$

Для  $n = 2$ :

$$!n = (-1)^0 \frac{2!}{0!} + (-1)^1 \frac{2!}{1!} + (-1)^2 \frac{2!}{2!} = 1.$$

Для отметок целей ИРИ1 и ИРИ2, принимаемых РЭС1, вероятность их правильного отождествления  $P(A)$  с отметками, полученными от РЭС 2, определяется как

$$P(A) = 1 - P(\bar{A}),$$

где  $P(\bar{A}) = !n/n!$  – вероятность неправильного отождествления отметок ИРИ1 и ИРИ2 РЭС1.

В результате получим  $P(A) = 0.5$ . Таким образом, можно утверждать, что в условиях использования только известных пеленгов нельзя установить строгое соответствие некоторой РЭС некоторому ИРИ, т. е. отождествить двумя радиостанциями объект излучения. Необходим метод, позволяющий обеспечить идентификацию заданного объекта в заданной точке пространства, учитывающий дополнительные параметры, принимаемые РЭС.

Отождествление отметок радиоизлучающей цели пассивными РЭС может производиться различными методами. К первой группе можно отнести методы, основанные на аналитическом описании взаимного расположения ИРИ. Это пеленгационные методы [3], [4], различные алгоритмы, базирующиеся на взаимном расположении наблюдаемых объектов [5], способы синтеза квазиоптимальных фильтров [6], [7]. Ко второй группе относятся статистические методы, позволяющие по вероятностным характеристикам идентифицировать объекты различных типов. Это, прежде всего, метод максимума функции правдоподобия [1] и пороговые методы [8], [9].

В настоящей статье исследуется метод, позволяющий на основе выборки значений наблюдаемого параметра (несущей частоты сигнала, длительности импульса, периода повторения импульсов и др.) двумя пассивными РЭС отождествить два ИРИ. Данные поступают в виде формуляров цели, обработка которых производится по специальному алгоритму. В этом случае отождествление двух отметок цели реализуется на основании статистической проверки гипотез (статистических критериев). Другими словами, это означает формирование некоторой математической модели (правила), на основании которой принимается или отвергается та или иная статистическая гипотеза с известным уровнем значимости.

**Метод решения проблемы.** В математике выделяют следующие группы статистических критериев [10]:

- параметрические критерии, основанные на вероятностном распределении полученных данных (критерий Фишера,  $t$ -критерий Стьюдента и др.);

- непараметрические критерии, использующие частоты и ранги событий (критерий Пирсона, критерий Колмогорова–Смирнова и др.).

Поскольку отождествление отметок необходимо производить с учетом принимаемых и обрабатываемых формуляров цели, целесообразно использовать параметрические критерии. В этом случае выборка значений, полученная за конечный временной интервал, подчиняется определенному вероятностному закону распределения. В качестве такого закона примем распределение Стьюдента ( $t$ -распределение). Этот выбор обусловлен двумя факторами:

- гипотезой о нормальном законе распределения оцениваемых параметров генеральной совокупности;

- неизвестной дисперсией выборки оцениваемого параметра.

Критерий Стьюдента характеризуется следующей моделью. Пусть имеется нормальная случайная величина  $X$  с нормальным распределением  $N(\mu, \sigma^2)$ . Существует выборка наблюдений из  $X = (x_1 \ x_2 \ \dots \ x_i \ \dots \ x_n)$ ,  $x_i \in (-\infty; +\infty)$ ,  $i \in [1; n]$ , такая, что оценке  $\mu$  можно сопоставить

выборочное среднее  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{r=1}^n x_r$ , а оценке  $\sigma^2$  –

выборочную дисперсию  $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{r=1}^n (x_r - \bar{x})^2$ .

Случайная величина

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}}$$

подчиняется так называемому *t*-распределению Стьюдента с  $n - 1$  степенями свободы. Плотность вероятности этого распределения (рис. 2) определяется как

$$q(t) = \frac{\Gamma[(n+1)/2]}{\sqrt{\pi n} \Gamma[(n+1)/2]} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-(n+1)/2},$$

где

$$\Gamma[(n+1)/2] = \frac{2}{n+1} \prod_{i=1}^{\infty} \frac{2i(1+1/i)^{(n+1)/2}}{2i+n+1}$$

– гамма-функция Эйлера;  $n = 1, 2, \dots$

Математическое ожидание распределения равно 0 для любых  $n > 1$ , дисперсия составляет  $n/(n-2)$ ,  $n > 2$ .

Основным свойством распределения Стьюдента является инвариантность относительно параметров  $(\mu, \sigma^2)$ . Это свойство позволяет использовать распределение Стьюдента для проверки статистических гипотез при отсутствии информации о параметрах генеральной совокупности, что на практике встречается часто. Принимаемые двумя РЭС отметки цели можно представить как выборки значений на заданном временном интервале, которые независимы и подчинены нормальному распределению. По этой причине *t*-критерий может быть применен к задаче отождествления на основании статистической значимости различий средних значений двух выборок принятого сигнала.

Предположим, существует две независимые выборки

$$X = (x_1 \ x_2 \ \dots \ x_m) \text{ и } Y = (y_1 \ y_2 \ \dots \ y_n)$$

объемов  $m$  и  $n$  из нормальной совокупности, имеющих математические ожидания  $\mu_1, \mu_2$  и неизвестные дисперсии  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  соответственно.

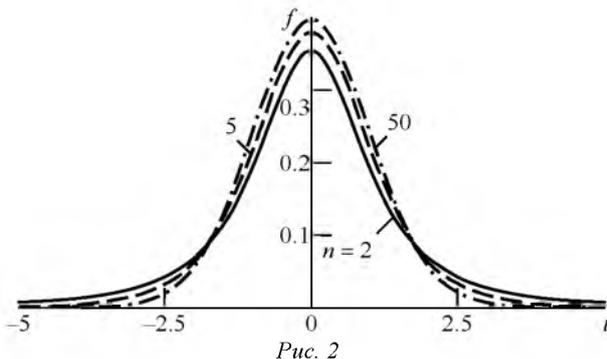


Рис. 2

Задача будет формулироваться следующим образом. Необходимо проверить нулевую гипотезу  $H_0$ :

$\mu_1 = \mu_2$  для любых  $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ . Полагается, что функция распределения Стьюдента  $Q_n(t)$  имеет  $m + n - 2$  степеней свободы. Критерий проверки гипотезы – двухсторонний (возможна как гипотеза  $\mu_1 \geq \mu_2$ , так и гипотеза  $\mu_1 \leq \mu_2$ ), и существует уровень значимости (квантиль)  $\alpha \in [0, 1]$ , такой, что

$$Q_n(t_{\alpha, m+n-2}) = 1 - \alpha. \quad (1)$$

Средние значения выборок  $X$  и  $Y$ :

$$\bar{x} = \frac{1}{n_X} \sum_{r_X=1}^{n_X} x_r; \quad \bar{y} = \frac{1}{n_Y} \sum_{r_Y=1}^{n_Y} y_r,$$

а их эмпирические дисперсии:

$$s_X^2 = \frac{1}{n_X - 1} \sum_{r_X=1}^{n_X} (x_r - \bar{x})^2;$$

$$s_Y^2 = \frac{1}{n_Y - 1} \sum_{r_Y=1}^{n_Y} (y_r - \bar{y})^2.$$

В таком случае двухвыборочная *t*-статистика для проверки нулевой гипотезы:

$$t_{m+n-2} = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{s_X^2/n_X + s_Y^2/n_Y}}, \quad (2)$$

где  $s_X^2/n_X + s_Y^2/n_Y$  – выборочная дисперсия  $x - y$ .

Таким образом, *t*-критерий Стьюдента (2) обеспечивает проверку гипотезы о равенстве средних значений даже при различном объеме выборок, а также при отсутствии информации о дисперсии каждой из них. Эти свойства позволяют использовать *t*-критерий для отождествления отметок цели, принимаемых в различных точках пространства, но имеющих общее происхождение, т. е. общую генеральную совокупность всех параметров, которой обладает ИРИ.

На рис. 3 представлена ситуация приема сигнала от ИРИ двумя РЭС. РЭС1 находится на борту самолета, РЭС2 – на корабле.

Пассивные средства обнаружения определяют траекторные параметры объектов расположения: пеленги углов места  $\beta_1, \beta_2$  и азимутов  $\varepsilon_1, \varepsilon_2$  в системах координат самолета и корабля соответственно [11]:

$$\mathbf{I}_{\text{тр}\xi} = [\varepsilon_\xi \ \beta_\xi]^T, \quad \xi = 1, 2. \quad (3)$$

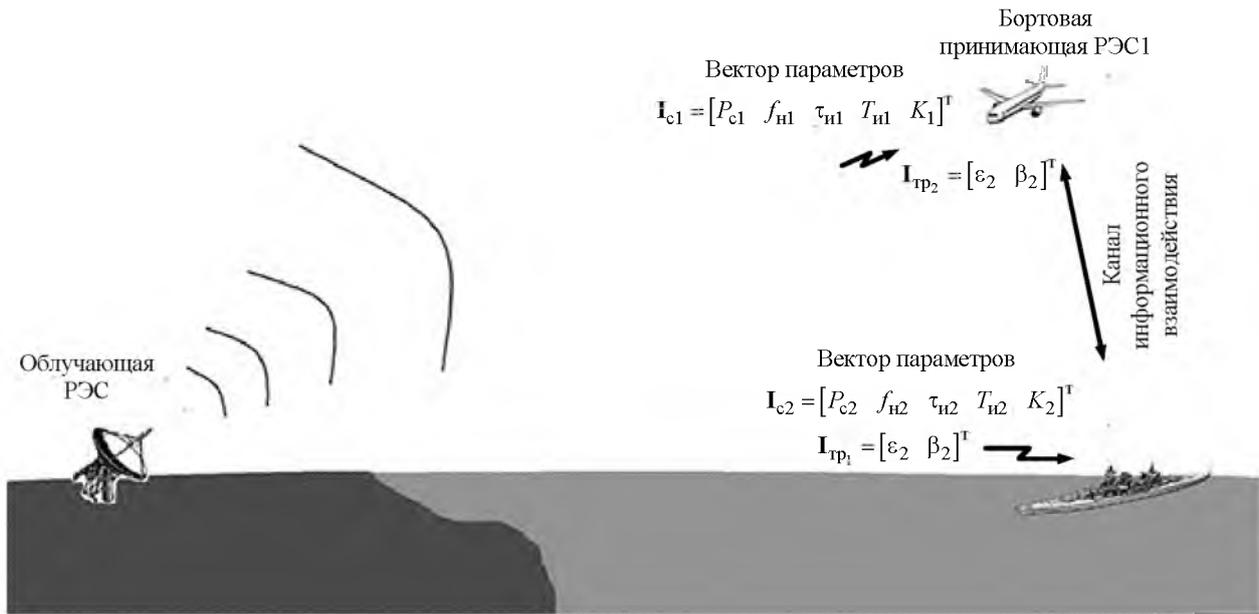


Рис. 3

Помимо этого пассивные средства способны принимать информацию о сигнальных признаках объекта. Как правило, радиоизлучение содержит ряд информационных параметров, по которым можно отождествлять различные объекты:

$$\mathbf{I}_{c\xi} = [P_{c\xi} \ f_{н\xi} \ \tau_{н\xi} \ T_{н\xi} \ K_\xi]^T, \quad \xi = 1, 2, \quad (4)$$

где  $P_{c\xi}$ ,  $f_{н\xi}$  – мощности и несущие принимаемых сигналов соответственно;  $\tau_{н\xi}$ ,  $T_{н\xi}$  – длительности и периоды следования радиоимпульсов соответственно;  $K_\xi$  – виды внутриимпульсной модуляции.

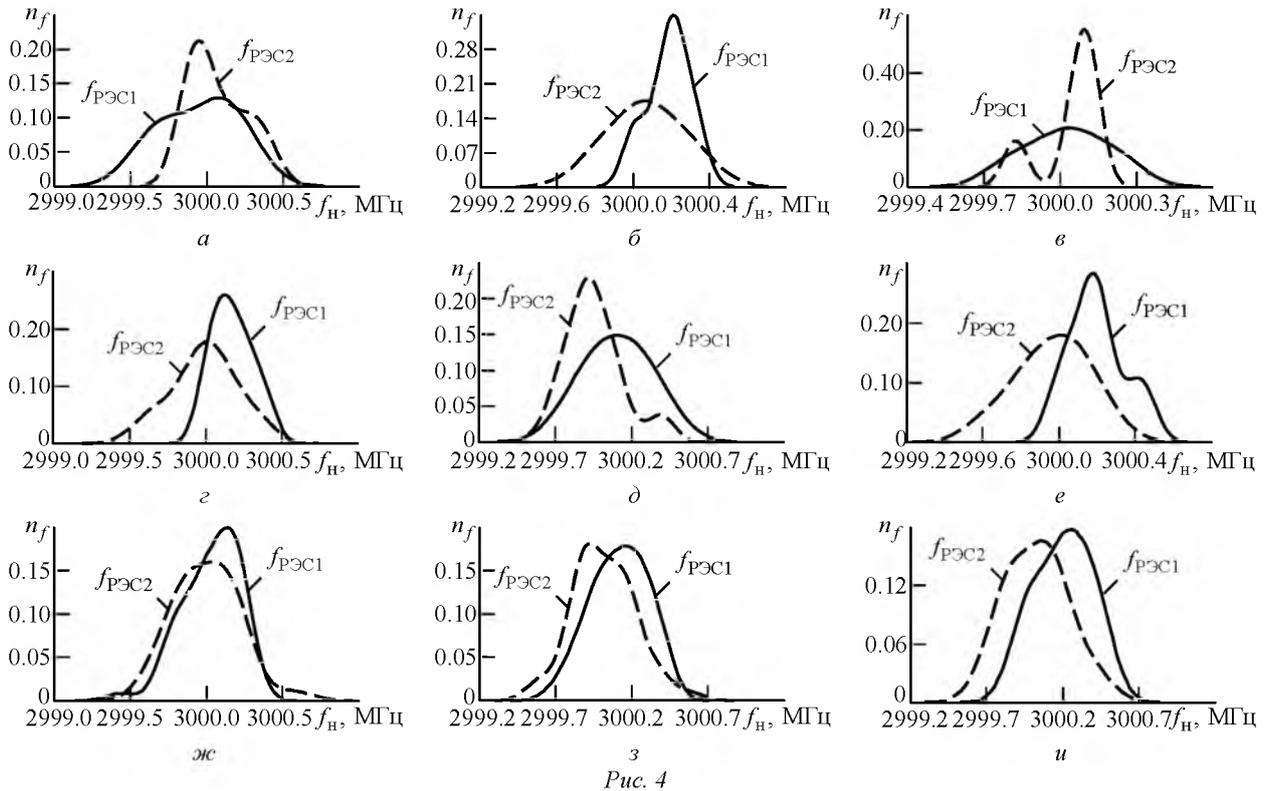
Все указанные в (3), (4) параметры можно считать статистически независимыми. Тогда сигнальные признаки (4) в силу большего количества обладают более высокой информативностью по сравнению с траекторными (3). По этой причине целесообразно использовать именно их. Отождествление может происходить посредством передачи информационных пакетов по радиоканалу информационного обмена между РЭС самолета и корабля (рис. 3). Алгоритмическая задача решается в вычислительном комплексе самолета или корабля. Задача состоит в отыскании за установленное время наблюдения  $T_{набл}$  наиболее стационарного сигнального параметра:  $v_i(T_{набл}) = const$ . В этом случае необходимое условие использования  $t$ -критерия Стьюдента имеет вид:  $T_{набл} \gg t_{ф.ц}$ , где  $t_{ф.ц}$  – длительность приема и обработки одного формуляра цели.

Иными словами, измеряемый параметр (например, длительность импульса) должен иметь постоянное значение, вариации которого в процессе передачи радиосигнала происходят лишь вследствие влияния внешних шумов. Так, например, преднамеренная перестройка длительности импульсов делает невозможным использование  $t$ -критерия. РЭС1 и РЭС2 обрабатывают выборки длительности импульсов из генеральной совокупности с нормальным законом распределения.

**Результаты имитационного моделирования.** По результатам исследований выполнено имитационное моделирование процесса отождествления одной цели двумя РЭС. Использован пакет математического моделирования MATLAB-2012 с функцией проверки статистических гипотез `ttest2`. Проверка гипотезы о различии или отождествлении двух отметок цели РЭС выполнялась на основании анализа несущей частоты ИРИ  $f_{н}$ , характеризующейся среднеквадратическим отклонением  $\sigma_{f_{н}}$ . Условия экспериментов и принятые решения сведены в табл. 1. Уровень значимости ука-

Таблица 1

Рис. 4	$n_1$	$n_2$	$\frac{\Delta f_{н}}{\sigma_{f_{н}}}$	Уровень значимости	Решение по гипотезе $H_0$
a	5	5	0.25	0.40	Принята
б	5	5	0.5	0.26	Принята
в	5	5	1.0	0.87	Принята
г	5	50	0.25	0.06	Принята
д	5	50	0.5	0.09	Принята
е	5	50	1.0	0.01	Отвергнута
ж	50	50	0.25	0.50	Принята
з	50	50	0.5	0.01	Отвергнута
и	50	50	1.0	>0.01	Отвергнута



зывает вероятность того, что выборки, полученные двумя РЭС, принадлежат двум различным генеральным совокупностям. На рис. 4 представлены распределения относительной частоты повторения значений  $n_f$  выборок  $f_H$ , полученные двумя пространственно-разнесенными РЭС.

По результатам моделирования можно выделить несколько ключевых моментов:

- Увеличение объема выборки принимаемого параметра приближает его выборочное распределение к нормальному закону. Это, в свою очередь, увеличивает точность определения математического ожидания каждой из выборок и дает существенное преимущество в принятии решения о статистической значимости гипотезы.
- Значимым при анализе является разница математических ожиданий выборок, нормированная на средноквадратическое отклонение измеряемого параметра, что существенно сказывается на точности решения. По этой причине целесообразно делать выборки наблюдаемого параметра из формуляров цели  $n_1, n_2 \geq 50$ .

**Пример отождествления цели по  $t$ -критерию Стьюдента.** Предположим, что две РЭС принимают радиоизлучения в течение  $t=1$  с. За указанный промежуток времени РЭС1 получил 6 формуляров цели, РЭС2 – 8 формуляров, приве-

Таблица 2

РЭС	Параметры сигнала			Вид внутриимпульсной модуляции
	$f_H$ , ГГц	$\tau_H$ , мкс	$T_H$ , мс	
РЭС1	16.60	10	0.25	ЛЧМ
	16.62	12	0.01	
	16.59	8	0.1	
	16.57	4	0.25	
	16.60	15	0.05	
РЭС2	16.62	1	0.01	
	16.65	4	0.01	
	16.62	5	0.01	
	16.69	12	0.25	
	16.67	15	0.05	
	16.61	1	0.25	
	16.62	8	0.05	
	16.63	8	0.01	
16.60	4	0.01		

денных в табл. 2. Требуется определить, происходит ли излучение от одной радиоэлектронной станции или от двух различных станций.

Из табл. 2 видно, что радиосигнал излучается на некоторой средней несущей частоте с перестройкой длительности и периода следования импульсов, т. е. условие  $T_{набл} \gg t_{ф.ц}$  не выполняется. По этой причине целесообразно для отождествления объекта обрабатывать выборки по несущей частоте как наиболее устойчивому параметру. Предполагается, что принимаемые значения распределены по нормальному закону и имеют несмещенную оценку.

Средние значения зафиксированной частоты составляют:

$$\bar{f}_{H1} = \sum_{r_1=1}^6 f_{Hr_1} = 16.60 \text{ ГГц};$$

$$\bar{f}_{H2} = \sum_{r_2=1}^8 f_{Hr_2} = 16.64 \text{ ГГц};$$

$$\sigma_1^2 = \frac{1}{5} \sum_{r_1=1}^6 (f_{Hr_1} - \bar{f}_{H1})^2 = 360 \text{ МГц}^2;$$

$$\sigma_2^2 = \frac{1}{5} \sum_{r_2=1}^8 (f_{Hr_2} - \bar{f}_{H2})^2 = 970 \text{ МГц}^2.$$

Значение  $t$ -критерия определяется согласно (2):

$$t = \frac{|f_{H1} - f_{H2}|}{\sqrt{\sigma_1^2/6 + \sigma_2^2/8}} = \frac{|16.60 - 16.64|}{\sqrt{0.36/6 + 0.97/8}} = 2.69.$$

Для получившегося значения  $t = 2.69$  со степенями свободы  $n = 12$  проверяют гипотезу  $H_0$  на равенство средних по таблице квантилей распределения Стьюдента  $t_{\alpha, n}$  (табл. 3):

$$t_{0.98, 12} = 2.6810 < t = 2.69 < t_{0.99, 12} = 3.0545.$$

Вероятность отождествления определяется по (1).

Таким образом, расчет показал, что принимаемый двумя РЭС радиосигнал принадлежит одной станции с вероятностью  $Q = 98 \%$ .

В реальных условиях следует руководствоваться более общими критериями при отождествлении целей, учитывая также вид внутриимпульсной модуляции и мощность радиосигнала. Отождествление должно проводиться с учетом траекторных признаков цели – пеленгов объекта, поскольку одинаковые по своим сигнальным признакам ИРИ могут располагаться на различных направлениях.

В представленном исследовании проведен анализ метода отождествления ИРИ двумя РЭС.

Таблица 3

n = 12		
$\alpha$	$Q_{12}$	$t_{\alpha, 12}$
0.5	0.50	0.6955
0.1	0.90	1.7823
0.05	0.95	2.1788
0.02	0.98	2.6810
0.01	0.99	3.0545

В основу метода положен математический аппарат проверки статистических гипотез с использованием  $t$ -критерия Стьюдента. Показана эффективность его применения при решении задач отождествления двух ИРИ на примере расчетной задачи, а также его целесообразность в условиях информационного взаимодействия между различными типами объектов (наземных станций, самолетов и пр.). Результаты работ заключаются в следующем:

- Отождествление ИРИ необходимо производить по их сигнальным признакам (несущая частота, длительность и период следования импульсов и др.), поскольку последние обладают более высокой информативностью, чем траекторные признаки (пеленги на объект). Целесообразно выбирать тот параметр принимаемого сигнала, который не был подвержен перестройке по какому-либо закону на интервале времени излучения сигнала РЭС. Выборка значений этого параметра распределена по закону Стьюдента, и ее можно использовать для проверки гипотез о равенстве средних значений.

- Моделирование процесса отождествления показало, что с увеличением выборки анализируемого параметра (количества принятых формуляров об объекте излучения) уровень значимости ошибочной гипотезы отождествления снижается. Это объясняется тем фактом, что выборка значений обретает вид нормального закона распределения. При значениях  $n_1 = n_2 > 50$  уровень значимости ложной гипотезы не превышает 0.01.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Мельников Ю. П. Воздушная радиотехническая разведка (методы оценки эффективности). М.: Радиотехника, 2005. 304 с.
2. Кофман А. Введение в прикладную комбинаторику. М.: Наука, 1975. 480 с.
3. Черняк В. С. Многопозиционная радиолокация. М.: Радио и связь, 1993. 416 с.
4. Ширман Я. Д., Манжос В. Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981. 416 с.

5. Пат. RU 2253126 С1. МПК7 G01S3/72. Способ отождествления пеленгов источников радиоизлучений в угломерных двухпозиционных пассивных радиолокационных системах / В. В. Дрогалин, В. И. Меркулов, О. Ф. Самарин, В. В. Францев, Г. С. Челей, В. С. Чернов. Опубл. 27.05.2005. Бюл. № 15.

6. Гребенников В. Б., Тетеруков А. Г. Определение числа радиоизлучающих объектов (целей) в зоне ответственности пассивной многопозиционной радиолокационной системы воздушного базирования // Радиотехника. 2011. № 8. С. 70–79.

7. Меркулов В. И., Тетеруков А. Г., Гребенников В. Б. Алгоритм многоцелевого сопровождения источников радиозлучения с подвижного носителя // Успехи современной радиоэлектроники. 2014. № 7. С. 14–17.

8. Небабин В. Г., Сергеев В. В. Методы и техника радиолокационного распознавания. М.: Радио и связь, 1984. 152 с.

9. Селекция и распознавание на основе локационной информации / А. Л. Горелик, Ю. Л. Барабаш, О. В. Кришошеев, С. С. Эпштейн. М.: Радио и связь, 1990. 240 с.

A. V. Kvasnov

JSC "Zaslon" (Saint Petersburg)

## Method of Radio-Emitting Target Identification from Passive Spatial Diversity Radio-Electronic Stations on the Basis of Student's *t*-Test

*The method of radar plot identification from the passive spatial diversity radio electronic stations is described. As mathematical model it's used Student's t-test to check statistical hypotheses about averages. It was conducted simulation of the algorithm that showed his efficiency, and also considered an example of its realization.*

Radar Plot Identification, Radio Emitting Target, Radio Emitting Targets Identification, Passive Radio Electronic Stations, Spatial Diversity Stations

Статья поступила в редакцию 14 июня 2016 г.

10. Справочник по прикладной статистике: в 2 т. Т. 1 / под ред. Э. Ллойда, У. Ледермана, Ю. Н. Тюрина. М.: Финансы и статистика, 1989. 510 с.

11. Кваснов А. В., Поляков В. Б. Анализ алгоритмов сканирования воздушного пространства АФАР для сокращения времени поиска надводных и аэродинамических целей // Радиопромышленность. 2016. № 2. С. 40–46.

УДК 621.391

А. И. Соколов, Ю. С. Юрченко

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина)

## Использование пространственной информации при комплексировании инерциальных и радиотехнических систем летательных аппаратов

*Рассмотрены схемы комплексирования, содержащие инерциальную систему навигации и радиотехнические (спутниковую и дальномерную или радиолокационную) системы с бортовыми приемо-передающими антеннами. Предложено учитывать информацию инерциальной системы навигации для выбора рабочей антенны радиотехнической системы и учета ее смещения относительно центра масс летательного аппарата.*

### Инерциальные и радиотехнические системы, рабочая антенна, центр масс летательного аппарата, комплексирование

Комплексирование навигационных систем летательных аппаратов (ЛА) предполагает объединение инерциального и радиотехнических способов навигации [1]. Такие системы находят широкое применение в авиации для определения географических и взаимных координат ЛА. При определении географических координат выполняются навигационные измерения относительно маяков с известными координатами и рассчитываются географические координаты [1], при определении взаимных координат – измеряются координаты своего ЛА относительно соседних

ЛА [2], [3]. Для повышения надежности измерений во всех случаях используется комплексирование радиотехнических и автономных способов навигации [4]–[6]. Для определения взаимных координат ЛА в качестве радиотехнических способов возможно применение спутникового [2], [3], [5] и радиолокационного [6] способов. При этом необходимо решить следующие задачи:

– выбрать рабочую антенну с наилучшими условиями передачи и приема сигналов (при наличии нескольких антенн на ЛА);